

---

# El tipo de cambio real en Argentina: un enfoque monetario

• • • • • • • • • • MARTIN COITEUX\*

## INTRODUCCIÓN

La economía argentina presenta un alto grado de dolarización. Si bien la ley de convertibilidad que establece formalmente el principio de sustitución entre el peso y el dólar se promulgó en 1991, el fenómeno existe desde hace tiempo. La costumbre de ahorrar, calcular y hasta fijar los precios en dólares se explica fundamentalmente por la inestabilidad monetaria que caracterizó la mayor parte de los años setenta y ochenta. En una economía tan dolarizada como la argentina, los precios valuados en dólares tienen, quizá, más importancia que los precios valuados en moneda nacional. En este entorno, es posible reformular el problema de la determinación del tipo de cambio real desde un punto de vista monetario.

Proponer un enfoque monetario del tipo de cambio real requiere algunas explicaciones. La teoría suele establecer una separación rígida entre las variables nominales y reales de la economía. Tradicionalmente, el enfoque monetario ha sido utilizado para explicar, según el sistema cambiario vigente, el tipo de cambio nominal o el nivel de los precios, pero nunca una relación de equilibrio entre las dos variables.<sup>1</sup> De hecho, los que

1. Para mayor precisión, el enfoque monetario ha admitido que una devaluación en un sistema de cambio fijo, o un cambio de política monetaria en un sistema de cambio flotante, puede traer consecuencias transitorias sobre el tipo de cambio real en presencia de bienes no comerciados (Rudiger Dornbush, "Devaluation, Money and Non-

utilizan ese enfoque han formulado tradicionalmente dos hipótesis que parecen quitarle cualquier poder explicativo con respecto al tipo de cambio real. La primera, la paridad del poder de compra, impone la constancia del tipo de cambio real, mientras que la segunda, la paridad de las tasas de interés reales, transforma al tipo de cambio real en una variable puramente aleatoria.<sup>2</sup> Puesto que ninguna de las dos hipótesis se ha verificado en las últimas décadas,<sup>3</sup> el enfoque monetario parece condenado. Sin embargo, abandonar esas hipótesis no significa renunciar a la utilidad del enfoque. La verdadera hipótesis fundamental es la estabilidad de la velocidad-ingreso de la moneda y, como se verá, con ella el enfoque permite realizar predicciones precisas sobre el tipo de cambio real. El objetivo de este trabajo es verificar el poder explicativo del enfoque en el caso argentino de las dos últimas décadas.

El texto se presenta de la manera siguiente: en primer lugar

Traded Goods", *American Economic Review*, vol. 63, núm. 5, 1973, pp. 871-880; G. Calvo y C. Rodríguez, "A Model of Exchange Rate Determination under Currency Substitution and Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, vol. 85, núm. 3, 1977, pp. 617-625). La literatura sobre el enfoque monetario es muy abundante. El lector interesado podrá consultar la excelente reseña de M.E. Kreiner y L. H. Officer, "The Monetary Approach to the Balance of Payments", *Princeton Studies in International Finance*, núm. 43, Princeton, New Jersey, 1978, las colecciones en J. A. Frenkel y H.G. Johnson (eds.), *The Monetary Approach Balance of Payments*, University of Toronto Press, Toronto, 1976, y FMI, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, Washington, 1977.

2. Ronald Macdonald, "Long Run Exchange Rate Modeling. A Survey of the Recent Evidence", *IMF Staff Papers*, vol. 42, núm. 3, 1995.

3. Jeffrey A. Frankel, *On Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, 1993, cap. 3.

\* Profesor Adjunto del Instituto de Economía Aplicada de la Escuela de Altos Estudios Comerciales de la Universidad de Montreal. El autor agradece a la Dirección de la Investigación y al Centro de Estudios en Administración Internacional de la escuela mencionada el apoyo financiero para la realización de este trabajo.

se define el tipo de cambio real, luego se adapta el enfoque monetario clásico al entorno de una economía dolarizada y se obtiene la ecuación básica que se desea someter al ejercicio de verificación econométrica. La metodología utilizada, la de Engle y Granger,<sup>4</sup> consiste en la estimación de un modelo de corrección de errores justificado por la presencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo. En la primera versión del modelo sólo se consideran los agregados nacionales como definición de la moneda. En la segunda se define de manera más realista el concepto de moneda para incluir los haberes en dólares del público. Como se trata de una variable inobservada, se propone una manera simple de estimarla para poder seguir el análisis con un modelo bimonetario. La conclusión general, favorable al enfoque monetario, indica que la versión bimonetaria es la más adecuada en el caso argentino.

**EL TIPO DE CAMBIO REAL Y EL ENFOQUE MONETARIO**

El tipo de cambio real expresa siempre una relación entre dos tipos de precio nominal: uno determinado en los mercados internacionales y otro en los mercados nacionales. En el caso argentino, los precios internacionales se pueden considerar exógenos, pero no es posible suponer lo mismo de los precios nacionales, incluso cuando se fijan en dólares. En la práctica, el tipo de cambio real se puede definir de distintas maneras. En este trabajo se opta por la comparación entre los índices de precios del producto interno bruto (PIB) y se define el tipo de cambio real como el valor de una unidad de producción internacional en términos de unidades de producción nacional. Con el fin de obtener una versión operacional, la comparación se reduce a sólo dos países, Estados Unidos y Argentina:

$$\epsilon = \frac{EP^*}{P} \tag{1.1}$$

donde E representa el tipo de cambio nominal (en pesos por dólares) mientras que P\* y P representan respectivamente los índices de precios del PIB de Estados Unidos y de Argentina.<sup>5</sup>

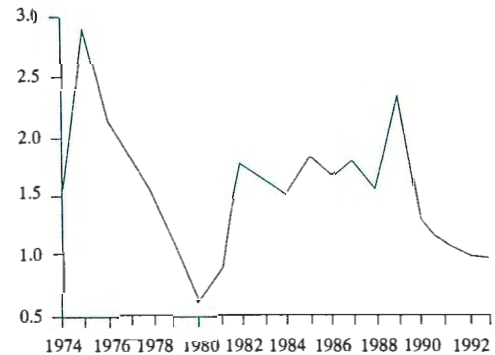
En la gráfica 1, los momentos más destacados de la historia económica argentina reciente están representados por los movimientos bruscos del tipo de cambio real. El “rodrigazo” de 1975, la crisis de la deuda externa de 1982 y la hiperinflación de 1989 se manifiestan con una fuerte depreciación real, mientras que los años de la “plata dulce” (1979-1980) muestran una apreciación real espectacular. También es interesante observar la importante apreciación de 1990 que, por el momento, no tie-

4. R. Engle y W.J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, vol. 55, 1987.

5. El tipo de cambio nominal utilizado en el cálculo es un simple promedio del tipo (comercial) oficial y del tipo paralelo cuando este último es pertinente. Por normalización, el tipo real es igual al tipo nominal en 1992.

