

ECONOMÍA

Revista del Departamento de Economía
Pontificia Universidad Católica del Perú

Volumen XXV N.º 50 Diciembre de 2002

Contenido

Artículos	The Persistence of Poverty in Peru: Possible Answers, their Limits and their Implications for Latin America JOHN SHEAHAN	9
	Análisis de la morosidad en las instituciones microfinancieras (IMF) en el Perú GIOVANNA AGUILAR Y GONZALO CAMARGO	65
	La reforma fiscal de 1815: las finanzas peruanas en vísperas de la independencia CARLOS CONTRERAS	123
	Estimación del tipo de cambio real multilateral de equilibrio para la Argentina mediante modelos uniecuacionales, 1970-2001 LUIS LANTERI	149
	La formación de la curva de rendimientos en nuevos soles en el Perú AUGUSTO RODRÍGUEZ Y JULIO VILLAVICENCIO	173
	Trabajo y crecimiento económico endógeno: un aporte al diálogo interdisciplinario HUMBERTO VEGA	205
Reseñas	Ha-Joon Chang. <i>Kicking Away The Ladder: Development Strategy in Historical Perspective</i> . Londres: Athem Press, 2002. JAN-DAVID GELLES	229
	Peter F. Klaren. <i>Nación y sociedad en la historia del Perú</i> . Lima: Instituto de Estudios Peruanos, 2004. CARLOS CONTRERAS	232

Estimación del tipo de cambio real multilateral de equilibrio para la Argentina mediante modelos uniecuacionales, 1970-2001*

Luis Lanteri

RESUMEN

Este trabajo emplea una propuesta econométrica uniecuacional, basada en el trabajo de Baffes, Elbadawi y O'Connell (1999), destinada a cuantificar el grado de desalineamiento entre el tipo de cambio real multilateral observado y el nivel estimado de equilibrio de largo plazo, para el caso argentino. Para tal efecto, se utilizan datos anuales del tipo de cambio real multilateral y de varias variables macroeconómicas fundamentales, que cubren el periodo 1970-2001. La propuesta econométrica empleada resulta una metodología alternativa frente a la mayoría de las estimaciones recientes del tipo de cambio real de equilibrio, que se basan en modelos de corrección de errores vectoriales (VEC) en la tradición de Johansen (1988). Los resultados de las estimaciones muestran que, hacia fines del 2001, el tipo de cambio real multilateral de la Argentina se encontraba apreciado, respecto de su valor de equilibrio, entre un 30% y un 45%, según se empleen los precios al por mayor o al consumidor, respectivamente, en el numerador del tipo de cambio real multilateral.

ABSTRACT

This paper uses a one-equation model proposed by Baffes, Elbadawi and O'Connell (1999) with the intention of measuring the degree of misalignment between the observed multilateral real exchange and its estimated level of long run equilibrium, in the Argentinean case. With that purpose, annual data covering the period 1970-2001 for the multilateral real exchange rate and other macroeconomic variables are used. The econometric model used is a methodology alternative to most recent estimations that use vector error correction (VEC) models, in a tradition established by Johansen (1988). Our estimations show that by the end of the year 2001 the Argentinean currency was overvalued between 30% and 45% with respect to its equilibrium multilateral real exchange rate, depending on whether we use wholesale or consumer prices as the numerator of the multilateral real exchange rate.

* El autor desea agradecer los comentarios y sugerencias de Guillermo Escudé y de Lorena Garegnani, a una versión preliminar del trabajo. No obstante, errores y omisiones, así como las opiniones vertidas en el trabajo, deben atribuirse exclusivamente al autor.

Introducción

El régimen de convertibilidad (una paridad fija entre la moneda doméstica y el dólar estadounidense), que mantuvo la Argentina durante los años noventa contribuyó a mantener la estabilidad de precios y a alcanzar elevadas tasas de crecimiento, durante buena parte de esa década.

