



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## ***Estabilización y credibilidad con manejo cambiario: un enfoque empírico***

Alberto Carrasquilla B.

Revista ESPE, No. 15, Art. 03, Junio de 1989  
Páginas 47-60



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

# Estabilización y credibilidad con manejo cambiario: un enfoque empírico

Alberto Carrasquilla B.\*

## Resumen

*El grado de consistencia entre las políticas fiscal y cambiaria determina en gran medida los resultados de los planes de estabilización, ya que la interrelación de las políticas afecta la credibilidad del ajuste. En este trabajo se estudia el problema a nivel empírico, intentando medir el grado de credibilidad asociado con dos tipos de planes de estabilización: el plan argentino de 1979-1982 y el colombiano de 1984-1986.*

---

## I Introducción

---

La interrelación entre las políticas fiscal y cambiaria determina en gran medida los resultados de todo proceso de ajuste macroeconómico. Cualquier grado de inconsis-

tencia puede implicar desviaciones sustanciales respecto del objetivo inicial del plan de estabilización.

Las vinculaciones entre la evolución fiscal y la dinámica cambiaria ha sido materia de

---

\* Agradezco el interés y las sugerencias de Sergio Clavijo y de Santiago Herrera, las cuales contribuyeron a mejorar sustancialmente el trabajo. Las opiniones y limitaciones son mi exclusiva responsabilidad.

renovada atención. En parte esto se debe al interés suscitado por el concepto de credibilidad de la política económica y al hecho de que un componente importante de algunos planes de estabilización recientes es la predeterminación de alguna variable de control sobre un horizonte temporal dado.

De esta manera, al prefijar la evolución cambiaria, por ejemplo, las autoridades quedan sujetas a que el público no la acepte como sostenible macroeconómicamente. En principio, esto ocurre si la senda fiscal que ellos anticipan y los demás determinantes, implican una trayectoria desequilibrada para la tasa real de cambio. En este contexto, el resultado final del plan de ajuste depende íntimamente del grado hasta el cual las autoridades logren que el público crea en su viabilidad.

En este trabajo se estudia este problema a nivel empírico, intentando medir el grado de credibilidad asociado con dos tipos de planes de estabilización, tomando como puntos de referencia las experiencias recientes del plan argentino de 1979-1982 y del plan colombiano de 1984-1986. En el primero, la política prefijó la evolución de la tasa nominal y en el segundo, las autoridades prefijaron la evolución fiscal. Esta diferencia en el ordenamiento de la política tiene implicaciones para la estimación del grado de credibilidad de la política económica<sup>(1)</sup>.

El trabajo sugiere una metodología que sacrifica la especificidad o estructura de metodologías previas, con el fin de obtener la generalidad necesaria para comparar el grado de credibilidad de uno y otro proceso.

---

## II Los procesos de estabilización Argentina y Colombia: Aspectos conceptuales

---

En Argentina a finales de los setenta, como en Chile y Uruguay, las autoridades económicas, enfrentadas a tasas de inflación superiores al 400% anual, y tras procesos significativos de apertura externa, emprendieron un proceso de estabilización basado en la premisa de que un componente importante de la evolución nominal de la economía, era la dinámica nociva de las expectativas privadas. Con el fin de influir sobre éstas, las autoridades prefijaron la evolución de un vector importante de variables nominales, la más importante de las cuales era la tasa de cambio. En un influyente trabajo, Rodríguez (1979) mostró cómo, en una economía integrada, la tasa real converge hacia una constante y como, por tanto, el tipo de política cambiaria propuesto implicaría una desinflación eficiente.

Varios analistas han subrayado cómo el modelo de Rodríguez fue factor decisivo en la decisión de emprender el tipo de proceso anotado<sup>(2)</sup>.

---

(1) El concepto esencial en el caso de las políticas de estabilización es el del diferencial entre la tasa prefijada y la tasa de cambio "sombra". En el caso de las políticas de ajuste cambiario, este concepto es poco relevante en el sentido de que lo importante es el cambio en la tasa "sombra" y no el diferencial, que bien puede ser cero en el caso de tasas flexibles. Esto se discute con algún detalle en Carrasquilla (1988).

(2) Véase, por ejemplo, el trabajo Fernández (1985). En dicho trabajo, su autor, adicionalmente, reproduce muy claramente los grandes componentes del modelo.

Vale la pena, por tanto, referirnos explícitamente a él en la medida en que así lograremos identificar con mayor precisión el eje del problema planteado en la introducción.

Se supone que hay dos sectores con formación de precios diferenciados; el sector 1, de bienes comerciables, en el cual opera la Ley de un solo Precio, y el sector 2, de bienes no comerciables, en el cual la demanda interna y las expectativas implican un comportamiento rígido y la posibilidad de desequilibrios temporales. La tasa nominal de interés se fija por el supuesto de paridad sin cobertura, y la tasa externa es exógena. Suponiendo que la tasa de devaluación esperada es igual a la tasa preanunciada por la autoridad, se tiene un sistema en el cual la inflación depende de la diferencia entre la tasa nominal y la tasa real de interés y del exceso de demanda en el sector de bienes no comerciables, corregido por la velocidad a la cual dicho mercado se ajusta. Como la tasa real de cambio evoluciona también de acuerdo al desequilibrio en el mercado de no comerciables, tenemos que la inflación a largo plazo depende de la tasa de devaluación corregida por la inflación externa.