G R Á F I C A 1

TIPO DE CAMBIO REAL (REAL = NOMINAL EN 1992)



ne explicación obvia. En lo que sigue se analiza más detenidamente la definición 1.1.

El tipo de cambio real tiene dos componentes bien distintos: P\*, totalmente exógeno a la economía argentina, y E/P, una variable endógena, que representa el término inverso del índice de precios de la producción nacional expresado en dólares (P/E). En adelante se define este último con P\$, una variable que llamaremos “índice dolarizado de los precios del PIB”. De esta manera, la definición del tipo de cambio real se escribirá:

$$\epsilon = \frac{P}{P\$} \tag{1.2}$$

Con esta definición, los fenómenos de apreciación y depreciación reales reflejan claramente una diferencia entre dos tasas de inflación, la internacional (asimilada a la de Estados Unidos para simplificar) y la nacional, medidas en términos de una misma moneda. Sin embargo, la tasa de inflación en Estados Unidos durante el período no ha sido tan importante como para explicar la variabilidad del tipo de cambio real observada en la gráfica 1. La explicación obvia es la inflación en dólares que se generó en Argentina durante ese período. En la gráfica 2 se representa la evolución de P\$ (normalizado a uno en 1992) entre 1974 y 1993. Se observa con claridad que los períodos de inflación y deflación presentes en esa gráfica causan las fases de apreciación y depreciación reales descritas en la primera gráfica.

Cabe preguntarse cuáles son los factores determinantes de la tasa de inflación. En su forma clásica y más radical, el enfoque monetario propone un modelo sin predicciones ambiguas:

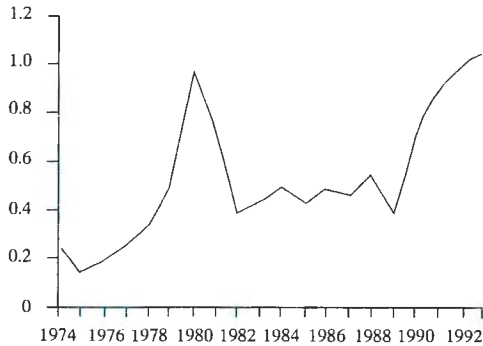
$$p = c + m - y \tag{1.3}$$

donde p representa el logaritmo del nivel de precio; c, una cons-

tante bajo el supuesto de una velocidad-ingreso estable;  $m$ , el logaritmo del *stock* de moneda,  $e$  y, el logaritmo del ingreso global de la economía o su PIB.

G R Á F I C A 2

ÍNDICE DOLARIZADO DE LOS PRECIOS (1992 = 1)



La versión dolarizada de la misma ecuación sería simplemente:

$$p\$ = c + m\$ - y \quad (1.4)$$

donde  $p\$$  representa el logaritmo del índice dolarizado de los precios del PIB y  $m\$$  el *stock* de moneda valuado en dólares.<sup>6</sup>

Aplicando la transformación logarítmica a la ecuación 1.2, reemplazando  $p\$$  por la ecuación 1.4 y diferenciando el resultado, es posible enunciar una condición simple que asegura la estabilidad del tipo de cambio real. El tipo de cambio real se mantendrá estable sólo cuando el crecimiento monetario medido en dólares ( $\Delta m\$$ ) sea igual al crecimiento real de la economía ( $\Delta y$ ) más la tasa de inflación internacional ( $\Delta p^*$ ):

$$\Delta m\$ = \Delta y + \Delta p^* \quad (1.5)$$

Un crecimiento monetario superior provocará una apreciación real, mientras que un crecimiento inferior implicará una depreciación real. Por supuesto, la pertinencia empírica de esta visión monetaria extrema depende de la estabilidad de la velocidad-ingreso de la moneda. Sin embargo, la teoría expresada por la ecuación 1.4 constituirá el punto de referencia del análisis. Para que el enfoque monetario sea útil al estudio del tipo de cambio real, la velocidad tendría que ser relativamente estable en un plazo razonable. En este caso, la estimación del modelo

$$p\$ = c + \alpha m\$ + \beta y + e \quad (1.6)$$

6. Se adopta la convención de utilizar minúsculas para los logaritmos.

tendría que producir coeficientes  $\alpha$  y  $\beta$  cercanos a los valores implicados por la versión radical de la teoría (1 y -1). Al mismo tiempo, el modelo estimado tendría que exhibir un alto poder explicativo y un comportamiento aleatorio del término de error  $e$ .<sup>7</sup>

## ESTIMACIÓN: EL MODELO SIMPLE

### Observación de los datos y pruebas de estacionaridad

El objetivo es estimar la ecuación 1.6 con datos anuales durante el período 1974-1993. Se podría pensar que una muestra de 20 observaciones sea un poco limitada. Sin embargo, se utiliza el método de estimación de Engle y Granger cuya prueba estadística asociada es el ADF (Augmented Dickey-Fuller) y, como lo demostraron Shiller y Perron,<sup>8</sup> el poder de la prueba depende no de la frecuencia de las observaciones sino del plazo. En otras palabras, es mejor contar con 20 observaciones anuales que con 100 mensuales.

La aplicación correcta del método tiene sus requisitos. Primero, cada una de las variables del modelo habrá de ser estacionaria en primera diferencia. Por otro lado, las mismas variables, aunque no sean estacionarias en nivel, tienen que ser cointegradas.<sup>9</sup> En esta sección se presentan los datos utilizados en la estimación y se verifica la estacionaridad de cada una de las variables del modelo tanto en nivel como en primera diferencia.