Sin embargo, la inflexibilidad descendente de salarios y precios, inherentes al régimen de tipo de cambio fijo, impidió el ajuste de la economía, frente a los *shocks* externos desfavorables (crisis rusa y asiática, devaluación del real, apreciación del dólar estadounidense), que experimentó la convertibilidad a partir de la segunda mitad de los noventa. Esta falta de flexibilidad contribuyó a generar importantes desbalances macroeconómicos, tales como el desalineamiento del tipo de cambio real, la acumulación de deuda externa y la ampliación del desempleo, que terminaron precipitando el colapso del régimen de convertibilidad en diciembre del 2001. El fin de la convertibilidad implicó una importante devaluación nominal del peso, frente al dólar estadounidense, que llegó a superar el 250% durante el año 2002.¹

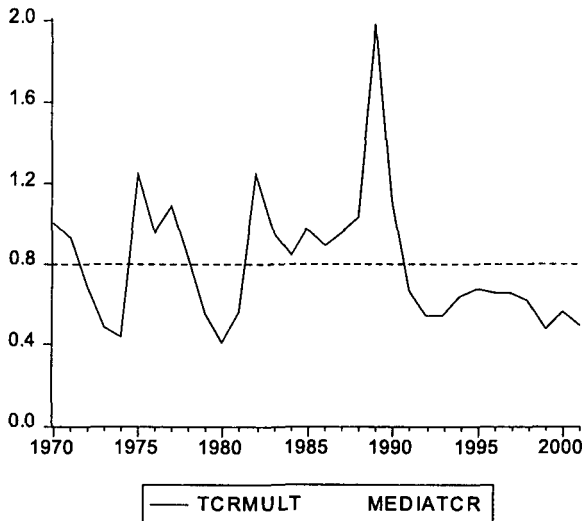
Una forma de medir el grado de desalineamiento del tipo de cambio real multilateral sería comparar el nivel observado de la serie con su promedio histórico. Este último podría asimilarse a la paridad del poder de compra (PPP o *purchasing power parity*), si el tipo de cambio real de equilibrio fuera constante a través del tiempo. La comparación de ambas series (véase el gráfico 1 para la definición del tipo de cambio real multilateral que incluye a los precios al por mayor en el numerador) muestra que el tipo de cambio real multilateral se encontraba por encima de su valor medio durante casi toda la década de los ochenta, pero que se ubicaba por debajo del promedio durante los años noventa luego de la puesta en vigencia de la convertibilidad. Esta comparación, sin embargo, no considera la evolución de los fundamentales macroeconómicos que habrían influido

¹ Un pormenorizado análisis de las limitaciones y consecuencias del régimen de tipo de cambio fijo, así como de un modelo dinámico de la Convertibilidad, puede encontrarse en Escudé (2002).

al tipo de cambio real de equilibrio de la Argentina durante los últimos años.²

El presente trabajo se propone determinar el grado de desvío entre el tipo de cambio real multilateral y el tipo de cambio real de equilibrio sostenible de largo plazo que experimentó la economía argentina durante el periodo 1970-2001. A tal efecto, se emplea una metodología econométrica, utilizada por Baffes y otros (1999), que consiste en estimar el tipo de cambio real de equilibrio empleando un modelo uniecuacional, a partir de las series de tiempo de algunos de los principales fundamentales macroeconómicos. El tipo de cambio real de equilibrio, estimado a partir de los datos observados de los fundamentales macroeconómicos, sirve de esta forma como *benchmark*, o punto de referencia, contra el cual se comparan los datos de la serie de tiempo del tipo de cambio real observado.

Gráfico 1
Tipo de cambio real multilateral (precios al por mayor)
y promedio para 1970-2001



² Bajo la PPP, el análisis identifica un periodo de referencia, de balance interno y externo de la economía, y emplea al tipo de cambio real que prevalece durante ese periodo como estimación del equilibrio para los restantes periodos. Sin embargo, ello sería válido solamente si los fundamentales macroeconómicos no cambiaran entre el periodo de referencia (la PPP del año base) y los periodos de comparación.

