

# Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: Notas sobre el caso colombiano

---

Patricia Correa\*

## I. INTRODUCCION

Una de las hipótesis fundamentales de la teoría macroeconómica de economías abiertas es que, en ausencia de controles muy restrictivos o efectivos a la movilidad de bienes y de capitales, debe existir una relación de equilibrio de largo plazo entre la tasa de interés real doméstica y la externa. En la versión más restrictiva de esta hipótesis<sup>1</sup>, conocida en la literatura bajo el nombre de "teoría de la paridad en el interés real" o "hipótesis de Fisher para una economía abierta", se postula incluso que dichas tasas deben igualarse en términos de valor absoluto.

El que esta hipótesis se cumpla o no tiene implicaciones de política importantes, en particular en lo referente a los efectos reales de la política monetaria y su coordinación con la política cambiaria. El objetivo de estas notas es hacer un breve repaso de los fundamentos analíticos que subyacen detrás de esta teoría y hacer algunos

tests empíricos para comprobar si se cumple en el caso colombiano. Con este ejercicio se intenta arrojar algunas luces respecto a los mecanismos de ajuste alternativos en la actual coyuntura económica, la cual ha estado sujeta a una sucesión de shocks que han alterado de manera fundamental algunos precios relativos como las tasas de interés reales y la tasa de cambio real.

## II. FUNDAMENTOS DE LA TEORIA DE PARIDAD DE INTERES REAL

La hipótesis de paridad en las tasas de interés reales interna y externa está basada en dos pilares teóricos igualmente controvertibles y sujetos a comprobación empírica: la teoría de paridad en el poder adquisitivo (PPP) y la teoría de paridad en tasas de interés nominales. Las dos postulan, en esencia, que si los mercados operan eficientemente a nivel internacional, no es posible sacar ventaja, de forma sistemática y permanente, de diferenciales en precios de bienes o rentabilidades de activos, comprando en un país y vendiendo en otro. Tarde o temprano, las fuerzas de los respectivos mercados tenderán a eliminar dichos diferenciales.

---

\* Patricia Correa es Asesora del Ministro de Comercio Exterior.

<sup>1</sup> En la que se supone existe información perfecta, indiferencia ante el riesgo, ausencia de costos de transporte y de transacción, etc.

La conocida hipótesis de paridad en tasas de interés nominales para una economía abierta y *pequeña*<sup>2</sup>, formula que en condiciones de movilidad perfecta de capitales e inexistencia o indiferencia ante el riesgo financiero, existe un vínculo entre las tasas de interés nominales interna y externa y las expectativas de devaluación ( $i, i^*$  y  $d^a$ , respectivamente), que se puede expresar a través de la siguiente ecuación:

$$[1] \quad i = i^* + d^a$$

Si algún shock inesperado genera un diferencial entre la tasa de interés ofrecida por los activos financieros domésticos y la rentabilidad esperada de activos externos de similares características (en cuanto a plazos, riesgo, etc.), las fuerzas del mercado se encargarán de eliminarlo, de tal manera que los agentes no puedan realizar sistemáticamente ganancias extraordinarias vendiendo activos en un mercado y comprando en el otro. Si, por ejemplo, se llegara a producir un incremento exógeno en  $i$  (generado por un apretón monetario sorpresivo), el exceso de demanda por activos domésticos que se generaría inicialmente se corregiría rápidamente a través de cualquiera de estos mecanismos:

a) Si la tasa de cambio se determina libremente, y la inflación es relativamente inflexible en el corto plazo<sup>3</sup>, el influjo de capitales provocado por el diferencial ocasionará una revaluación nominal temporal del tipo de cambio, colocando la tasa de cambio real por debajo de su nivel de "equilibrio" y por ende, generando expectativas de devaluación. Así, el ajuste se dará a través de  $d^a$ , variable que cerrará el diferencial.

b) Si la tasa de cambio es una variable fija o controlada por las autoridades, y el shock inicial en  $i$  se percibe como transitorio, el ajuste tendrá que realizarse en el mercado financiero doméstico ya que  $(i^* + d^a)$  permanecerá inalterado. Este puede tener lugar a través de un incremento en la oferta monetaria causada por el influjo de capitales, que contrarrestará inmediatamente el efecto del apretón sobre  $i$ , reduciendo nuevamente las tasas de interés domésticas.

c) Naturalmente, en la práctica el ajuste se puede dar a través de una combinación de estos dos mecanismos, según el grado de flexibilidad cambiaria del país en cuestión. Por ejemplo, en Correa (1990) se demuestra que éste fue el caso en Colombia durante la década de los ochenta, cuando operó un mercado de cambios dual ("negro" y oficial). Por un lado, las variaciones en la tasa de cambio negra ejercieron un importante papel como mecanismo de ajuste cuando se presentaron variaciones significativas en la tasa de rentabilidad relativa entre los activos financieros domésticos y externos, al tiempo que variaciones en la oferta monetaria, a través de cambios en las reservas internacionales causados por sub o sobrefacturación de operaciones legales, también ejercieron presión sobre las tasas de interés domésticas. Este resultado se ve corroborado por la investigación de Herrera (1990), quien encuentra una relación estrecha entre el diferencial de rentabilidades y el diferencial entre la tasa de cambio negra y oficial<sup>4</sup>, y también se enfatiza en el análisis de Clavijo (1990).