La publicación *International Financial Statistics* del FMI hace una distinción entre “moneda” y “casi-moneda”, conceptos que aquí se denominan moneda de transacción y moneda de ahorro. En el caso argentino, la moneda de transacción se compone de los billetes y las cuentas corrientes en pesos, mientras que la moneda de ahorro lo hace de los depósitos a plazo fijo en pesos y los depósitos en moneda extranjera. El valor del *stock* total de moneda nacional en dólares por habitante ( $M\$n$ ) está representado en la gráfica 3 y su descomposición entre *stock* de transacción ( $M\$t$ ) y *stock* de ahorro ( $M\$a$ ) aparece en la gráfica 4.<sup>10</sup>

7. En la práctica, como se podrá apreciar, será necesario estimar la ecuación en primera diferencia.

8. R.J. Shiller y P. Perron, “Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation”, *Economics Letters*, 18, 1985.

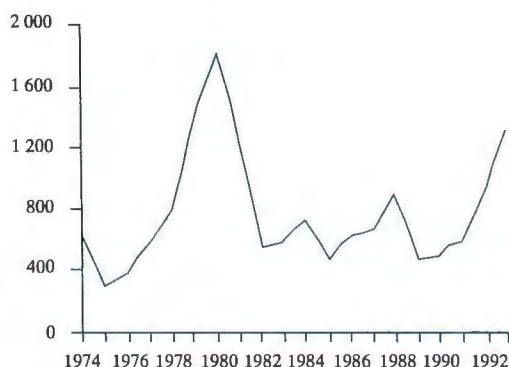
9. Variable estacionaria es aquella que tiene una media y una variancia bien definidas. En este sentido, su nivel no tiende a infinito ni a cero. Es muy frecuente que las variables macroeconómicas sean estacionarias sólo en primera diferencia. En este caso, la prueba ADF detecta una raíz unitaria en el nivel de la variable pero no en su primera diferencia. Cuando existe una relación lineal estacionaria entre las variables no estacionarias de un modelo, se dice que las variables del mismo modelo son cointegradas. En este caso, la prueba ADF no detecta una raíz unitaria en el residuo estadístico de la estimación de la relación lineal. Para una buena introducción al tema, véase D.A. Dickey, D. W. Jansen y D. L. Thornton, “A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income”, *Federal Reserve Bank of St. Louis*, abril-mayo, 1991.

10. El tipo de cambio nominal utilizado en el cálculo es el mismo que se utilizó para calcular el tipo de cambio real. En el anexo esta-



Las gráficas revelan fenómenos dignos de atención; se puede notar el importante cambio de media experimentado por las tres series en 1982. Este cambio coincide con la aparición de una diferencia de comportamiento entre el *stock* de transacción y el *stock* de ahorro. Si en el período anterior a 1982 los dos *stocks* evolucionan paralelamente (aunque la reforma financiera de 1977 favorece M\$a), en el período posterior, M\$t varía poco y M\$a se mantiene inestable.

G R Á F I C A 3  
**STOCK TOTAL DE MONEDA NACIONAL (DÓLARES POR HABITANTE)**



Ignorando esta última observación por el momento, considérese el *stock* total M\$n como el *stock* de moneda pertinente para determinar los precios en dólares. Aplíquese una prueba ADF sobre su logaritmo (m\$n) para verificar si es estacionario.<sup>11</sup> Como 1982 presenta un cambio de media importante en la serie, se sigue la recomendación de Perron<sup>12</sup> y se incluye en la regresión de la prueba una variable *dummy* cuyo valor es cero de 1974 a 1981 y uno en 1982-1993. Utilizando los valores críticos de Mackinnon, no se puede excluir la hipótesis de una raíz unitaria en la variable m\$n. Se obtiene una estadística ADF igual a -3.2050, es decir inferior en valor absoluto al valor crítico de Mackinnon que, con una probabilidad de error de 10%, es de -3.2899.

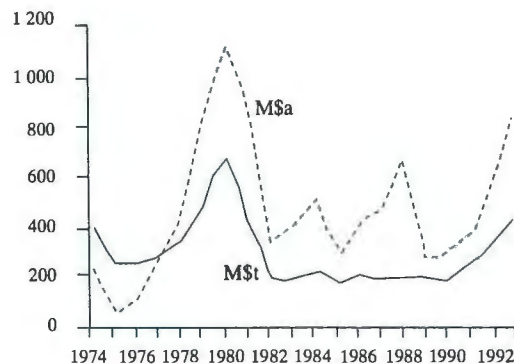
La segunda variable explicativa del modelo es el PIB que, como en el caso de los agregados monetarios, se expresa per

dístico se identifican las fuentes y se describe cada una de las variables utilizadas en las estimaciones.

11. Cuando la frecuencia de los datos es trimestral o mensual, la regresión ADF puede incluir varios retrasos de la primera diferencia de la variable considerada por la prueba. En este caso, como la frecuencia de los datos es anual, se limita al primer retraso en la regresión de la prueba. De igual modo se procede en todas las pruebas de raíz unitaria presentadas en este trabajo.

12. Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in a Time Series with Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 1990.

G R Á F I C A 4  
**LOS STOCKS DE MONEDA NACIONAL (DÓLARES POR HABITANTE)**

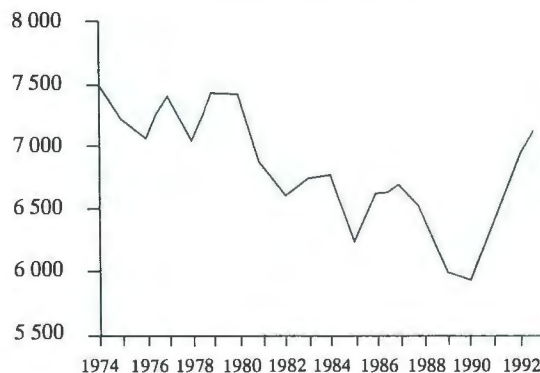


M\$t = *stock* con fines de transacción. M\$a = *stock* con fines de ahorro.

cápita. La gráfica 5 revela el declive tan importante que experimentó el ingreso real por habitante en Argentina durante la década de los ochenta. Al mismo tiempo, se verifica la casi constancia del ingreso real por habitante a lo largo del período. La prueba ADF sobre el logaritmo del PIB real por habitante (*y*), incluyendo una tendencia en los años 1980-1990, no permite descartar la hipótesis de una raíz unitaria. En este caso se obtiene una estadística ADF igual a -2.8910, aún inferior en valor absoluto al valor crítico de -3.2899.