Para tal efecto, se estima en el trabajo una serie del tipo de cambio real multilateral que debería reflejar el equilibrio, interno y externo, sostenible de la economía. En la estimación se consideran algunas variables fundamentales que habrían afectado el nivel de equilibrio de largo plazo, y que experimentaron cambios a través del tiempo. Por ejemplo, la economía posiblemente sufrió alteraciones en los términos de intercambio, en la apertura de la economía, etcétera, en las últimas décadas, que tal vez afectaron el nivel de equilibrio del tipo de cambio real. La idea detrás de este enfoque sería que el tipo de cambio real observado podría estar depreciado, o apreciado, en relación con una medida de equilibrio interno y externo, correspondiente al momento t .

En el trabajo, el tipo de cambio real multilateral se elabora utilizando en el numerador los precios al por mayor y al consumidor, respectivamente, de los principales socios comerciales de la Argentina.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En el punto dos, se describe el modelo teórico sobre el tipo de cambio real de equilibrio. En el punto tres, se analiza la implementación empírica del modelo planteado y se discuten los datos empleados y los métodos de estimación. Finalmente, en los puntos cuatro y cinco se presentan los resultados de las estimaciones y las principales conclusiones del trabajo, respectivamente.

1. El modelo teórico

En el trabajo se emplea un modelo teórico desarrollado por Baffes y otros (1999) y por Hinkle y Montiel (1999). Este modelo utiliza una estructura de dos bienes (transables y no transables) bajo el supuesto de una economía pequeña y abierta a los mercados internacionales.

Siguiendo a Dornbusch (1974 y 1980), el tipo de cambio real (RER) se define como el precio relativo de los bienes transables respecto de los no transables internacionalmente:

$$RER = e = (P_T^W E) / P_N \quad (1)$$

donde:

- RER : tipo de cambio real multilateral
 E : tipo de cambio nominal
 P_T^w : precio internacional de los bienes transables medido por medio del índice de precios al por mayor, o al consumidor, respectivamente (variable exógena para una economía pequeña)³
 P_N : precio doméstico de los bienes no transables

A partir de esta definición, un incremento (descenso) en el valor de e significaría una depreciación (apreciación) real de la moneda doméstica. Dado que los precios domésticos de los bienes no transables resultan una variable endógena, excepto en el corto plazo debido a la inflexibilidad de precios y salarios, el tipo de cambio real sería, por lo tanto, una variable endógena aun bajo un tipo de cambio nominal pre-determinado.

En lo que sigue, se desarrolla el modelo propuesto por los autores mencionados en el primer párrafo de este punto. Estos autores emplean un esquema simplificado para ilustrar la determinación del tipo de cambio real y derivan una expresión para el valor de equilibrio de largo plazo.

El tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo es el que prevalece cuando la economía se encuentra en equilibrio interno y externo, para valores sostenibles de política y de las variables exógenas.⁴ El balance interno se logra cuando los mercados de mano de obra y de bienes no transables están en equilibrio, de tal forma que se satisfaga la siguiente expresión:

$$y_N(e, \xi) = c_N + g_N = (1 - \theta) ec + g_N, \quad \partial y_N / \partial e < 0, \quad \partial y_N / \partial \xi < 0 \quad (2)$$

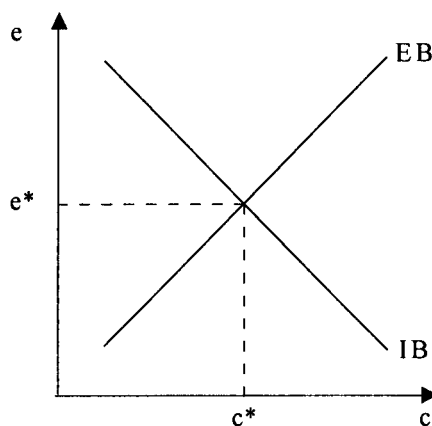
³ El tipo de cambio real obtenido empleando los precios internacionales al por mayor sería un tipo de cambio real «externo» en la terminología de Hinkle y Montiel (1999). Este surge al emplear la relación entre los precios al por mayor externos y los precios al consumidor domésticos.