Cuando existe aversión al riesgo y éste se asocia con la economía doméstica, la ecuación [1] se puede replantear en términos más generales así:

---

<sup>2</sup> "Pequeña" en el sentido de que sus operaciones con el resto del mundo no alcanzan a afectar ni los precios ni las tasas de interés externos.

<sup>3</sup> Es decir, los precios tardan tiempo en responder a las variaciones del tipo de cambio y a otras variables financieras volátiles, como se enfatiza en el artículo clásico de Dornbusch (1976).

---

<sup>4</sup> En Correa(1990), a través de análisis de cointegración de series mensuales, se demuestra que utilizando la devaluación en el mercado negro como indicador de  $d^a$ , no se puede rechazar la hipótesis de convergencia de largo plazo entre  $i$  y  $(i^* + d^a)$ , es decir, la hipótesis de paridad de interés nominal.

[1a]  $i = i^* + d^a + \phi$  Donde  $\phi$  es la "prima" o sobretasa requerida para compensar a los agentes por el riesgo asociado con la inversión en activos denominados en pesos.

Aunque en este caso las dos rentabilidades no se igualan en valor absoluto, tenderán a moverse en la misma dirección, siempre y cuando la prima de riesgo, y la actitud de los agentes frente al riesgo, permanezcan constantes en el largo plazo.

Sumando y restando la inflación anticipada interna y externa ( $p^a$  y  $p^{*a}$ , respectivamente) de la ecuación [1], obtenemos:

$$[2] i - p^a = i^* - p^{*a} + (d^a + p^{*a} - p^a)$$

$$[3] r = r^* + t^a$$

donde  $t^a$  es la devaluación real anticipada. Así, de la hipótesis de paridad en las tasas de interés nominales se desprende, casi por definición, que la diferencia entre la tasa de interés real doméstica "ex-ante" (o esperada) y la del resto del mundo<sup>5</sup>, debe ser igual a las expectativas de devaluación (revaluación) real. Si es relevante para el caso, habría que sumar a ésta última la prima de riesgo.

De esta manera, el diferencial de tasas de interés reales, que en algunos casos se podría interpretar como la diferencia en el costo de oportunidad de la inversión real entre un país y el resto del mundo, estaría estrechamente vinculado al comportamiento esperado de la tasa de cambio real en un mundo de libre movilidad de capitales. La hipótesis que se tenga respecto a cómo se comporta la tasa de cambio real observada y esperada determinará entonces el comportamiento esperado de las tasas de interés reales relativas.

Si se supone que se cumple la hipótesis de paridad en el poder adquisitivo (al menos en su versión

<sup>5</sup> O de países con los cuales la economía está integrada a nivel real y financiero.

débil<sup>6</sup>), en el largo plazo  $t^a$  deberá aproximarse a cero, con lo cual el diferencial entre las tasas de interés reales también tenderá a desaparecer. Si existe aversión al riesgo y las condiciones de riesgo se mantienen constantes a través del tiempo<sup>7</sup>,  $r - r^*$  deberá regresar a un nivel promedio constante dado por  $\phi$ . Así, en el largo plazo :

$$[4] r - r^* = (d^a + p^{*a} - p^a) = 0 \quad [\phi = \phi]$$

La condición de paridad de interés real tiene implicaciones de política importantes. En primer lugar, en la literatura se arguye que si hay movilidad internacional de los recursos de ahorro (la cual en principio sería sensible a los diferenciales en tasas reales de interés), el efecto de "crowding-out" o desplazamiento de la inversión privada de un incremento del déficit fiscal o de una disminución del ahorro interno, no debería ser importante<sup>8</sup>.

En segundo lugar, y éste es el aspecto que más resaltaremos en estas notas, la paridad del interés real establece un vínculo estrecho entre la tasa de cambio de equilibrio y la política monetaria, con consecuencias sobre la efectividad de esta última y la política cambiaria. La forma como se produce ese vínculo depende del funcionamiento de los respectivos mercados y de la manera como los agentes forman sus expectativas cambiarias y de precios.