Regresemos a la observación de la variable endógena p\$. La gráfica 2 sugiere un comportamiento de p\$ similar al de m\$n. La aplicación de una prueba ADF con cambio de media en 1982

G R Á F I C A 5  
**PRODUCTO REAL POR HABITANTE (PESOS DE 1992)**



confirma que tampoco p\$ es una variable estacionaria. Se obtiene una estadística ADF de -2.8250, también inferior en valor absoluto al valor crítico de -3.2899.

Hace falta verificar la estacionaridad de las variables en primera diferencia. Por lo tanto, se recapitulan las estadísticas pertinentes en el cuadro 1. En el caso de las variables p\$ e Y, la prueba ADF permite excluir sin mayor problema la hipótesis de una raíz unitaria cuando la variable está expresada en primera diferencia. Se puede notar que las estadísticas ADF obtenidas superan en valor absoluto los valores críticos con una probabilidad de error de sólo 5%. En el caso de m\$n, la prueba parece menos decisiva porque, para excluir la hipótesis de una raíz unitaria, se tendría que aceptar una probabilidad de error ligeramente superior a 5%. Sin embargo, como esta probabilidad es inferior a 10%, se considera también a m\$n como variable estacionaria en primera diferencia.

C U A D R O 1

PRUEBA ADF SOBRE LAS VARIABLES EN PRIMERA DIFERENCIA

Variable	Estadística ADF	Valor crítico de Mackinnon		
		10%	5%	1%
p\$	-3.0990	-2.6672	-3.0521	-3.8877
m\$n	-2.9579	-2.6672	-3.0521	-3.8877
y*	-3.9206	-3.3054	-3.7198	-4.6237

La regresión de Dickey-Fuller incluye en este caso un cambio de constante durante el período 1980-1990, lo que explica los niveles críticos más elevados.

Cointegración y estimación del modelo según la metodología de Engle y Granger

Como ya se ha indicado, la variable m\$n experimentó un importante cambio de media en 1982 y la variable y muestra una tendencia muy fuerte en la década de los ochenta. Por estas razones se distingue entre el stock en manos del público de 1974 a 1981 (m\$na82) y a partir de 1982 (m\$nd82). La primera prueba de cointegración consiste en verificar la estacionaridad del residuo obtenido por la estimación con el método OLS de la regresión siguiente:

$$p\$ = \alpha_1 m\$na82 + \alpha_2 m\$nd82 + \beta y + \gamma t8090 + c + e_{2,1} \quad (2.1)$$

donde c es una constante, e<sub>2,1</sub> el término de error y t8090 es una tendencia entre 1980 y 1990.

En el cuadro 2 se observa que los resultados obtenidos no soportan la hipótesis de cointegración entre las variables de la ecuación 2.1.

La estadística ADF obtenida no supera en valor absoluto al nivel crítico de 10%. Por otro lado, el valor estimado del coeficiente

C U A D R O 2

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN SOBRE LA ECUACIÓN 2.1

Valor de cointegración <sup>1</sup>	
p\$	1.000000
m\$na82	-1.086191
m\$nd82	-1.134126
y	5.614048
t8090	0.063897
Estadística ADF	-3.6529
10%	-4.7406
5%	-5.2416

1. La prueba de cointegración es una prueba ADF sobre la estacionaridad del residuo de la regresión estimada. En el contexto del modelo definido por la ecuación 2.1, el estudio se puede escribir como e<sub>2,1</sub> = p\$ - α<sub>1</sub> m\$na82 - α<sub>2</sub> m\$nd82 - βy - γt8090 - c, una relación lineal entre p\$ y las distintas variables exógenas del modelo. Excluyendo la constante, los coeficientes de esta relación lineal (1, -α<sub>1</sub>, -α<sub>2</sub>, -β y -γ) forman el denominado vector de cointegración.

ciente β (-5.62) no tiene relación con el valor previsto por la teoría (-1).

Tal como se señaló, los stocks de transacción y de ahorro se comportan de manera distinta a partir de 1982. En una prueba que no se presenta aquí, se separó m\$nd82 entre su componente transaccional m\$td82 y su componente de ahorro m\$ad82 sin que esto cambie la conclusión previa desfavorable a la hipótesis de cointegración. Y aún más importante, la variable m\$ad82 se vuelve insignificante en la explicación de p\$. Este resultado motiva una prueba de cointegración sobre la misma ecuación 2.1 excluyendo M\$a de la definición de la moneda después de 1982:

$$p\$ = \alpha_1 m\$na82 + \alpha_2 m\$td82 + \beta y + \gamma t8090 + c + e_{2,1} \quad (2.2)$$

Los resultados cambian sustancialmente con una estadística ADF que se vuelve significativa en el nivel crítico. Sin em-

C U A D R O 3

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN SOBRE LA ECUACIÓN 2.2

Vector de cointegración	
p\$	1.000000
m\$na82	-1.049977
m\$nd82	-1.329253
y	3.015054
t8090	0.015054
Estadística ADF	-5.4835
10%	-4.7406
5%	-5.2416

bargo, aunque el coeficiente β estimado sea más bajo que en el caso precedente (pasa de -5.62 a -3.02), se mantiene a un nivel muy por encima (en valor absoluto) del nivel previsto por la teoría. Además, el aumento en el coeficiente α<sub>2</sub> estimado (éste pasa de 1.13 a 1.33) aleja de una predicción teórica de 1.

A pesar de estas observaciones, como hay evidencia de cointegración entre las variables de la ecuación 2.2, sería interesante expresar el modelo en su forma de corrección de errores de acuerdo con la metodología de Engle y Granger. El modelo a estimar es entonces el siguiente:

Δp\$ = α1 Δ m\$na82 + α2 Δ m\$td82 + β Δ y + γ Δ t8090 + δ e<sub>2,2</sub> e(-1) + c (2.3)

donde e<sub>2,2</sub>e(-1) es el error estimado por la regresión de cointegración 2.2 retrasado de un período.