⁴ Dornbusch (1974 y 1980) considera que la determinación del tipo de cambio real de equilibrio implicaría que el ingreso se iguale a los gastos. A su vez, los mercados de bienes transables y de no transables deberían estar en equilibrio.

donde y_N indica la oferta de bienes no transables bajo pleno empleo, c_N y g_N los gastos privados y del gobierno en bienes no transables (en cuanto a los bienes transables), q los gastos privados totales medidos en bienes transables, la participación de los bienes transables en los gastos privados totales (en términos de bienes transables), e el tipo de cambio real y x refleja los choques del diferencial de productividad que incrementaría el producto de los bienes transables y reduciría el producto de los bienes no transables a un precio relativo dado.

La expresión (2) refleja la curva IB en el gráfico 2. Comenzando en una posición de equilibrio interno, un incremento de los gastos del gobierno en bienes no transables trasladará la curva IB hacia abajo y a la izquierda, apreciando el tipo de cambio real. Algo similar ocurrirá debido a un *shock* de productividad en favor de los bienes transables: un aumento en la productividad relativa de este tipo de bienes respecto del exterior, generaría un incremento en el precio relativo doméstico de los bienes no transables y el tipo de cambio real de equilibrio se apreciaría.

Gráfico 2
Balance interno y balance externo



Por su parte, el balance externo (balance de cuenta corriente) se alcanza cuando se satisface la siguiente expresión:

$$\dot{d} = rd - y_T(e, \xi) + (g_T + \theta c), \quad \partial y_T / \partial e > 0, \quad \partial y_T / \partial \xi > 0 \quad (3)$$

donde d representa la deuda externa neta medida en bienes transables, mientras que r señala el tipo de interés sobre la deuda. De esta forma, el balance externo refleja la diferencia entre la producción doméstica y la suma de los gastos privados y del gobierno en bienes transables. Siguiendo a Baffes y otros (1999), el equilibrio externo se logra cuando la posición de deudor neto del país en los mercados financieros internacionales alcanza un equilibrio de estado estacionario, lo que representa un equilibrio de *stock* de largo plazo (no se consideran los costos de transacción asociados con los gastos privados). De la expresión (3) se obtiene la curva EB en el gráfico 2. El modelo supone también que la economía mantiene el equilibrio fiscal en el largo plazo (Montiel agrega que el gobierno se financia con «lump-sum taxes»; véase Hinkle y Montiel 1999).

El tipo de cambio real de equilibrio e^* viene dado por la intersección de las curvas IB y EB (véase el gráfico 2). Combinando las expresiones (2) y (3), e igualando a cero el lado derecho de la expresión (3), se obtiene una expresión del tipo de cambio real de equilibrio:

$$e^* = e^* \left(\underset{-}{g_N}, \underset{+}{g_T}, \underset{+}{r^*}, \underset{-}{d^*}, \xi \right) \quad (4)$$

donde «*» indica el valor de estado estacionario de la variable endógena y los signos las correspondientes derivadas parciales de e^* . Para un gasto del gobierno, tasas de interés, productividad y stock de deuda externa neta dados, los valores c^* y e^* reflejan simultáneamente el balance interno y externo de la economía.

La expresión (4) establece que el tipo de cambio real de equilibrio consistente con el equilibrio interno y externo de la economía resulta una función de los fundamentales macroeconómicos que aparecen en el lado derecho de esa expresión.