El supuesto crucial implícito en este resultado de estado estacionario, es el de que la tasa esperada y la tasa preanunciada de devaluación sean iguales a lo largo del proceso de ajuste. Dicho en otras palabras, el supuesto central es el de un ajuste fiscal coherente con la tasa prefijada<sup>(3)</sup>. Como se implica en la introducción, este es un supuesto difícil de aceptar. Cualquier grado de incoherencia implica, al menos potencialmente, una crisis cambiaria en la medida en la tasa real tienda a sobrevalorarse hasta niveles insostenibles. Formalmente, la ecuación de expectativas cambiarias

debe consistir en una variante de la siguiente expresión:

$$(1) \gamma^E(t-j, t) = \beta \gamma^A(t) + (1-\beta) \gamma^F(t)$$

donde el parámetro  $\beta$  define la probabilidad de que la tasa observada de devaluación  $j$  períodos en el futuro ( $\gamma$ ) sea igual a la tasa que las autoridades han anunciado ( $\gamma^A$ ), mientras que  $(1-\beta)$  define la probabilidad de que la tasa observada difiera de la tasa anunciada y sea igual a la tasa "sombra", cuya definición no nos interesa por ahora,  $\gamma^F(t)$ . Al introducir la ecuación (1) a un modelo del tipo presentado en Rodríguez (1979), la tasa esperada de inflación se vuelve una función de  $\beta$  y así un objetivo básico del programa de estabilización es una función de la credibilidad que los agentes asignen al programa<sup>(4)</sup>. Este es, precisamente, el tipo de problema que se discute en la introducción.

Este resultado hace necesario definir la manera como  $\beta$  se determina al interior de la economía. Existen razones teóricas bien definidas que implican asociar  $\beta$  con la dinámica monetaria y, más específicamente, con la dinámica del crédito al sector público<sup>(5)</sup>.

Bajo estas circunstancias, varios trabajos empíricos han definido el valor de alguna variante del parámetro  $\beta$  definido anteriormente para el período 1979-1982. El más directo está contenido en Connolly y Hartpence (1986), quienes muestran como la

(3) En términos estrictos, lo que se requiere es que tanto la política fiscal como las expectativas privadas respecto de ella, sean coherentes con la tasa prefijada.

(4) Una presentación explícita del modelo de Rodríguez así modificado, está contenido en Carrasquilla (1988).

(5) Una buena discusión está en Calvo y Fernández (1980).

tasa de devaluación, en un modelo puramente monetario, debe ser superior a la tasa de expansión del crédito al sector público para que pueda subsistir. Lo curioso es que mientras que durante todo 1979 esta condición es violada, el régimen no presenta las características de crisis cambiaria, esto es las reservas crecen de manera importante y  $\beta$  parecería ser, consecuentemente, alto. El hecho es que durante 1979 la tasa real se aprecia; con mercados de capital integrados esto induce entradas de capital de corto plazo y ello explica la paradoja. En la medida en que el efecto del capital especulativo es crítico, no hay ninguna claridad respecto de la bondad de la razón entre devaluación y expansión del crédito doméstico como medida de  $\beta$ .

Cumby y Van Wijnbergen (1987) logran una aproximación que indirectamente corrige el problema. Para ellos  $\beta$  está dado por la probabilidad de que la expansión del crédito implique un ajuste de la liquidez externa menor al ajuste requerido para agotar las reservas. Lo interesante es que el nivel crítico no es determinístico, con lo cual la varianza puede ser entendida como una serie compuesta parcialmente por ajustes exógenos en los flujos especulativos de capital<sup>(6)</sup>. Ellos calculan que  $\beta$  cae dramáticamente en abril de 1980, y llega a valores de 0.23 y 0.13 en julio y diciembre, respectivamente.

Baxter (1985), por último, calcula que la caída en  $\beta$  se presenta no en el segundo trimestre de 1980, sino en el cuarto trimestre de 1979. Su estimación se basa en la probabilidad conjunta de que la expansión del crédito sea menor a la inflación externa y la deuda pública converja, esto es, que no presente un comportamiento explosivo<sup>(7)</sup>.

Esta probabilidad es estimada sobre la base de una diferenciación a nivel de las

creencias privadas, previa la implementación del plan de ajuste. Con técnicas Bayesianas, Baxter estima valores de  $\beta$  según la naturaleza de las expectativas privadas respecto de la eventual razón entre  $\gamma$  y  $\gamma^A$ , para usar la notación de (1). Lo más interesante de sus estimaciones es el hecho de que en Argentina las diferencias en cuanto a la evolución de  $\beta$ , controlando por el tipo de distribución previa, son prácticamente irrelevantes. Esto indica un importante grado de consenso, ciertamente mucho más importante que el encontrado en Chile, respecto de la inviabilidad del régimen de estabilización.

Estas tres metodologías representan adecuadamente el tipo de aproximación empírica que ha sido implementado con el fin de estimar el crucial parámetro  $\beta$ . Aunque con ciertas diferenciaciones, todas ellas se fundamentan en la premisa de que la credibilidad de la política está íntimamente ligada con la evolución fiscal, la cual se asume exógena, en relación con la evolución prefijada de la tasa nominal de cambio.