Bajo el supuesto de expectativas racionales, tendríamos que la inflación y devaluación anticipada

<sup>6</sup> La hipótesis "fuerte" de PPP, postula que el nivel de precios interno debe igualarse al nivel de precios externo relevante, ajustado por la tasa de cambio. La hipótesis "débil" plantea que debido a la existencia de costos de transporte y otros costos de transacción, la igualdad se da sólo en diferencias, de tal manera que en el largo plazo debe cumplirse que:  $d = p - p^*$ . Al respecto, véase Dornbusch (1988).

<sup>7</sup> En el caso de que exista una prima de riesgo, la diferencia de tasas de interés debe ser en promedio igual a una constante que mide dicha prima de riesgo.

<sup>8</sup> En Frankel y MacArthur (1988) se encuentra un resumen del debate en torno a este punto.

se acercaría al valor observado más un error de predicción aleatorio, respectivamente. Si agrupamos en  $\epsilon$  todos los errores de predicción de tasas de cambio y precios, la ecuación [4] se convertiría en:

$$[5] \quad r - r^* - \phi = d + p^* - p = \epsilon \quad [\text{donde } E(\epsilon)=0]$$

ó, alternativamente,

$$[5a] \quad r - r^* = t = \mu$$

Donde  $t$  es la devaluación real observada, y el valor esperado de  $\mu$  es 0, o igual a una constante, que como dijimos, podría interpretarse como la prima de riesgo asociada a la inversión doméstica (o la existencia de costos de transacción fijos en el tiempo).

Bajo estos supuestos, si el diferencial de tasas de interés reales tiende a cero (o a una constante) en promedio, en términos econométricos ello implicaría que la tasa de devaluación real *observada* sería una variable estacionaria y la tasa de cambio real se comportaría como un camino aleatorio (con o sin tendencia, según el caso). Es decir, no se requiere, como lo postula la versión “fuerte” de PPP, que el nivel de tasa de cambio real sea estable, pero sí que lo sean sus variaciones, de tal manera que los agentes no puedan realizar beneficios “extraordinarios” permanentemente a través de operaciones de arbitraje.

De cumplirse estos postulados, la posibilidad de que las autoridades puedan estimular en forma efectiva y permanente el crecimiento de la economía a través de una intervención activa sobre las tasas de interés serían muy limitadas, a menos que dicha intervención se haga en un contexto de descenso de las tasas de interés a nivel internacional. Igualmente, políticas restrictivas que intenten frenar la expansión de la demanda a través del incremento de la tasa de interés real, tendrán poco impacto real e incluso efectos perversos sobre la inflación, si las tasas de interés reales externas quedan muy por debajo de la interna.

La anterior conclusión podría ser menos drástica si uno supone, “a la Dornbusch”, que pese a existir expectativas racionales, en la vida real se presenta cierta rigidez en algunos precios (sobre todo de bienes y servicios), y que éstos y los salarios se ajustan sólo gradualmente a shocks o cambios en la devaluación nominal. Si ésto es así, es posible que la tasa de cambio real (TCR) se demore más tiempo en regresar a su nivel de “equilibrio” (TCR<sup>e</sup>), y que  $t$  tenga un comportamiento menos volátil o ágil de lo que sucedería en un mundo sin ningún tipo de costos de transacción o restricciones. En este caso, la devaluación real observada no se moverá a la misma velocidad que la devaluación esperada, y es posible que se presenten desviaciones entre  $r$  y  $r^*$  por períodos más largos de lo que sugiere la hipótesis de ajuste automático. La dinámica de  $t$  se podría modelar de manera sencilla mediante la siguiente expresión:

$$[6] \quad t = (1/\alpha) [TCR^e - TCR]$$

Donde  $(1/\alpha)$  es un parámetro que indica la velocidad de ajuste de la tasa de cambio real a su nivel observado y/o de “equilibrio”. Esta velocidad depende, entre otras cosas, de qué tan flexibles sean los precios, y del tipo de política o régimen de tasa de cambio nominal. Combinando esta ecuación con las anteriores obtenemos:

$$[7] \quad r = r^* + (1/\alpha) [TCR^e - TCR]$$

$$[8] \quad TCR = TCR^e + \alpha (r^* - r)$$

Así, una política monetaria restrictiva, al subir  $i$  y  $r$ , traerá consigo una apreciación (revaluación) transitoria del tipo de cambio real. Al caer TCR por debajo de su nivel inicial de equilibrio, se generarán expectativas de devaluación y TCR comenzará a subir de nuevo, hasta recuperar un nivel consistente con el equilibrio de la cuenta corriente de la balanza de pagos. Siempre y cuando no se produzca un cambio estructural que modifique el valor de TCR<sup>e</sup>, el incremento en  $r$  (o disminución de TCR) sólo será temporal. Si la tasa de cambio nominal es fija

o controlada, el incremento inicial de  $r$  tendrá un impacto monetario expansivo a través de las reservas internacionales, el cual, o bien reducirá la tasa de interés nominal colocando a  $r$  en su nivel inicial, o se ajustará a través de mayor inflación. En este caso, el aumento de precios se encargará de poner los precios relativos nuevamente en sus niveles de equilibrio (sobre todo bajo un sistema de crawling-peg).