C U A D R O U 4

**ESTIMACIÓN DEL MODELO SIMPLE<sup>1</sup>**

.....

**Modelo estimado**

Δp\$ = α<sub>1</sub> Δ m\$na82 + α<sub>2</sub> Δ m\$td82 + β Δ y + γ Δ t8090 + δ e<sup>2,2</sup>e(-1) + c

α <sub>1</sub>	0.9204197	(0.1585823)		
α <sub>2</sub>	1.1298896	(0.2166009)	R <sup>2</sup>	0.863168
β	-1.8789753	(1.1024474)	R <sup>2</sup> ajustado	0.810540
γ	-0.0357340	(0.0183923)	D-W	2.625066
δ	-1.2052802	(0.2663289)	Estadística F	16.4013
c	0.0279684	(0.0407603)		

1. 19 observaciones anuales, 1975-1993. El error estándar figura entre paréntesis.

El cuadro 4 revela que el modelo estimado presenta más de un problema. La estimación del coeficiente β es muy imprecisa y en consecuencia la variable ingreso no parece significativa. Por otro lado, como el coeficiente δ estimado es superior a uno, el modelo estimado presenta problemas de estabilidad. Finalmente, la estadística de Durbin-Watson parece indicar un problema potencial de autocorrelación.<sup>13</sup>

Aparentemente, el modelo simple sólo capta una parte del cambio ocurrido en 1982. Las pruebas de cointegración sugieren que el stock de ahorro dejó de comportarse como moneda determinante de los precios en 1982, pero los problemas de autocorrelación de la estimación del modelo en primera diferencia parecen indicar la ausencia de una variable explicativa importante. Lo más probable es que el stock de ahorro haya sido reemplazado por otro factor en su papel determinante de los precios. En el entorno de una economía dolarizada, como la argentina, se puede suponer que el stock ausente en la ecuación sea el stock de dólares en manos del público.

13. Una prueba de Breusch-Godfrey no presentada aquí descarta la hipótesis de un residuo aleatorio.

**ESTIMACIÓN: EL MODELO BIMONETARIO**

**La estimación del stock de dólares**

Canitrot<sup>14</sup> describe el proceso gradual de dolarización de la economía argentina. A principios de los setenta los argentinos empiezan a utilizar el dólar como instrumento de ahorro. Para la mayoría de la población, la que no tiene acceso a los mercados financieros foráneos, el ahorro en dólares se presenta en la simple forma de una acumulación de "billetes verdes". Esta tendencia se acelera a principios de los ochenta, cuando se suceden a un ritmo rápido quiebras bancarias, suspensiones de crédito externo y maxidevaluaciones. En el panorama descrito por Canitrot es muy probable que los "billetes verdes" hayan asumido el papel de la moneda de ahorro en algún momento del decenio de los ochenta. Las pruebas efectuadas sobre el modelo simple indican que el momento crítico puede haber sido 1982.

Desde un punto de vista empírico, el problema que lamentablemente se debe afrontar es la total ausencia de datos sobre el stock de "billetes verdes" en manos del público. Existen algunas estimaciones. Por ejemplo, Brand<sup>15</sup> menciona una cifra de 6 000 millones de dólares en 1990 (187 dólares por habitante) de fuentes no identificadas. Más lúmpida es la metodología de estimación de Kamin y Ericsson.<sup>16</sup>

Utilizando datos del Tesoro estadounidense sobre los flujos de greenbacks entre Estados Unidos y Argentina, estos autores llegan a una estimación de 26 000 millones de dólares en 1992 (788 por habitante). Sin embargo, aunque las estimaciones de Kamin y Ericsson cubren el período 1988-1992, la cantidad de observaciones no es suficiente para realizar una prueba basada sobre los índices de precios del PIB (disponibles con frecuencia anual o, en el mejor de los casos, trimestral). Y además el punto de partida de sus estimaciones sigue reflejando la opinión de expertos no identificados que establecen el stock de 1987 en 5 000 millones. Aquí se propone otra metodología para estimar el stock de dólares.

En el entorno de una economía dolarizada, los activos monetarios totales (medidos en dólares) se componen del stock de moneda nacional M\$ y de un stock de dólares D\$. Imágínese que la moneda nacional y los dólares representen cada uno la mitad del valor del portafolios monetario global de la economía. En caso de indiferencia entre los dos tipos de activo monetario, esta repartición podría mantenerse y el valor en dólares del stock de moneda nacional permanecería en su nivel inicial. Se tendría una situación en la cual el stock de dólares deseado sería igual al valor en dólares del stock de moneda nacional:

14. Adolfo Canitrot, "Economic Policy under Conditions of Uncertainty: The Case of Argentina in the 1980s", *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 31, núm. 3, 1991.

15. Diana Brand, *Currency Substitution in Developing Countries. Theory and Empirical Analysis for Latin America and Eastern Europe*, Munich, Ifo Institute for Economic Research, 1993.

16. Steven B. Kamin y Neil R. Ericson, "Dollarization in Argentina", *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, núm. 460, 1993.



$$D\$^d = M\$n \tag{3.1}$$

A partir de este equilibrio de indiferencia, se puede suponer que toda variación en el valor del *stock* de moneda nacional equivale a una variación en el *stock* de dólares deseado:

$$D\$^d = M\$n(-1) - \Delta M\$n \tag{3.2}$$

Este razonamiento sigue siendo válido en el ámbito de las componentes M\$t y M\$a si cada una tiene como sustituto un *stock* de dólares, lo que parece ser el caso. Si se regresa a la observación de los *stocks* de transacción y de ahorro en la gráfica 4, se puede notar que no hay ninguna relación de sustitución aparente entre M\$t y M\$a. Al contrario, cuando se encuentra alguna relación (antes de 1982 y después de la convertibilidad), parece ser de complementariedad. Entonces, es posible suponer que los sustitutos "escondidos" son dos *stocks* de dólares. En consecuencia, los *stocks* deseados de dólares de transacción y de dólares de ahorro se calculan de manera análoga a la ecuación 3.2:

$$D\$t^d = M\$t(-1) - \Delta M\$t \tag{3.3}$$

$$D\$a^d = M\$a(-1) - \Delta M\$a \tag{3.4}$$

Esto permite calcular la repartición deseada de los dólares entre un *stock* transaccional (proporción pt) y un *stock* de ahorro (proporción pa):

$$pt = \frac{D\$t^d}{D\$t^d + D\$a^d} \tag{3.5}$$

$$pa = \frac{D\$a^d}{D\$t^d + D\$a^d} \tag{3.6}$$

Una vez conocidas las proporciones deseadas, hace falta calcular la cantidad total real de dólares en manos del público. Se supone que en 1974, ésta es igual al *stock* total deseado (D\$t<sup>d</sup>+D\$a<sup>d</sup>). A partir de 1975, el *stock* total (D\$tot) aumenta con la acumulación de activos externos relacionados directamente con la existencia de un saldo positivo de la balanza comercial (bienes y servicios) XN:<sup>17</sup>

$$D\$tot = D\$tot(-1) + XN \tag{3.7}$$

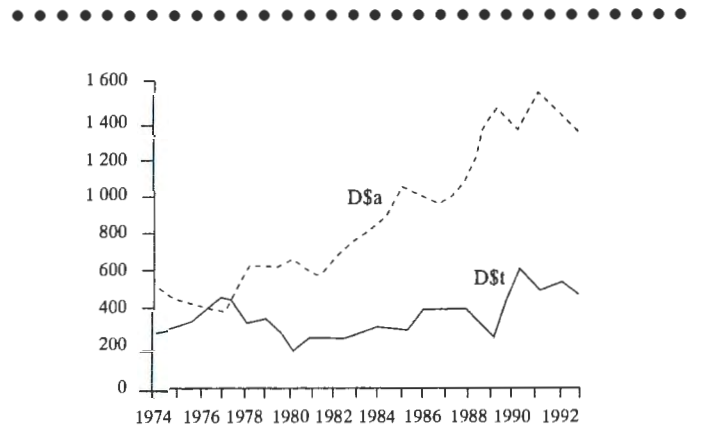
Finalmente, mediante la aplicación de las proporciones deseadas ptd y pad al *stock* total, se obtienen las estimaciones del *stock* de dólares con fines de transacción D\$t y del *stock* de dólares con fines de ahorro D\$a; cada uno es la contrapartida de

17. Esto implica que el sector privado tiene un saldo nulo en su propia cuenta de servicios financieros hacia el exterior y que conserva sus ganancias netas en dólares. Aunque estas hipótesis sean restrictivas, se verá que la construcción de un *stock* de dólares basado en ellas ayudará a explicar la inflación en dólares después de 1982. Además,

los *stocks* de moneda nacional con los mismos fines. La gráfica 6 presenta el resultado de las estimaciones, mientras que las gráficas 7 y 8 comparan los *stocks* de moneda nacional M\$t y M\$a con los *stocks* correspondientes de dólares (D\$t y D\$a).

G R Á F I C A 6

LOS STOCKS DE DÓLARES (POR HABITANTE)



D\$t = *stock* con fines de transacción. D\$a = *stock* con fines de ahorro.

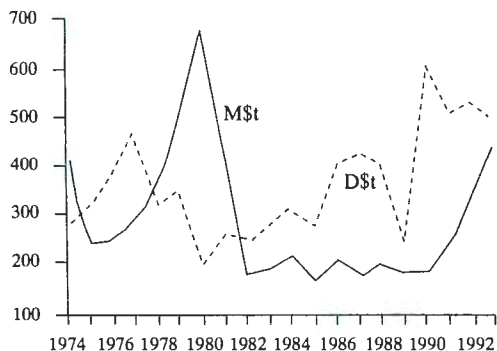
Es interesante notar que el proceso gradual de dolarización de los portafolios (descrito por Canitrot) y su aceleración después de 1982 se manifiestan de manera clara en un aumento casi ininterrumpido de los ahorros en dólares que llegan a dominar totalmente la moneda nacional a partir de 1982. Esta tendencia alcista es más suave en el caso de los dólares de transacción, aunque también éstos llegan a dominar los pesos a partir de 1982. Por otro lado, se destaca el efecto de la hiperinflación de 1989 sobre la repartición de los dólares entre el *stock* de transacción y el *stock* de ahorro. La tesorerización de los dólares observada en 1989 se manifiesta con un descenso sustancial del *stock* de transacción compensada por un aumento importante del *stock* de ahorro. En 1990 pasa lo contrario.

Cointegración y estimación del modelo bimonetario

Como se pudo observar, el *stock* de moneda nacional de ahorro, que determinaba los precios antes de 1982, junto con el *stock* de moneda nacional de transacción, dejó de desempeñar ese papel después de 1982. La hipótesis es que ese papel lo asumió a partir de 1982 por el *stock* de dólares de transacción, d\$t, en logaritmo. Como en las otras variables del modelo, se encuentra que

la "estatización" de la deuda externa privada después de 1982 justifica en parte el saldo nulo en la cuenta privada de los servicios financieros.

G R Á F I C A 7  
 AGREGADOS CON FINES DE TRANSACCIÓN (DÓLARES POR HABITANTE)



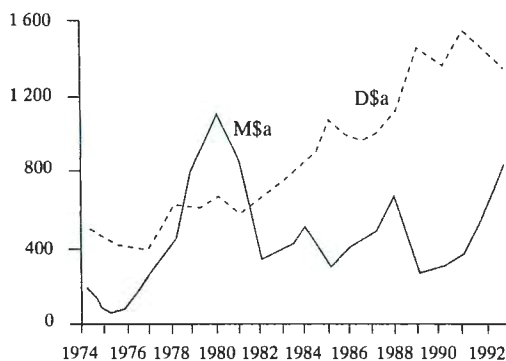
M\$t y D\$t representan los *stocks* con fines de transacción en moneda nacional y dólares, respectivamente.

d\$t es una variable estacionaria sólo en primera diferencia.<sup>18</sup> En consecuencia, se realiza una prueba de cointegración sobre el modelo siguiente:

$$p\$ = \alpha_1 m\$na82 + \alpha_2 m\$totd82 + \beta y + \gamma t8090 + c + e_{3,8} \quad (3.8)$$

donde m\$totd82 es el logaritmo de la suma del *stock* de pesos de transacción M\$t y del *stock* de dólares de transacción D\$t después de 1982.