El modelo supone que las relaciones de conducta son todas homogéneas de grado cero en las variables nominales, por lo que no aparecen estos valores (nominales) en la expresión del tipo de cambio real de equilibrio. Ello implica que una devaluación nominal tendría, a lo sumo, efectos transitorios sobre el tipo de cambio real. A su vez, se

supone el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal de la cuenta corriente, lo que implica que el valor descontado del balance de la cuenta corriente sea cero.

Baffes y otros (1999) sugieren que si la economía enfrentara racionamiento del crédito externo, en lugar de una oferta positiva de fondos externos netos (en este último caso el balance comercial se determinaría endógenamente), la expresión del tipo de cambio real tomaría la siguiente forma:

$$e^* = e^*(\underset{-}{g_N}, \underset{+}{g_T}, \underset{+}{b}, \underset{-}{\xi}) \quad (5)$$

donde $b (= rd)$ indica el saldo de la balanza comercial. En este caso, el saldo comercial se iguala a la transferencia neta de recursos hacia el exterior, ya que el balance comercial se comporta como una variable exógena (hay pago neto de los intereses de la deuda). Intuitivamente, podría pensarse que una economía que presente un elevado nivel de deuda externa necesitaría alcanzar excedentes comerciales (en el largo plazo) para afrontar las obligaciones con el resto del mundo y, por tanto, requeriría un tipo de cambio real más alto (una mayor depreciación del tipo de cambio real).

La lista de fundamentales macroeconómicos considerada hasta el momento no resulta exhaustiva. La nómina de variables podría expandirse para considerar, entre otras variables, los términos de intercambio externos y la política comercial externa. El tipo de cambio real de equilibrio sería, entonces, función de las siguientes variables:

$$e^* = e^*(\underset{?}{tie}, \underset{-}{g_N}, \underset{+}{g_T}, \underset{-}{b}, \underset{-}{\xi}, \underset{-}{\tau}) \quad (6)$$

donde tie representa los términos de intercambio externos de largo plazo. Una mejora de estos generaría un efecto riqueza positivo y apreciaría el tipo de cambio real de equilibrio si prevaleciera el efecto ingreso, ya que, en este caso, aumentaría el consumo y el precio relativo de los bienes no transables. A su vez, g_N y g_t indican los gastos del gobierno en bienes no transables y transables, respectivamente, $b (= rd)$ el saldo del balance comercial, t el grado

de protección de la política comercial externa (una mayor protección de la economía apreciaría el tipo de cambio real de equilibrio) y x los *shocks* de productividad que miden la relación entre la productividad laboral doméstica y la externa.

Tal como establecen Baffes y otros (1999) y Chand (2001), el tipo de cambio real de equilibrio evolucionará de acuerdo con los cambios que experimenten los fundamentales macroeconómicos y, de esta forma, sufrirá modificaciones a través del tiempo.

2. Estimaciones empíricas

El modelo por estimar del tipo de cambio real de equilibrio en función de los fundamentales macroeconómicos supone la forma lineal logarítmica de la expresión (6). La expresión de largo plazo por estimar tomaría la siguiente forma estocástica:

$$\ln e^*_t = \beta' F_t^P + \omega_t \quad (7)$$

donde e^*_t indica el tipo de cambio real de equilibrio, b señala el vector de parámetros de largo plazo que deben ser estimados, F_t^P es el vector de los valores permanentes de los fundamentos macroeconómicos, y ω_t representa una variable estocástica estacionaria.

En el modelo se impone como restricción que la situación de equilibrio de estado estacionario sea dinámicamente estable. De esta forma, las perturbaciones que aparten al tipo de cambio real de su valor de equilibrio serían de corto plazo. El tipo de cambio real convergería a su valor de equilibrio y la ecuación (7) se transformaría en un modelo de corrección de errores, que asumiría la siguiente forma:

$$\Delta \ln e_t = \alpha (\ln e_{t-1} - \beta' F_{t-1}^P) + \sum_{j=1}^p \mu_j \Delta \ln e_{t-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta F_{t-j} + v_t \quad (8)$$

donde F_t representa el vector de fundamentales macroeconómicos y η_t es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida, estacionaria y con media cero. Baffes y otros (1999) consideran que si todas las variables fueran estacionarias o integradas de orden uno en niveles la expresión, (8) mostraría un estado de equilibrio de largo

plazo, que resultaría estable para $-2 < a < 0$ (esta restricción implica que, el parámetro de ajuste, sea < 0). La expresión (8) refleja la propuesta uniecuacional: el tipo de cambio real de equilibrio resulta una función de los fundamentales macroeconómicos, hacia el cual converge a través del tiempo el tipo de cambio real observado.