No obstante, si el incremento en  $r$  se sostiene por mucho tiempo a través de una sucesión de shocks monetarios contraccionistas anunciados (o políticas fiscales), es posible que esta estrategia de política afecte la tasa de cambio real de equilibrio. La razón es que, al restringirse la demanda interna con el aumento de  $r$  de manera sostenida, lo natural es prever un menor déficit (mayor superávit) en la cuenta corriente de la balanza de pagos en el largo plazo, con lo cual  $TCR^e$  puede bajar. Este segundo efecto reforzaría las presiones revaluacionistas de corto plazo, volviendo la caída de  $TCR$  más un fenómeno permanente que temporal.

Un razonamiento similar se puede hacer para analizar los efectos de una caída exógena en  $r^*$ , la tasa de interés real externa. Si ésta se percibe como temporal, se producirá una revaluación transitoria únicamente; si los mercados operan eficientemente, tarde o temprano la tasa de interés doméstica caerá también, lo cual estimula la demanda interna y genera déficit (menor superávit) en la cuenta corriente de la balanza de pagos, induciendo una depreciación del peso. Sin embargo, el efecto sobre la  $TCR$  de equilibrio puede ser ambiguo, dependiendo de la estructura de la economía. Si el país es deudor neto, hay un efecto favorable sobre la cuenta corriente (a través de la cuenta de servicios) que hace que no sea tan claro que estructuralmente la cuenta corriente se haya vuelto más deficitaria. Si el gobierno, además, aprovecha la reducción del servicio de la deuda y gasta más, el efecto será a favor de una depreciación si gasta en bienes importados.

### III. EVIDENCIA EMPIRICA

En la literatura reciente se tiende a rechazar de manera contundente la hipótesis de igualdad total de tasas de interés reales en el caso de los países desarrollados durante las últimas décadas. En parte, esto se debe a que la evidencia no es concluyente respecto a que se haya cumplido la hipótesis de PPP durante el período de tasas de cambio flotantes, y a que la hipótesis de paridad de tasas de interés nominales tampoco se cumple en muchos casos<sup>9</sup>.

No obstante, algunos analistas arguyen que esto no se debe propiamente a una falla en "la teoría", sino en los supuestos que se hacen sobre formación de expectativas de precios y tasas de cambio, en donde casi siempre se toman los valores observados como indicador eficiente de éstas [MacDonald y Taylor (1991)]. Otros opinan que los diferenciales encontrados se explican por condiciones de riesgo distintas entre países, pese a existir gran movilidad de capitales.

Por otra parte, existe amplia evidencia de que en muchos países con la cuenta de capitales abierta, las tasas de cambio real se comportan como un camino aleatorio, lo que implica que, si las expectativas son racionales, la devaluación real esperada  $t^e$  (y el diferencial de tasas de interés reales "ex-ante") en promedio deberá ser cero o igual a una constante.

En países en vía de desarrollo, donde coexiste un mercado de cambios controlado con uno ilegal o "negro", como fue el caso de Colombia hasta hace pocos meses, diversos estudios muestran que la

---

<sup>9</sup> Frenkel(1981) y Krugman(1978), entre otros, no encuentran evidencia a favor de PPP después del rompimiento de Bretton Woods, pero en el período entre las dos guerras mundiales, la evidencia favorece ampliamente la hipótesis. Por su parte, Cumby y Obstfeld (1984) y Fraser y Taylor (1990) encuentran evidencia contundente en contra de la hipótesis de paridad en tasas de interés real en Estados Unidos frente a algunos países de la CEE, durante el reciente período de tasas de cambio flotantes.



hipótesis “débil” de PPP también se cumple si se toman los movimientos en la tasa de cambio negra como indicadores de expectativas de devaluación<sup>10</sup>. Tal como se demuestra en Correa (1991), en el caso colombiano no se puede rechazar la hipótesis de que la serie de tasa de cambio real calculada utilizando la tasa de cambio negra a lo largo del período 1970-1990 es un camino aleatorio con tendencia (random-walk with “drift”)<sup>11</sup>.

En la literatura se pueden identificar diversos métodos y aproximaciones para comprobar empíricamente la hipótesis de paridad en las tasas de interés reales<sup>12</sup>. El primero y más sencillo de todos consiste en calcular las desviaciones de la tasa de interés real “ex-post” (es decir, la tasa de interés real observada) respecto a su nivel de paridad, y mediante análisis gráfico o estadístico simple, mirar si éstas son estadísticamente significativas. La “significancia” se define usualmente respecto a una banda neutral, determinada por costos de transacción o primas de riesgo. La medición de estos últimos, naturalmente, casi siempre es arbitraria y sujeta a debate.