G R Á F I C A 8  
 AGREGADOS CON FINES DE AHORRO (DÓLARES POR HABITANTE)



M\$a y D\$a representan los *stocks* con fines de ahorro en moneda nacional y dólares, respectivamente.

18. La estadística ADF es -1.4668 en nivel y -3.5881 en primera diferencia.

Si se comparan los cuadros 5 y 3, se nota un aumento importante de la estadística ADF en valor absoluto, que ahora se vuelve significativa incluso en el nivel crítico de 1%. Por otro lado, el coeficiente estimado de la variable ingreso (-1.99) sigue siendo demasiado alto para confirmar la teoría, pero baja sustancialmente con respecto a la estimación precedente (-3.02). Sin embargo, la constante *c* estimada (no presentada en el cuadro 5) no es significativa. Se obtiene un coeficiente de 9.59 con un error estándar de 6.44.

C U A D R O 5  
 PRUEBA DE COINTEGRACIÓN SOBRE LA ECUACIÓN 3.8

Vector de cointegración

p\$	1.000000
m\$na82	-1.0622251
m\$nd82	-1.171219
y	1.988337
t8090	0.44998
Estadística ADF	-7.7906
10%	-4.7406
5%	-5.2416
1%	-6.3038

Cuando se vuelve a estimar el vector de cointegración sin constante (véase el cuadro 6), los coeficientes estimados para los *stocks* monetarios casi no cambian, mientras que el coeficiente estimado para el ingreso baja drásticamente hasta acercarse al valor previsto por la teoría. Al mismo tiempo, la estadística ADF sigue siendo significativa en el nivel crítico de 5%. Esto motiva la estimación del modelo bimonetario de corrección de errores siguiente:

$$\Delta p\$ = \alpha_1 \Delta m\$na82 + \alpha_2 \Delta m\$totd82 + \beta \Delta y + \gamma \Delta t8090 + \delta e_{3,8r}(-1) + c \quad (3.9)$$

donde  $e_{3,8r}(-1)$  es el error (retrasado) obtenido por la estimación, con el método OLS, de la regresión de cointegración 3.8 con una constante restringida a cero.

Como lo indican los resultados presentados en el cuadro 7, la inclusión del *stock* de dólares de transacción estimado en el modelo permite mejorar de manera sustancial la calidad estadística de la regresión estimada. La estadística de Durbin-Watson baja de 2.62 a 1.94, mientras que el poder explicativo de la regresión (medido por el R<sup>2</sup> ajustado) pasa de 0.81 a 0.92.<sup>19</sup> Esto parece confirmar que los problemas encontrados en la estimación del modelo simple tienen relación con la ausencia de una

19. Tampoco una prueba de Breusch-Godfrey (no presentada aquí) encuentra evidencia de autocorrelación.



C U A D R O 6

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN 3.8 CON UNA CONSTANTE RESTRINGIDA A CERO

Vector de cointegración

p\$	1.000000
m\$na82	-1.0622251
m\$nd82	-1.171219
y	1.988337
t8090	0.44998
Estadística ADF	-7.7906

variable explicativa importante, el *stock* de dólares de transacción. Entonces, la estimación de este *stock* debería ser adecuada en el entorno argentino. Por otro lado, el coeficiente estimado del residuo de la regresión de cointegración se ubica por debajo de uno en valor absoluto, confiriéndole una estabilidad dinámica, ausente en el caso del modelo simple, al modelo bimonetario estimado.

C U A D R O 7

ESTIMACIÓN DEL MODELO BIMONETARIO<sup>1</sup>

Modelo estimado

$$\Delta p\$ = \alpha_1 \Delta m\$na82 + \alpha_2 \Delta m\$totd82 + \beta \Delta y + \gamma \Delta t8090 + \delta e_t e(-1) + c$$

$\alpha_1$	1.0034470	(0.0862403)		
$\alpha_2$	1.0884776	(0.1023939)	R <sup>2</sup>	0.943007
$\beta$	-1.5828811	(0.6470482)	R <sup>2</sup> ajustado	0.921087
$\gamma$	-0.0407480	(0.0114890)	D-W	1.944351
$\delta$	-0.8200872	(0.2407644)	Estadística F	43.01974
c	0.0199043	(0.0254282)		

1. 19 observaciones anuales, 1975-1993. El error estándar figura entre paréntesis.

Entre los problemas de estimación persistentes, destaca la gran imprecisión asociada a la estimación del coeficiente del ingreso. Aunque del signo esperado, y ahora significativo, el coeficiente podría ubicarse con 95% de probabilidad en un intervalo entre -0.93 y -2.23. Alguna imprecisión también se presenta en la estimación del coeficiente de corrección de errores con un intervalo que va de -0.58 a -1.06. Más alentadora es la precisión de estimación de los coeficientes monetarios  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ , además vecinos al valor previsto por la teoría. En este entorno, considerando la calidad general de los resultados estadísticos, se puede confiar en lo adecuado del enfoque monetario en el caso argentino.

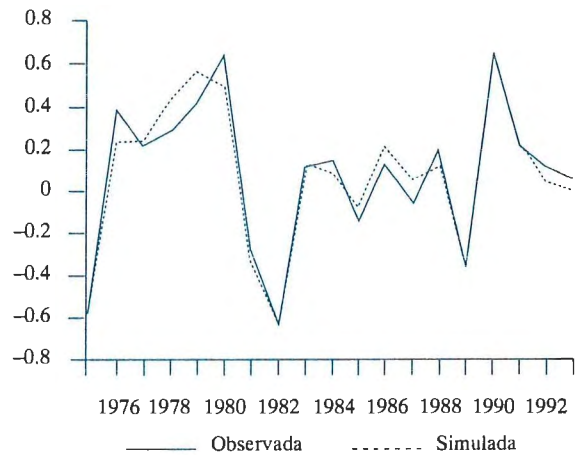
El enfoque monetario hace dos grandes predicciones. Según la primera, un aumento del *stock* de moneda en un porcentaje

determinado tendría que aumentar el nivel de precios en este mismo porcentaje. En el caso argentino, el análisis empírico sustenta esa predicción no sólo a largo sino también a corto plazo. Los coeficientes monetarios estimados se ubican muy cerca de 1, tanto en el caso del modelo de corrección de errores como en el del vector de cointegración estimado.