En lo que sigue, se analizan los datos utilizados y se estiman las expresiones (7) y (8), a efectos de determinar el grado de desalineamiento del tipo de cambio real multilateral, en particular hacia fines del periodo de la convertibilidad.⁵

2.1. Datos empleados en las estimaciones

A fin de llevar a cabo las estimaciones econométricas, se utilizan en el trabajo datos anuales del tipo de cambio real multilateral, de los términos de intercambio, de los gastos de consumo del gobierno, del saldo de la balanza comercial, de los diferenciales de productividad y del *real broad dollar index* (esta última variable se relaciona con los flujos de capitales hacia los países emergentes).

Para la elaboración de la serie de tiempo del tipo de cambio real multilateral se utilizaron como ponderadores las participaciones del comercio de la Argentina con sus diez principales socios comerciales (se incluyen importaciones y exportaciones), las que fueron tomadas del trabajo de Pellegrini y Gay (2002). Estos diez socios representan, en promedio (periodo 1970-2001), alrededor del 70% del comercio internacional de la Argentina con el mundo. Las economías consideradas, y las respectivas ponderaciones expandidas para sumar uno, son: Estados Unidos (0.236), Brasil (0.212), Alemania (0.108), Italia (0.094), Japón (0.077), Holanda (0.059), Chile (0.058), Francia (0.055), España (0.052) y Canadá (0.049). El tipo de cambio real multilateral se determina utilizando, además de estos ponderadores fijos, el tipo de cambio nominal, entre el peso argentino y cada una de las

⁵ Podría testearse la exogeneidad débil de los fundamentales macroeconómicos considerados en las estimaciones. No obstante, Baffes y otros (1999: 421, nota 14) argumentan que, en sistemas cointegrados, los métodos de estimación con información limitada, tales como mínimos cuadrados en dos etapas con variables instrumentales, serían una opción válida de estimación, aun en ausencia de exogeneidad débil.

monedas consideradas, y los precios al por mayor y al consumidor, respectivamente, de los países mencionados (se elaboran dos definiciones del tipo de cambio real multilateral). Como deflactor, se emplea el índice doméstico de los precios al consumidor.

Por su parte, los términos de intercambio corresponden a la relación entre los precios implícitos de exportación y de importación, los gastos del gobierno a la relación entre los gastos de consumo del gobierno y el PBI a precios corrientes (la ausencia de datos no permite desagregar los gastos del gobierno en bienes transables y en bienes no transables) y el saldo de la balanza comercial de bienes y servicios reales representa las exportaciones menos las importaciones en función del PBI a precios corrientes. A su vez, como *proxy* del diferencial de productividad se utiliza la productividad laboral de la Argentina y de los Estados Unidos, mientras que el *real broad dollar index* surge de la base de datos de la Reserva Federal de los Estados Unidos.

2.2. Tests de raíz unitaria

El paso siguiente consiste en examinar las propiedades de series de tiempo de los datos. En el cuadro 1, se incluyen los valores estimados de los test Aumentado Dickey Fuller (ADF), a efectos de testear la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables. Los valores estimados del estadístico ADF determinan, en todos los casos, la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de no estacionaridad (raíz unitaria) en los niveles de las variables, aunque resulta posible rechazar esta hipótesis para las primeras diferencias de las variables.