En el Gráfico 1 aparece la evolución de las tasas de interés reales de Colombia y el exterior<sup>13</sup>. De su observación se desprenden tres resultados iniciales de importancia:

a. A todo lo largo del período analizado, la tasa de interés real doméstica se mantuvo siempre 4 o 5 puntos porcentuales por encima de la tasa externa (la de Estados Unidos, en este caso). Este es un fenómeno poco usual para un país en desarrollo. Como lo demuestran Frankel y MacArthur (1988),

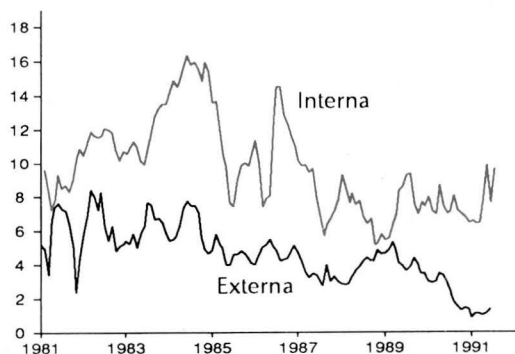
<sup>10</sup> Véase, por ejemplo, Enders(1988), Culbertson(1975) y Koveos(1986).

<sup>11</sup> Los tests de Dickey-Fuller (normal y aumentado) de raíz unitaria para la tasa de cambio real así calculada arrojaron valores del estadístico t positivos y, para las diferencias en la serie, valores inferiores a -10.

<sup>12</sup> Para una revisión de estos métodos se puede consultar el artículo de MacDonald y Taylor (1991).

<sup>13</sup> Estas tasas se construyeron con base en tasas de interés pasivas, de acuerdo con la metodología descrita en la nota adjunta al Gráfico 1.

**Gráfico 1. TASAS DE INTERÉS<sup>1</sup>**  
**(Enero 1981 - Junio 1991)**



<sup>1</sup> IRD se construyó como  $((1+i/100)/(1+p/100) - 1)$  donde  $i$ =tasa de interés pasiva doméstica (CDT's de bancos y corporaciones financieras),  $p$ =tasa de inflación (IPC). Para IRE se aplicó la misma fórmula tomando la LIBOR como tasa de interés nominal y la inflación según el IPC de Estados Unidos.

**Fuente:** Cálculos del autor.

este diferencial normalmente es negativo en los países menos desarrollados, donde todavía subsisten controles a las tasas de interés internas<sup>14</sup>. Los diferenciales positivos normalmente se atribuyen a la existencia de controles y altos costos de transacción a la entrada de capitales, riesgo asociado a la posibilidad de que en el futuro se impongan controles a la salida del capital, o riesgo asociado a inestabilidad política o institucional.

En el caso colombiano es posible que estos tres factores hayan operado simultáneamente. No obstante, a nuestro modo de ver los primeros quizás no fueron tan importantes, ya que, como se mencionó anteriormente, la existencia de un mercado negro de divisas “tolerado” ciertamente redujo las restricciones efectivas a la movilidad de capitales. Así, el significativo diferencial promedio podría ser indicio de la existencia de una “aversión

<sup>14</sup> Según la misma fuente, en México, por ejemplo, el diferencial (a favor de la tasa de interés internacional) fue en valor absoluto superior a 12 puntos porcentuales en promedio durante el período sep.1982-oct.1986.

estructural" a invertir en Colombia (así sea en activos de muy corto plazo) cuyos determinantes habría que analizar en una investigación más profunda sobre el tema<sup>15</sup>. Al respecto es interesante observar que dentro de los países europeos analizados por Frankel y MacArthur sólo Irlanda e Italia presentaron un diferencial promedio positivo durante la década de los ochenta.

b. No obstante lo anterior, la tendencia de largo plazo de las dos variables ( $r$  y  $r^*$ ) es muy similar, lo que constituye un primer indicio de que existe una estrecha relación de largo plazo entre ellas.

c. Las dos variables no parecen exhibir un comportamiento estacionario, lo cual debe tenerse en cuenta al realizar pruebas econométricas con ellas.