En Colombia durante el período 1984-1986, el proceso de ajuste comenzó por impactar la tasa de cambio nominal sobre la base de una dinámica fiscal esencialmente preanunciada<sup>(8)</sup>. Definido así, el proceso de estabilización con ajuste fiscal previo y devaluación constituye el opuesto lógico al proceso que comienza con ajuste cambia-

(6) Esta interpretación no es discutida por los autores pero ilustra las dificultades asociadas con el trabajo de Connolly y Hartpence.

(7) Esto es, que, en términos probabilísticos, la derivada parcial del déficit del sector público respecto del stock de deuda pública, sea menor a la tasa de interés pertinente. De ser mayor, esto indica que el pago por intereses no tiende a una constante.

(8) Para una descripción global de los antecedentes y características del proceso de ajuste llevado a cabo, véase el trabajo de Garay y Carrasquilla (1987).

rio y procede a redefinir la senda fiscal. Esta asimetría conceptual hace que los análisis de Connoly y Hartpence, Cumby y Van Wijnbergen y Baxter, descritos arriba, no puedan ser utilizados con la precisión deseable. La razón es sencilla; su fundamento es la estimación de  $\beta$  en (1), y por tanto su punto de partida es la separación entre una tasa prefijada y una tasa sombra, dada la expansión fiscal <sup>(9)</sup>.

Cuando la tasa de devaluación no es anunciada, un supuesto coherente es el de que la tasa esperada es igual a la tasa sombra y que, por tanto,  $\beta = 0$ . La principal razón por la cual esto es problemático, es el hecho de que en el contexto del tipo de ajuste que se discute, el concepto de credibilidad se refiere al conjunto de la política y así a la relación entre la tasa sombra implicada por el proceso, y la tasa sombra derivable sin el ajuste fiscal y cambiario. Lo relevante, en términos más formales, es la razón entre la evolución de la tasa de cambio sombra condicional y la tasa de cambio sombra incondicional<sup>(10)</sup>.

Empezando con desequilibrio fiscal, por ejemplo, la tasa condicional es más alta que la tasa incondicional. De esta manera, la tasa de devaluación por sí sola no permite un estimativo del parámetro  $\beta$ . La idea presentada anteriormente, según la cual  $\beta = 0$ , es claramente inapropiada debido al hecho de que, por el argumento anterior, la ecuación (1) es insuficiente en el contexto presente.

El evidente interés que tiene un análisis empírico comparativo de experiencias como las anotadas, sugiere que las especificidades en la manera de cerrar el modelo en uno y otro caso podrían sacrificarse con el fin de obtener un estimativo en forma reducida del parámetro  $\beta$ . Sobre la base de

este argumento, la siguiente sección presenta una metodología apropiada para este tipo de análisis.

---

### III Aspectos metodológicos

---

La idea de que la interrelación entre la dinámica fiscal y la dinámica cambiaria constituye un eje fundamental en la explicación del éxito o fracaso de políticas de estabilización macroeconómica, reviste una generalidad que debería ser empíricamente analizable. Sin embargo, como se desprende de la sección anterior, una vez se introducen algunas especificidades mínimas, tanto la claridad del análisis como la posibilidad de evaluaciones comparativas, prácticamente desaparecen. En la medida en que se modele un cierto grado de "estructura" para cada caso particular, se sacrifica generalidad en la estimación de parámetros con enorme importancia conceptual.

Explicado en parte por situaciones como la anterior, existe en la actualidad un creciente interés por obtener estimativos de tipo general referidos a la relación intertemporal entre diversas variables económicas. Si bien las propuestas sacrifican, por lo general, aspectos particulares asociados con cada una de aquellas, se considera que el beneficio de la generalización sobrepasa, en muchos casos, esta limitante. En esta sección se discute una meto-

---

(9) Para una discusión teórica del concepto de la tasa sombra, véase Buitier (1986).

(10) Si  $A$  denota el ajuste fiscal, el punto que se hace en el texto es el de que lo relevante es la razón entre  $E(\gamma/A)$  y  $E(\gamma)$ , con  $E$  el operador de expectativas.

dología utilizable en el caso que nos ocupa, con la idea de que este caso amerita la generalización sugerida.

Formalmente, si dos variables X y Y exhiben, individualmente, un comportamiento que no es estacionario<sup>(11)</sup>, entonces es incorrecto plantear que ninguna combinación lineal de X y Y sea, a su vez, un proceso no estacionario.

Vamos a examinar esto con un ejemplo muy conocido. Si tanto la tasa nominal de cambio (E) como la relación internacional de precios (p) son procesos no estacionarios, no es necesariamente cierto que toda combinación de estas variables sea, a su vez, un proceso no estacionario. Una hipótesis particular es que la razón entre la tasa nominal y los precios relativos, o sea la tasa de cambio real, dada por:

$$(2.1) e = \text{Log } E(t) - \text{Log } p(t)$$

es una variable estacionaria<sup>(12)</sup>. La idea es que si bien esta relación particular tiene alto contenido conceptual, el hecho de que la hipótesis se rechace no es prueba de que un indicador más general de la asociación entre las dos variables:

$$(2.2) e^1 = \text{Log } E(t) - \alpha^1 \text{Log } p(t)$$

sea estacionario. De otra parte, no existe razón alguna para suponer que la combinación lineal  $e^1$ , definida por  $\alpha$ , combinación que si es caracterizable como un proceso estacionario, carece de interés conceptual<sup>(13)</sup>.

Si  $e^1$  es estacionario, existe una asociación entre el parámetro y la noción de equilibrio cambiario diferente del implicado por la noción de paridad adquisitiva de corto plazo, en cuyo caso  $\alpha$  sería igual a la unidad<sup>(14)</sup>.