3. Resultados encontrados en las estimaciones y desvíos del tipo de cambio real multilateral

Siguiendo a Baffes y otros (1999) y a Chand (2001), se utilizan dos metodologías para estimar los modelos especificados en las expresiones (7) y (8). Asimismo, se emplean dos definiciones del tipo de cambio real multilateral, que utilizan los precios al por mayor y al

Cuadro 1
Tests de raíz unitaria. Estadístico aumentado Dickey-Fuller (ADF), 1970-2001

Series	N.º Rezagos (1)	Niveles			Primeras Diferencias (3)	Orden Integra- ción
		Significatividad Constante	Significatividad Tendencia	ADF (2)		
Tipo de cambio real multilateral (IPM)	1	Sí	No	-3.17	-4.78	1
Tipo de cambio real multilateral (IPC)	1	Sí	No	-3.47	-6.50	1
Términos de intercambio	1	No	No	-1.24	-4.49	1
Gastos de consumo público/PBI	1	Sí	Sí	-4.24	-5.81	1
Balanza comercial/PBI	1	Sí	No	-3.03	-4.62	1
Diferencial de productividad laboral	1	Sí	Sí	-2.12	-4.40	1
«Real broad dollar index»	1	Sí	No	-2.48	-2.76	1

(1): rezagos óptimos de acuerdo con el criterio de Akaike. (2): no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1% de significatividad estadística. (3): se rechaza la hipótesis nula al 1%. El periodo de la muestra abarca 1970-2001.

consumidor, respectivamente, de los principales socios comerciales, en el numerador del tipo de cambio real.

El primer método de estimación consta de dos pasos:

El primer paso implica estimar una expresión estática, del tipo de cambio real multilateral, en función de los fundamentales macroeconómicos, a través de mínimos cuadrados ordinarios: OLS (la estimación refleja los parámetros de largo plazo). Este modelo incluye, como variable dependiente, al tipo de cambio real multilateral, y como variables explicativas, a los términos de intercambio, a los gastos de consumo del gobierno respecto del PBI y a la relación entre el saldo de la balanza comercial y el PBI (también se incluyeron como variables explicativas al diferencial de productividad y al índice amplio del dólar real o *real broad dollar index*, pero estas variables no resultaron significativas estadísticamente). La estimación de la expresión en niveles se realiza con datos anuales y con las variables en logaritmos

naturales, excepto el saldo de la balanza comercial/PBI que se expresa en los valores originales. En este caso, los coeficientes resultan significativamente distintos de cero, al 5% de significatividad estadística, y con los signos esperados a priori (cuadro 2 para el caso del tipo de cambio real multilateral elaborado con los precios al por mayor).

Por su parte, el test ADF de raíz unitaria rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad de los residuos, de la expresión estimada en niveles, de forma que las variables serían cointegradas. Los parámetros de largo plazo estimados (los estimados) que surgen de la expresión estática para el caso de las variables cointegradas serían superconsistentes, aun en ausencia de exogenidad débil (véase, por ejemplo, Chand 2001).

No obstante, debe tenerse en cuenta que los valores críticos empleados para verificar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los residuos de la expresión estática deberían considerarse con precaución, ya que se requerirá utilizar una tabla específica en estos casos (véase Sosa Escudero 2001, y Banerjee y otros 1992). Debido a ello, se intentó verificar la hipótesis nula de no cointegración estimando un modelo de corrección de errores vectorial (VEC) para las variables consideradas. En este caso, los valores encontrados de los estadísticos de *trace* y *max-eigen* permiten rechazar la hipótesis nula al 5% de significatividad estadística. Ambos estadísticos detectan un vector de cointegración linealmente independiente, para las variables consideradas, al emplear dos retrasos en las variables.

El segundo paso consiste en estimar el modelo de corrección de errores (ECM). Los residuos de la expresión estática, estimada por OLS, rezagados un periodo, son incluidos en el lado derecho del ECM, que incorpora, a su vez, a los fundamentales macroeconómicos, con un retraso de un periodo, y a las primeras diferencias de los fundamentales. Nuevamente, la estimación del ECM proporcionaría estimadores consistentes, permitiendo obtener la velocidad de ajuste y los parámetros de corto y de largo plazo del modelo.