Otra forma de investigar la hipótesis "fuerte" de paridad de interés real (suponiendo que no hay riesgo, ni ajuste parcial de precios, etc.), que fue común en la literatura empírica sobre el tema hasta mediados de los ochenta, es correr una regresión entre el diferencial de inflaciones y el diferencial de tasas de interés nominales, y hacer el test para  $\alpha = 0$  y  $\beta = 1$ , utilizando una ecuación como:

$$[9] \quad p - p^* = \alpha + \beta(i - i^*) + \phi$$

Los resultados de un ejercicio de ese estilo para el caso colombiano, utilizando índices de precios al consumidor y tasas de interés pasivas, aparecen en el Cuadro 1. A pesar de que el coeficiente de  $\beta$  resulta ser estadísticamente significativo, fenómeno que no ocurre en la experiencia de otros países<sup>16</sup>, y no poderse rechazar la hipótesis  $\alpha = 0$ , los resultados son a todas luces insatisfactorios. Por una parte,  $\beta = 1$  se rechaza al 95% de confianza, el ajuste de la regresión es pobre, y la presencia de problemas de autocorrelación sugiere que hay fallas en la especificación dinámica del modelo.

<sup>15</sup> También es posible que esto se explique por razones fiscales.

<sup>16</sup> Véase Cumby y Obstfeld (1984), por ejemplo.

Cuadro 1.

Variable dependiente: $p - p^*$	
Período : 1981:1 - 1991:12	Grados de libertad: 130
Número de observaciones: 132	
$\alpha = -2.76$ (-1.23)	$\beta = 0.66$ (7.52)
$R^2 = 0.32$	
Durbin-Watson: 0.22	

Antes de sacar conclusiones respecto a la existencia o no de paridad de interés real en Colombia, conviene hacer las siguientes consideraciones, las cuales sugieren que el anterior no es probablemente el camino más adecuado para comprobar empíricamente si existe un vínculo de largo plazo entre las tasas de interés reales interna y externa.

En primer lugar, la especificación descrita en [8] no considera la posibilidad de problemas de ajuste dinámico que discutimos en la sección anterior. Debido a rezagos en la respuesta de algunos precios, la TCR puede tardar tiempo en ajustarse a su nivel de equilibrio, lo cual se reflejaría también en el comportamiento del diferencial  $r - r^*$ .

En segundo lugar, no es claro cuál debe ser la causalidad entre el diferencial de inflaciones y el de tasas de interés nominales. Como ya se analizó, lo más probable es que sea de doble vía, lo cual rompería con los supuestos básicos para que el método de mínimos cuadrados sea válido para comprobar una hipótesis. Esto, además, se ve reforzado por el hecho de que las variables involucradas en la regresión no son estacionarias.

Los argumentos anteriores nos llevan a concluir que el análisis de cointegración<sup>17</sup> es el más adecuado para establecer si existe una relación de

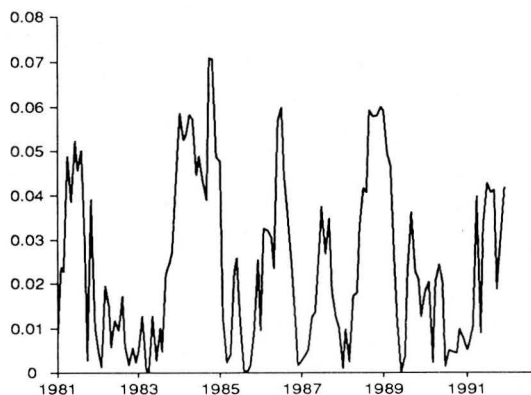
<sup>17</sup> Véase al respecto, Engle y Granger(1987) o Chica y Ramírez (1991).

largo plazo entre las tasas de interés reales internas y externas. Los resultados del Cuadro 2 permiten constatar, por un lado, que tanto  $r$  como  $r^*$  no son variables estacionarias. Tests de Dickey-Fuller (D-F) y Dickey-Fuller aumentado (AD-F) muestran que sus respectivas series de tiempo poseen raíz unitaria (son series integradas de orden uno).

Por otra parte, estos resultados demuestran que hasta mediados de 1990 las dos variables presentaron una relación fuerte de equilibrio de largo plazo, pese a presentarse diferenciales en cada momento del tiempo. En otras palabras, operó un mecanismo de corrección de errores que las forzó a converger en un punto de equilibrio de largo plazo. Los tests de Bhargava, D-F y AD-F, muestran que los errores de la regresión de cointegración:  $r = c + b r^*$ , presentaron un comportamiento estacionario (véase el Cuadro 3 y el Gráfico 2).

Así, pese a existir controles al movimiento de capitales, aversión al "riesgo colombiano" y rigidez en algunos precios, en el pasado la economía colombiana parece haber estado mucho más inte-

**Gráfico 2. DESVIACIONES DE LA TASA DE INTERES REAL DE PARIDAD (Ene.1981 - Dic.1991) (Residuos de la regresión de cointegración)**



Fuente: Regresión Cuadro 2.

grada al resto del mundo (y a Estados Unidos en particular) de lo que sugieren la mayoría de los análisis<sup>18</sup>, con lo cual en el mediano y largo plazo la política monetaria fue menos autónoma de lo que comúnmente se cree.