Más formalmente, suponemos que X y Y son procesos integrados de orden a y b, respectivamente. Es decir que X necesita una diferenciación de orden a y Y de orden b para convertirse en series estacionarias  $X_1$  y  $Y_1$ ;

$$(2.3a) (1-L) X(t) = X^1(t).$$

$$(2.3b) (1-L)^b Y(t) = Y^1(t)$$

En la notación sugerida en Engle y Granger (1987), decimos, consecuentemente, que:

$$X \sim I(a)$$

y que:

$$Y \sim I(b)$$

Ahora bien, decimos que existe un cierto parámetro  $\alpha$  tal que una combinación de las series X y Y, definido por  $\alpha$ :

$$(2.4a) Z(t) = X(t) + \alpha Y(t)$$

exhibe integración de orden (a-b):

(11) El concepto de comportamiento estacionario se refiere a las características de la variable a lo largo de la muestra; concretamente, se refiere a series cuya media y autocovarianza son constantes a lo largo del período muestral.

(12) Para una discusión de esta hipótesis en el caso colombiano, véase Carrasquilla (1989).

(13) Nótese que la tasa real se puede entender como una restricción particular sobre el parámetro  $\alpha$ , esto es, que  $\alpha = 1$ . Hacer tests sobre la estacionariedad de la tasa real, por tanto, es equivalente a hacer tests de cointegración con la restricción adicional de que  $\alpha = 1$ .

(14) De la nota anterior se desprende que la estacionariedad de la tasa real implica que  $\alpha = 1$  y que  $a = b$ . La PPA de corto plazo supondría, en adición, que los residuales de la regresión cointegrante son ruido blanco. El punto que se hace en el texto, es el de que existe una combinación, dada por un factor  $\alpha$  diferente de 1, que es estacionario. Por tanto, es posible definir una relación estable entre las dos series.

$$(2.4b) (1-L)^{a-b}Z(t) = Z^1(t)$$

y:

$$Z^1(t) \sim I(0)$$

En ese caso, hablamos de que X y Y son procesos cointegrados de orden (a, b),  $(X, Y) \sim CI(a, b)$ . El parámetro  $\alpha$  se llama constante de cointegración en el caso bivariado que nos ocupa, pero puede ser un vector de dimensión  $(N-1)$  donde N es el número de variables que se consideren en el caso multivariado. De otra parte, vale la pena subrayar el hecho de que si  $a=b$ , la variable  $Z(t)$  es estacionaria o, de manera equivalente, es integrada de orden cero.

Resulta claro que la noción estadística de cointegración entre variables comprendidas en un vector dado, es una manera conveniente de formalizar la idea de que dichas variables guardan una relación estable a lo largo de un período muestral. Esta noción tiene implicaciones de gran importancia para el análisis económico, al interior del cual la naturaleza univariada de las series solo en raras ocasiones reviste interés. Por ejemplo, la noción de equilibrio intertemporal es, por construcción, un concepto en esencia multivariado<sup>(15)</sup>.

Las ideas expresadas hasta el momento permiten caracterizar el problema general de la siguiente manera; con el fin de estudiar el problema de credibilidad y manejo cambiario, es necesario estimar la constante de cointegración de dos procesos no estacionarios, la tasa de cambio nominal y la dinámica del crédito al sector público. Una vez estimada, es necesario evaluar la serie de residuales que surgen a partir del modelo cointegrante, con el fin de evaluar la hipótesis de que  $Z(t)$  es estacionaria, es decir, la hipótesis de que  $a=b$  para usar

la notación anterior. Finalmente, podemos examinar la hipótesis de que el proceso de estabilización induce cambios identificables en la evolución de dichos residuales.

Tenemos así un proceso analíticamente claro tendiente a caracterizar el efecto del proceso de estabilización sobre la estabilidad de la relación entre la dinámica fiscal y la dinámica cambiaria. Bajo el supuesto de que los agentes privados son racionales, dichas alteraciones implican cambios en las expectativas respecto de la viabilidad del nuevo régimen. Supongamos que, inicialmente, se estima con confianza que existe cointegración entre la tasa de cambio y el crédito al sector público. Si la dinámica fiscal permanece inalterada y la política económica redefine la evolución de la tasa nominal de cambio, los valores proyectados por el sector privado para la evolución de los residuales no tiene por que cambiar y así, implícitamente, se presenta un ajuste en las expectativas en torno de la evolución de alguna de las dos. Con base en esta metodología general, es claro que no podemos decir en cual. Para ello necesitaríamos información obtenible sólo a partir de un modelo estructural sensible a las particularidades de cada caso.

En el Anexo 1 se muestra cómo estimar el parámetro a partir de una muestra de observaciones para las dos variables, que en este caso son la evolución fiscal y la evolución cambiaria.

El test que nos concierne, por los argumentos planteados en el Anexo 1, se refiere a los residuales de la regresión;

(15) La noción de equilibrio parcial intertemporal, por ejemplo, supone que la serie de precios y la serie de cantidades, aunque exhiban tendencia independientemente, se comporten como series cointegradas de orden cero. Si un mercado está en equilibrio intertemporal, los residuales de la regresión cointegrante entre precios y cantidades debe ser, consecuentemente, estacionaria.



$$(3.1) X_t = a + \alpha Y_t + \epsilon_1$$

o de la normalización alternativa:

$$(3.2) Y_t = c + (1/\alpha)X_t + \epsilon_2$$

ya que  $(X'X)^{-1} X'Y$  es un estimador adecuado de  $\alpha$ . Más formalmente, el test se dirige a examinar la posibilidad de que las series  $\epsilon_1$  sean estacionarias. Para ello, podemos usar, por ejemplo, la metodología de Dickey y Fuller (1981)<sup>(16)</sup>. Esta metodología se discute en el Anexo 2.