La segunda predicción del enfoque señala que, cuando el ingreso aumenta en un porcentaje determinado, el nivel de los precios debería bajar en este mismo porcentaje. Los resultados confirman esa predicción en Argentina sólo a largo plazo. En el corto plazo, las variaciones del ingreso traen variaciones opuestas más que proporcionales al nivel de los precios. Esto significa que en el corto plazo existe una relación negativa entre la velocidad y el ingreso. Sin embargo, como lo implica un coeficiente  $\delta$  estimado de -0.8, las fluctuaciones de la velocidad inducidas por las fluctuaciones del ingreso se disipan rápidamente.

G R Á F I C A 9

LA INFLACIÓN EN DÓLARES, 1975-1993 (PRIMERA DIFERENCIA DEL LOGARITMO DE P\$)



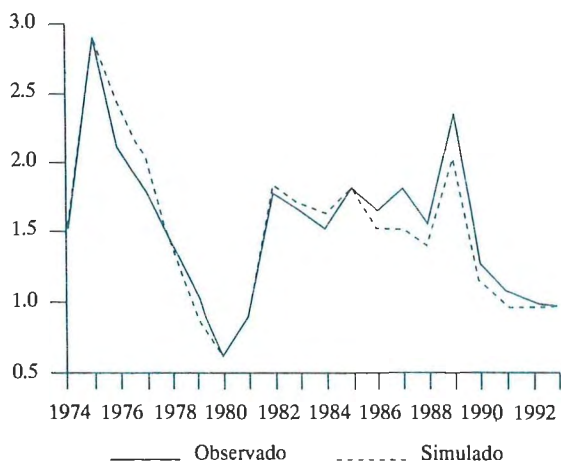
A fin de visualizar el poder explicativo del modelo bimonetario, en la gráfica 9 se representa la inflación en dólares que estima el modelo y se compara con la inflación real. Es interesante (y alentador) notar que la estimación es particularmente precisa en los años conocidos como los más inestables de la historia económica reciente de Argentina: 1975, 1981-1983 y 1989-1991.

Ya que el principal interés es la utilización del enfoque monetario para explicar el tipo de cambio real, en la gráfica 10 se representa simulado por el modelo bimonetario. La simulación, cuyo punto de partida es 1974, utiliza el modelo para calcular los valores sucesivos de P\$ tomando P\* como exógeno. Se puede apreciar que la convergencia entre el tipo simulado y el tipo observado es fuerte y rápida.

Con esta serie de resultados, es posible concluir con confianza que el enfoque monetario, en su versión bimonetaria, es de mucha utilidad en el análisis de la evolución del tipo de cambio real en Argentina. Se consideran como ejemplos 1989 y 1990. En el primer año Argentina conoció una deflación en dólares y, como contrapartida, una depreciación real. ¿De dónde surgió esa depreciación real? Los datos y estimaciones representados en las gráficas 7 y 8 muestran que el *stock* de moneda nacional de transacción se mantuvo estable durante ese año. Sin embargo, una parte significativa de los dólares de transacción pasaron al *stock* de ahorro. Los argentinos aumentaron sus ahorros en dólares frente a la hiperinflación en moneda nacional y eso, según el enfoque monetario, causó la deflación en dólares y la depreciación real consecuente. En 1990 pasó exactamente lo contrario. Una parte sustancial de los dólares ahorrados volvió al *stock* de transacción causando una inflación muy fuerte en dólares y, consecuentemente, una apreciación real sustancial del peso. Si bien pueden existir varias teorías para explicar tales decisiones, su contrapartida es un cambio en los *stocks* monetarios que tiene un impacto directo sobre los precios en dólares y el tipo de cambio real. En este sentido, el enfoque monetario resalta como una manera eficaz de analizar la determinación del tipo de cambio real.

G R Á F I C A 10

EL TIPO DE CAMBIO REAL (NOMINAL = REAL PARA EL OBSERVADO EN 1992)



### CONCLUSIÓN

Tradicionalmente, el enfoque monetario se ha utilizado para estudiar la determinación del tipo de cambio nominal pero, por lo que se sabe, salvo en la consideración de efectos transitorios, nunca ha sido propuesto como esquema teórico capaz de explicar la determinación del tipo de cambio real. Sin embar-



*El modelo explica con éxito los momentos más inestables vividos en Argentina y ofrece una interpretación clara de los movimientos bruscos experimentados por el tipo de cambio real en 1989 y 1990*

go, el tipo de cambio real siempre expresa una relación entre dos precios nominales: los internacionales y los nacionales. Con esta simple comprobación fue posible reformular el enfoque monetario tradicional para explicar la determinación de los precios nacionales medidos en dólares y, en consecuencia, el tipo de cambio real.

La aplicación del enfoque monetario al caso argentino debe afrontar un obstáculo importante: la ausencia de datos sobre el *stock* de dólares de transacción en manos del público. Una de las contribuciones de este trabajo ha sido precisamente la de proponer una manera simple y lógica de estimar este *stock*. Los resultados de las pruebas de cointegración y la estimación del modelo monetario con el método de Engle y Granger muestran el alto poder explicativo del enfoque monetario adaptado a la realidad bimonetaria argentina. El modelo explica con éxito los momentos más inestables vividos en Argentina y ofrece una interpretación clara de los movimientos bruscos experimentados por el tipo de cambio real en 1989 y 1990.

En trabajos futuros será interesante verificar el poder explicativo del enfoque monetario en el caso de países que presentan diversidad con respecto a la variabilidad experimentada por el tipo de cambio real y diversidad con respecto al grado de dolarización de los portafolios monetarios. También interesará comparar la capacidad de las opciones teóricas del enfoque monetario para explicar el tipo de cambio real. A poder explicativo igual, el enfoque monetario tendría la ventaja de su simplicidad y una calidad preciada en economía que se llama eficiencia. *e*