**Cuadro 2. PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA (1981:1-1991:12)**

Variable dependiente:	$r$	$dr$	$r^*$	$dr^*$
No.de observaciones:	131	129	131	129
Prueba:				
Dickey-Fuller (D-F)	-2,06	-9,85*	-1,90	-10,71 *
Valor crítico <sup>a</sup> :-3.51				
Dickey-Fuller Aument (AD-F)	-2,28	-10,01*	-2,04	-11,01 *
Valor crítico <sup>a</sup> :-4.98				

\* La hipótesis nula de raíz unitaria se rechaza al 1%.

<sup>a</sup> Fuente: Engle y Yoo (1987).

<sup>18</sup> Excepciones son los recientes trabajos de Herrera(199 0), Clavijo(1990), Tenjo (1991), entre otros.



**Cuadro 3. TEST DE COINTEGRACION ENTRE LAS TASAS DE INTERES REALES DOMESTICAS (r) Y EXTERNAS (r\*)**

1981:2 - 1990:6	D.W. <sup>1</sup>	D-F <sup>2</sup>	AD-F <sup>3</sup>
Estadístico	0.449 *	-3.71**	-2.79
Valor crítico			
al 1%	0.51	3.51	3.73
al 5%	0.39	2.89	3.17
1981:2 - 1991:6	D.W. <sup>1</sup>	D-F <sup>2</sup>	AD-F <sup>3</sup>
Estadístico	0.323 *	-2,896	-1,672
Valor crítico			
al 1%	0.499	3.51	3.73
al 5%	0.378	2.89	3.17

\* Se rechaza la hipótesis de no-cointegración al 95% de confianza.

\*\* Se rechaza la hipótesis de no-cointegración al 99% de confianza.

<sup>1</sup> El estadístico corresponde al Durbin-Watson de la ecuación de cointegración  $r = \alpha + \beta r^* + \varepsilon$

<sup>2</sup> El estadístico corresponde al valor del estadístico -t del parámetro b en la ecuación  $\Delta \varepsilon = c + b_{-1} + \mu$  donde  $\varepsilon$  es el error de la ecuación de cointegración.

<sup>3</sup> El estadístico corresponde al valor del estadístico -t del parámetro b en la ecuación  $\Delta \varepsilon = c + b\varepsilon_{-1} + \sum_{i=1}^b a_i \Delta \varepsilon_{-i} + \mu$  donde  $\varepsilon$  es el error de la ecuación de cointegración.

Fuente: Correa (1991), Fuller (1976) y Engle + Yoo (1987).

En el Cuadro 4 aparecen los resultados de la estimación de un modelo dinámico de corrección de errores para el período 1980:1-1990:6, utilizando como variable dependiente tanto las variaciones en r como en r\*. Estos muestran, como es intuitivamente lógico, que la causalidad se da de la tasa de interés externa a la interna, y no viceversa. El signo y significancia del coeficiente de  $\alpha$  muestra que las desviaciones con respecto a la relación de equilibrio entre las dos tasas (representadas por  $\alpha$ ) indujeron cambios en r en la dirección de cerrar el diferencial.

**Cuadro 4. MODELO DE CORRECCION DE ERRORES**

Var.dependiente:	dr*	dr
No.observaciones:	107	107
$\bar{R}^2$	0.211	0.231
D.W.	2.01	1.995
SSE	0.007	0.0012
Q	25.8	39.8
Constante	-0.0005 (-0.095)	-0.0004 (-0.04)
$\varepsilon_{-1}$	0.013 (0.66)	-0.133 (-3.63)
$dr_{-1}$		0.300 (3.09)
$dr^*_{-4}$	-0.295 (-3.94)	
$dr^*_{-5}$	-0.247 (-2.71)	

Al incluir los datos del período 1990:6 -1991:12, no obstante, la relación de cointegración se debilita en forma significativa, como se constata al observar la caída del valor de los estadísticos t requeridos para las pruebas de hipótesis (Cuadro 3). Este resultado parece paradójico si se tiene en cuenta que es precisamente en los últimos meses cuando se han adoptado profundas reformas estructurales para abrir la economía a los mercados reales y financieros externos.

Lo anterior puede deberse a que entre 1990 y 1991 la economía colombiana sufrió varios shocks y cambios estructurales que modificaron de manera fundamental el valor de algunos precios relativos de equilibrio, particularmente aquellos relacionados con el sector externo. Por un lado, como es usual, la eliminación o reducción permanente de restricciones arancelarias y para-arancelarias a las importaciones, al cambiar las condiciones estruc-

turales de la balanza comercial, habría de elevar la tasa de cambio real de "equilibrio de largo plazo", TCR\*. Por otra parte, la amnistía ofrecida al retorno de capitales previamente "fugados" de manera ilegal, junto con la mayor flexibilidad en el control de cambios y la reforma al régimen de inversión extranjera, habrían de modificar la TCR\* de equilibrio en la dirección opuesta.