En ambos casos, vamos a estimar el parámetro cointegrante entre series cambiarias y fiscales sobre el conjunto de la muestra. Luego vamos a estimar el cambio en dicho parámetro al excluir la fase de estabilización. Conceptualmente, partimos del supuesto de que cambios en el tipo de relación dinámica entre una y otra variable se ligan con cambios en la percepción privada respecto de la viabilidad del proceso.

## IV Resultados

### 1. El Caso Argentino

Usando información trimestral del crédito al gobierno, referida al balance del banco central, y de la tasa de cambio oficial, obtenemos las siguientes estimaciones para el caso de Argentina, sobre el período 1972:1-1981:2;

$$(4.1) E_t = 303.4 + 0.179CG_t ; DW = 0.27$$

$$(4.2) CG_t = -713.5 + 4.05E_t ; DW = 0.29$$

El primer test se basa en el estadístico DW. Intuitivamente, para que la serie de resi-

duales sea estacionaria, un requisito mínimo es que el parámetro autorregresivo de orden uno sea suficientemente diferente de uno. Como DW es aproximadamente igual a dos veces la diferencia entre uno y dicho parámetro, entre más cerca DW de cero, más cerca el parámetro de uno y más probable la inexistencia de estacionareidad y, por tanto, de cointegración entre E y CG.

Cuando los residuales asociados con (6) son, en efecto AR(1) este test es excelente; infortunadamente, ejercicios numéricos sugieren que su bondad disminuye notablemente si el proceso no es AR(1). Los límites de confiabilidad, basados en muestras de 100 observaciones, es 0.322 en el caso de un tamaño nominal de 0.1. Esto indica que la hipótesis de no cointegración es aceptable incluso al 10%<sup>(17)</sup>. Hemos encontrado que, con base en un test tentativo, es imposible aceptar cointegración sobre la muestra en su conjunto.

Pasamos ahora a verificar esta idea con base en otros dos tests, sugeridos por Dickey y Fuller (1981) discutidos en el Anexo 2. En el caso que nos ocupa, estimamos:

$$(5.1) (1-L) \mu_t = 0.22 - 0.142 \mu_{t-1} \\ (-1.66)$$

donde  $L\mu_t = \mu_t - 1$ , y es la serie de residuales de la normalización especificada en la ecuación (5.2). Del Anexo 2 deducimos que el valor de b debe ser significativa-

(16) Para una descripción de metodologías tendientes a testear la presencia de tendencia y de otras no-estacionariedades del mismo tipo, véase Engle y Granger (1987).

(17) Para tests de tamaño 0.05 y 0.01, el valor crítico pasa de 0.322 a 0.386 y 0.511 respectivamente. En otras palabras, podríamos aceptar cointegración sobre muestras de tamaño 100 y con 99% de confiabilidad si DW fuera mayor a 0.511, etc. Para muestras de tamaño menor y para niveles de confiabilidad mayores, este valor, lógicamente, se incrementa.

mente negativo para que las series exhiban cointegración. El valor de  $-1.66$  no es suficiente para rechazar la hipótesis nula según la tabulación de Engle y Granger (1987) quienes redefinen la de Dickey y Fuller (1981).

Aunque los dos tests confirman la inexistencia de estabilidad entre las dos series sobre el conjunto del período muestral, los residuales no parecen exhibir un comportamiento independiente en el tiempo. Una manera de corregir por autocorrelación es introducir un rezago de orden uno de la serie de la variable dependiente como regresos. En ese caso:

$$(5.2) (1-L)\mu_t = 18.76 \\ -0.21\mu_{t-1} + 0.59(1-L)\mu_{t-1} \\ (-2.7) \quad (3.3)$$

La alta significancia del segundo regresor sugiere que el coeficiente AR(1) de los residuales generados en (5.1) es alto. Más aún, es notable el cambio en el error típico del coeficiente b. Con todo y ello, es inaceptable la idea de que las series exhiben una relación estable intertemporalmente sobre el conjunto de la muestra.

Al excluir el período de estabilización de la estimación, se presenta un cambio notable. Las ecuaciones cointegrantes son:

$$(5.3) E_t = -29.8 + 0.62CG_t$$

$$DW = 0.447$$

y:

$$(5.4) CG_t = 60.7 + 1.52E_t$$

$$DW = 0.441$$

Mientras que el tamaño de muestra se disminuye en un 27%, el estadístico DW, sobre la base del cual se construye el test de

Bhargava, se incrementa en un 65% y permite rechazar la hipótesis de no-cointegración sobre niveles de confiabilidad del 95%.

Los datos sugieren la viabilidad de la siguiente argumentación; en Argentina existió durante el período 1972-1978 una relación estable entre la dinámica fiscal y la dinámica cambiaria. Esto, por supuesto, no implica estabilidad alguna para cada serie individualmente. Por el contrario, no es inconsistente con la idea de que ambas series fueran volátiles y explosivas; el punto es que mantenían una relación muy cercana al equilibrio<sup>(18)</sup>. Empezando en 1979 y hasta el final del período muestral, el tipo de relación entre las dos series se hace menos estable, lo cual sugiere que el proceso de estabilización implica un alejamiento respecto de la relación dinámica de equilibrio.

## 2. El Caso Colombiano

Durante el período 1975:I-1986:III, las ecuaciones cointegrantes para el caso de Colombia son:

$$(6.1) E_t = 42.2 + 0.0004CG_t$$

$$DW = 0.30$$

y:

$$(6.2) CG_t = -97,558 + 2417E_t$$

$$DW = 0.31$$

Estas estimaciones, sobre la base del test de Bhargava, sugieren que es difícil inferir acerca de la estabilidad de las series.

(18) De la noción de equilibrio que se discute no se puede inferir un planteamiento normativo.

Por ejemplo, en dos de los seis escenarios estudiados por Engle y Granger, valores de 0.3 conducen a rechazar la hipótesis de no-cointegración. Con el fin de intentar precisar esta noción, construimos series de residuales ( $\mu$ ) sobre (6.1) y evaluamos la hipótesis de que dichos residuales contienen una raíz unitaria. Para ello, usamos el procedimiento sugerido por Dickey y Fuller (1981). En ese caso:

$$(6.3) (1-L) \mu_t = 0.58 - 0.14 \mu_{t-1} \\ (-1.8)$$

A pesar de que el coeficiente b es negativo, el estadístico t, entre paréntesis, indica que no es viable aceptar la hipótesis de que la suma de coeficientes autorregresivos de la serie de residuales es igual a uno, como lo implicaría la combinación de ruido blanco en las innovaciones y raíz unitaria en la serie. Los residuos de (6.1) no parecen exhibir autocorrelación. Sin embargo, estimamos un segundo test del tipo sugerido arriba, esta vez incorporando una corrección explícita tendiente a blanquear el ruido de la estimación:

$$(6.4) (1-L) \mu_t = 0.423 - 0.19 \mu_{t-1} \\ (-2.1) \\ + 0.21(1-L) \mu_{t-1} \\ (1.3)$$

Si bien el valor del estadístico pertinente es menor al 2.7 requerido para obtener rechazo de la hipótesis nula con tamaño nominal de 0.10, sigue siendo cierto que se obtiene una situación muy cercana a la estabilidad. Podemos concluir que cuando se estima el modelo para el conjunto del período considerado, la economía presenta unas características tales que es difícil rechazar de plano la hipótesis de estabilidad entre las dos series. Al excluir la fase de estabilización, empero, la relación se hace enteramente inestable. Las regresiones cointegrantes son:

$$(6.5) E_t = 39.9 + 0.005CG_t \\ DW = 0.23$$

y:

$$(6.6) CG_t = -46692 + 1316E_t \\ DW = 0.27$$

Se presenta una caída apreciable en el valor del estadístico DW sobre la base del cual se construye el test de Bhargava. Esto contrasta con el caso Argentino en grado notable; siendo que el efecto sobre el tamaño de la muestra es equivalente, el coeficiente de autorregresión de orden 1 de las estimaciones se hace más grande en el caso colombiano y así la verosimilitud de la hipótesis nula se hace mas pequeña. Esto es totalmente opuesto a lo sucedido en Argentina, donde el estadístico DW se hace más cercano a cero cuando se introduce el período de estabilización, lo cual indica un alejamiento claro de la posibilidad de cointegración.

Estimamos ahora un test tendiente a examinar la hipótesis de que los residuales  $\mu'$  del modelo (6.5) contienen una raíz unitaria. Como se anota arriba, ello implicaría la existencia de cointegración.

$$(6.7) (1-L) \mu'_t = 0.137 - 0.14 \mu'_{t-1} \\ (1.6)$$

Nuevamente, se presenta el mismo tipo de reversión. El estadístico pertinente se aleja del valor crítico asociado con la distribución empírica y con los niveles usuales de confiabilidad estadística<sup>(19)</sup>. Al introducir

(19) Esto es, la razón entre el valor estimado para el coeficiente y su error estándar de regresión pasa de -1.8 a -1.6 con lo cual, aun sin introducir el efecto muestral, la probabilidad de rechazo se incrementa.

un rezago de la variable dependiente como regresor, con el fin de corregir por la posibilidad de que las innovaciones de (6.7) no sean ruido blanco, obtenemos, de otra parte:

$$(6.8) \quad (1-L)\mu'_t = 0.139 - 0.14\mu'_{t-1} \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (-1.5) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad + 0.02(1-L)\mu'_{t-1} \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (0.1)$$

En esta estimación se confirma la noción de que un alejamiento apreciable con respecto a la viabilidad del modelo alternativo se presenta al excluir la fase de estabilización de la muestra. La significancia del rezago introducido es baja, sugiriendo que (6.7) constituye una representación adecuada de la evolución de los residuales de las regresiones cointegrantes.

## V Conclusiones

En este trabajo hemos estimado algunos tests tendientes a identificar cambios en la naturaleza de la relación dinámica entre las evoluciones cambiaria y fiscal al introducirse un proceso de estabilización macroeconómica. El método es bastante general, con lo cual fue posible analizar comparativamente dos experiencias tan diferentes como la Argentina entre 1979 y 1981 y la Colombiana entre 1984 y 1986.