El conjunto de estas últimas medidas y las expectativas creadas en torno a la reforma estructural de la economía colombiana, generaron un clima de mayor "confianza" en la inversión financiera y real en el país, a lo cual se sumaron tres factores adicionales que estimularon (quizás de manera más importante que los anteriores) la entrada de capitales en los últimos meses: a) En primer lugar, la reducción sistemática y sustancial de  $i^*$  y  $r^*$  durante el último año y medio, inducida fundamentalmente por Estados Unidos con el objeto de reactivar su deprimida economía; b) En segundo lugar, el significativo incremento de  $i$  y  $r$  entre septiembre de 1990 y mediados de 1991, producto de una política de shocks sucesivos de contracción monetaria; y c) La intensificación de la actividad persecutoria de dineros y activos provenientes del narcotráfico

por parte de las autoridades de Estados Unidos, lo que actuó como un importante factor de expulsión de capitales.

Aunque en el momento hay gran incertidumbre y debate respecto a qué tan subvaluado está el tipo de cambio real efectivo, lo que sí se sabe es que hay una fuerte presión revaluacionista, bien sea porque "las condiciones fundamentales" han variado (TCR\* y  $r^*$  cayeron en forma permanente) o porque estamos en presencia de una burbuja especulativa, y hay alguna rigidez (que puede ser el funcionamiento del mercado monetario doméstico) que no permite que  $r$  se aproxime a su nivel de paridad.

Como lo sugiere la evidencia empírica analizada en estas notas, si este "desajuste" estructural continúa produciéndose, con los actuales niveles de tasa de cambio real y/o de tasa de interés nominales, será muy difícil trancar la acumulación de reservas internacionales. Independientemente de los esfuerzos que se hagan en materia fiscal, este último factor continuará presionando la expansión monetaria y la demanda agregada, compensando rápidamente la contracción generada por el ajuste en las finanzas públicas. Así, en últimas, será la inflación la que terminará llevando a  $r$  y TCR a sus niveles de "equilibrio".

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Clavijo, Sergio (1990), "La paridad internacional en las tasas de interés reales: los componentes comercial y financiero en el caso colombiano". Mimeo, Banco de la República, diciembre.
- Correa, Patricia (1991), "The dual exchange-rate market in Colombia 1970-1990", Chapter 3. Mimeo.
- Culberston, William P. (1975), "PPP and Blach Marbel Exchange Rates". *Economic Enquiry*, Vol.XIII, junio.
- Cumby y Obstfeld (1981), "Exchange rate expectations and nominal interest rates: a test of the Fisher hypothesis". *Journal of Finance*, 36, pp.697-703.
- Cumby and Obstfeld (1984), "International interest rate and price level linkages under flexible exchange rates: a review of the recent evidence", en *Exchange rate theory and practice*, Chicago: Chicago university press.
- Chica y Ramírez (1991), "La Metodología de la Cointegración: Presentación y Algunas Aplicaciones", *Desarrollo y Sociedad*, No.25, Marzo.
- Dornbusch, Rudiger (1988), "Purchasing power parity". *Exchange rates and inflation*, Cambridge: MIT Press.
- Dornbusch, Rudiger (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, 84, No. 6, pp 1161-1176.

- Enders Walter (1988), "ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes. *The Review of Economics and statistics*, Vol.LXX, No.3, Agosto.
- Engle, Robert y B. S. Yoo (1987), "Forecasting and testing in co-integrated systems". *Journal of econometrics*, 35, pp. 143-159.
- Engle, Robert y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Frankel, J.A. y A.T. Mac Arthur (1988), "Political vs. currency premia in international real interest differentials". *European Economic Review*, NO. 32.
- Frenkel, Jacob (1981), "Flexible exchange rates, prices and the role of 'news', lessons from the 1970s. *Journal of Political Economy*, 89, 4, pp.665-705.
- Fraser y Taylor (1990), "Some efficient tests of international real interest parity". *Applied economics*, 22, pp.1083-92.
- Koveos, P. y Siefert (1986), Market efficiency, PPP and Black Markets: evidence from Latin American countries". *Weltwirtschaftliches Archive*, Heft No.2.
- Krugman, Paul (1978), "PPP and exchange rates: another look at the evidence". *Journal of International Economics*, 8, pp.397-407.
- Herrera, Santiago (1990), "Eficiencia y determinantes del funcionamiento del mercado paralelo de divisas en Colombia". *Ensayos sobre política económica*, Banco de la República, No.17, junio.
- MacDonald, Ronald y M.P. Taylor (1991), "Exchange rate economics: a survey", IMF working paper, june.
- Tenjo (1991), "La Economía Colombiana ya se internacionalizó", *Estrategia Económica y Financiera*, Agosto.