La principal conclusión es que mientras que en ningún caso es posible aceptar cointegración de manera clara, las series si sugieren cambios, en dirección opuesta, a nivel de los diversos estadísticos analizados. En Argentina, la introducción del

proceso de estabilización hace menos probable la existencia de cointegración, mientras que en Colombia la introducción del proceso de estabilización lo hace más probable.

Bajo el supuesto ampliamente aceptado en la literatura de que cointegración y estabilidad son conceptos ligados analíticamente, y de que la estabilidad es incorporada racionalmente a los planes de los agentes privados, estos resultados tienden a sugerir que en Argentina se revirtió una relación esencialmente estable entre el manejo fiscal y la evolución cambiaria, con lo cual la tasa prefijada fue perdiendo credibilidad. En Colombia, de otra parte, la aceleración del proceso de devaluación tendió a estabilizar la relación entre las dos series, con lo cual la credibilidad del conjunto de la política fue significativa.

Los resultados de los dos procesos anotados ilustran el hecho fundamental de que la credibilidad del programa macroeconómico desempeña un papel fundamental en la determinación de su eventual éxito.

Existen varios frentes hacia los cuales se puede extender este trabajo. Primero, la elaboración de simulaciones de Monte Carlo tendientes a precisar la naturaleza de la distribución de los diversos tests bajo cambios en el tamaño muestral es altamente deseable. Segundo, mayor precisión en la información utilizada, especialmente la información fiscal, podría dilucidar con mayor claridad los cambios reportados aquí. Finalmente, no sobraría extender el período muestral y reducir su periodicidad, quizás a nivel mensual, con el fin de capturar con más fidelidad la noción de "largo plazo".

## ANEXO 1

### ***Sobre la Estimación Consistente de $\alpha$***

Para estimar en el caso bivariado, partimos del vector de dimensión  $(N \times 2)$   $(X \ Y)$  especificado sobre  $N$  observaciones de las series  $X$  y  $Y$ . Recordamos que  $Z_i = X_i + \alpha Y_i$ . Una manera de vincular todas las observaciones sobre la muestra, y así de obtener un criterio estadístico muestral para  $\alpha$ , es a través de la matriz  $M_i$ :

$$(A1) M_i = [(X \ Y) (X \ Y)']^{-1} N^{-1}$$

$M_i$  se denomina la matriz de momentos, en el sentido de que para cada observación  $t$ , la matriz implica filas  $N$ -dimensionales del tipo:

$$(A.1a) M_i(j) = (X_j X_1 + Y_j Y_1) / N \dots \\ (X_j X_{j-1} + Y_j Y_{j-1}) / N \\ (X_j^2 + Y_j^2) / N \dots (X_j X_N + Y_j Y_N) / N$$

en la cual, a manera de ejemplo, la sumatoria sobre la diagonal principal:

$$(A.2) \sum m_{ii} = (1/N) \sum_{j=1}^N (X_j^2 + Y_j^2)$$

denota la suma de las varianzas de las dos variables contenidas en el vector. Los elementos por fuera de la diagonal principal denotan la suma de las autocovarianzas sobre rezagos entre 1 y  $(N-1)$ . De esta manera, la matriz triangular  $M_i$  contiene amplia información sobre las variables pertinentes. Lo que sigue intenta aprovechar esta información de manera óptima.

A partir de  $M_i$ , y recordando la definición de  $Z(t)$ , tenemos que:

$$(A.3) \beta' M_2 = N^{-2} Z (X \ Y)'$$

con:

$$\beta = (1 \ \alpha)_{N \times 2} \\ M_2 = N^{-1} M_1$$

En el caso especial en que tanto  $X$  como  $Y$  son  $I(1)$ , Stock (1984) muestra que:

$$(A.4) \lim_{N \rightarrow \infty} E(M_2) = \Omega$$

con  $E$  el operador de expectativas matemáticas,  $\Omega$  una matriz de dimensión  $(N \times N)$  con componentes finitos y diferentes de cero y:

$$(A.5) \beta' \Omega = 0_{2 \times N}^{(20)}$$

Teniendo la información contenida en  $M_1$ , y suponiendo que dicha información implica que  $M_2$  sea invertible, un criterio que optimiza el uso de la información contenida en esta matriz, sugerido inicialmente por Engle y Granger (1987), consiste en minimizar sobre el vector la traza de la matriz  $\beta' M_2 \beta$ , la cual en este caso es de dimensión  $(2 \times 2)$ .

En el caso presente,  $\beta$  tiene una fila  $N$ -dimensional de unos y otra fila de parámetros  $\alpha$ . En el caso más generalmente especificado,  $\beta = (\alpha_1 \ \alpha_2)$ , es necesario normalizar, trasladando así la información contenida en el vector  $\beta$  a otro espacio paramétrico y en el cual exista una columna de unos. Formalmente,  $a$  y  $b$  deben ser tales que:

(20) Con  $X$  y  $Y$  series integradas de primer orden, entonces las primeras diferencias tienen representación de Wold:  $X_t - X_{t-1} = b_0 + a_0 \epsilon_t + a_1 \epsilon_{t-1} + \dots$  y lo mismo para la variable  $Y$ . Granger (1983) muestra que  $Z = \beta'(X \ Y)$  es tal que el vector  $(2 \times 1) z_t = A(B) \epsilon_t$  con  $A(B)$  una matriz  $(2 \times N)$  en polinomios especificados sobre el operador  $\beta = (1-L)$ . Con esta definición de  $Z$ , redefinimos la ecuación (3.3) con lo cual  $\beta' M_2$  es una función del vector de ruidos  $\epsilon$ .

$$(A.6) \text{vec } \beta = a + b\gamma$$

y:

$$(A.7) \gamma^c = -(b' \otimes M_2 b)^{-1} (b' (I \otimes M_2) a)$$

con  $\otimes$  denotando el producto cruzado o de Kronecker, (A.7) resulta de hacer la minimización sugerida a partir de la matriz transformada de momentos y, claramente,

es identificable con el estimador de mínimos cuadrados. En el caso que nos ocupa, es estimable directamente, por tanto, usando MCO sobre las dos variables<sup>(21)</sup>.

Bajo estos supuestos, Stock (1984) muestra que el estimador converge al valor del parámetro, a medida que la muestra se amplía.

## ANEXO 2

### *Sobre los Tests de Dickey y Fuller*

Los tests discutidos en el texto se basan en la idea de que la representación autorregresiva de una variable X:

$$(A.8) X_t = \delta_0 + \delta_1 X_{t-1} + \delta_2 X_{t-2} + \dots + \mu_t$$

se puede redefinir así:

$$(A.9) X_t - X_{t-1} = \delta_0 + bX_{t-1} - C_2(X_{t-1} - X_{t-2}) - C_3(X_{t-2} - X_{t-3}) - \dots - \delta_{N+1}(X_{t-N} - X_{t-N-1}) + \mu_t$$

con:

$$b = \sum_{j=1}^{N+1} (\delta_j) - 1$$

$$C_i = \sum_{i=1}^{N+1} \delta_i$$

Para que la serie X tenga una raíz unitaria, sabemos que la suma de los coeficientes  $\delta$

sobre (1, N+1) es igual a la unidad, mientras que dicha suma es menor que la unidad para una serie estacionaria. Esta suma es precisamente la primera parte del coeficiente b; por lo tanto, aunque  $\delta$  no sea directamente estimable, una aproximación es (b+1). El test que se propone se basa en la idea de que si la serie contiene una raíz unitaria, b debe ser indistinguible de cero, mientras que si X es estacionaria, b debe ser suficientemente negativo. Dickey y Fuller (1981), sobre la base de ejercicios de simulación, han tabulado valores críticos para la razón entre b y su error estándar de regresión, cuya distribución es bastante anormal<sup>(22)</sup>.

(21) De hecho, la variable que se escoja para propósitos de normalización tiene efectos nulos sobre la estimación de  $\beta$ , es decir, en el caso bivariado una normalización produce un estimador adecuado de  $\beta$  y la otra produce una estimación igualmente adecuada de  $1/\beta$ .

(22) En particular, Dickey y Fuller (1981) notan como la distribución del estadístico tiene 2 modas y exhibe colas significativamente más pronunciadas que la distribución del conocido estadístico t de Student.

## Bibliografía

- Aurenheimer, L. (1987) "On the Outcome of Inconsistent Programs Under Exchange Rate and Monetary Rules" *Journal of Monetary Economics*.
- Baxter, M. (1985) "The Role of Expectations in Stabilization Policy" *Journal of Monetary Economics* (Vol. 15).
- Buiter, W. (1986) "Borrowing to Defend the Exchange Rate and the Timing and Magnitude of Speculative Attacks" *NBER Working Papers* (No. 1844).
- Calvo, G.A y R. Fernández (1980) "Pauta Cambiaria y Déficit Fiscal" *Ambito Financiero* (Julio 16).
- Carrasquilla, A. (1988) "The Crawling Peg in the Context of a Stabilization Process" *Mimeo*.
- Carrasquilla, A. (1989) "Minidevaluaciones y Paridad en el Poder Adquisitivo: El caso de Colombia" *Desarrollo y Sociedad* (No.23).
- Connolly, M. y M. Hartpence (1985) "El Ataque Especulativo Contra la Tasa de Cambio Programada en Argentina 1979-81" *Cuadernos de Economía* (A o 22, No. 67).
- Cumby, R.E. y S. van Wijnbergen (1987) "Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981" *NBER Working Paper* (No. 2376).
- Dickey, D.A. y W.A Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometría* (Vol. 49).
- Drazen, A. y E. Helpman (1987) "Stabilization with Exchange Rate Management" *Quarterly Journal of Economics* (Nov.).
- Engle, R. F y C.W.J Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometría* (Vol. 55).
- Fernández, R. (1985) "The Expectations Management Approach to Stabilization in Argentina during 1976 82" *World Development* (Vol. 13 No. 8).
- Garay, L.J. y A. Carrasquilla (1987) "Dinámica del Desajuste y Proceso de Saneamiento Económico en Colombia en la Década de los Ochenta" *Ensayos Sobre Política Económica* (No. 11).
- Krugman, P. (1979) "A Model of Balance of Payments Crises" *Journal of Money Credit and Banking* (Vol. 13).
- Rodríguez, C.A. (1979) "El Plan Argentino de Estabilización del 20 de Diciembre" *Documento de Trabajo CEMA* (No. 5.). Reproducido en Fernández, R. y C.A Rodríguez (Eds.) *Inflación y Estabilidad* (Buenos Aires, Ediciones Macchi).
- Stock, J.H. (1984) "Asymptotic Properties of a Least Squares Estimator of Cointegrating Vectors" *Mimeo*; Harvard University.