La estimación del ECM se realiza por mínimos cuadrados en dos etapas, utilizando como instrumentos a los fundamentales rezagados un periodo y a las primeras diferencias de los fundamentales, excepto

Cuadro 2
Tipo de cambio real multilateral con precios al por mayor. Estimación de los
parámetros en la expresión estática de largo plazo y en los ECM, 1970-2001

Variable dependiente: log (tipo de cambio real multilateral)	Parámetros de largo plazo de la ecuación estática(Mod1) (1)	Segundo paso. Estimación del ECM (Mod1) (2)	Alternativa para el segundo paso del ECM (Mod1) (3)	ECM irrestricto (Mod2) (4)
Constante	-2.402 (-2.525)**	-1.558 (-0.656)	- 0.007 (-0.129)	-2.398 (-0.809)
Log (términos de intercambio)	-0.714 (-2.272)**			
Saldo balance comercial/PBI	0.064 931)***			
Log (Gasto público/PBI)	-0.897			
(Error de expresión (1)) -1		(-2.089)** -0.229	-1.482 (-0.858)	(-1.801)*
Log (tipo de cambio real mult.) -1				-0.892 (-0.891)
Log (términos de intercambio) -1		-0.765 (-1.420)		-1.276 (-1.351)
(Saldo balance comercial/PBI) -1		0.085 (2.244)**		0.179 (1.605)
Log (gasto público/PBI) -1		-0.492 (-0.457)	-0.689 -0.689	(-0.558) (-0.558)
D(log términos de intercambio)		-0.646 (-0.820)	-0.594 (-0.836)	-0.313 (-0.334)
D(saldo balance comercial/PBI)		0.089 (2.574)**	0.087 (1.989)*	0.138 (1.830)*
D(log gasto público/PBI)		-1.623 (-2.168)**	-2.061 (-1.971)*	-2.125 (-1.659)
R2 aj.	0.420	0.470	0.420	0.310
D.W.	1.740	1.920	1.440	1.380
LM(10)-statistic (Breusch- Godfrey). Probabilidad.	0.680	0.520	0.800	0.050
ADF test statistic sobre los errores	-4.460			

Notación: Log: logaritmo natural. -1: retraso de un periodo en la variable. D: primeras diferencias. LM(10)-statistic - Breusch-Godfrey de correlación serial. Debe notarse que la transformación de Bewley invalidaría al R2 aj. en el ECM (se lo agrega a simple título ilustrativo).*** significativo estadísticamente al 1%, ** significativo estadísticamente al 5%, * significativo estadísticamente al 10%. En (3) la variable dependiente es la primera diferencia del tipo de cambio real multilateral.

en el caso del gasto público/PBI, que se considera con un retraso de un orden mayor. También se incluye como instrumento los errores rezagados.

Una alternativa para el segundo paso del modelo consiste en estimar las primeras diferencias del tipo de cambio real multilateral en función de los errores rezagados y de las primeras diferencias de los fundamentales (términos de intercambio, gasto de consumo del gobierno/PBI y saldo de la balanza comercial/PBI; véase columna 3 de la tabla 2). En este caso, la variable de error rezagada resulta estadísticamente significativa y el test de Wald no permite rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de esta variable es igual a menos uno (al 95% de confianza).

El segundo método de estimación consiste en estimar al tipo de cambio real multilateral de equilibrio, por medio de un ECM irrestricto, que utiliza como variables explicativas el tipo de cambio real multilateral con un retraso de un periodo, en lugar de los residuos rezagados un periodo. El resto de las variables explicativas se mantiene igual (los fundamentales rezagados un periodo y las primeras diferencias de los fundamentales). La estimación se realiza por mínimos cuadrados en dos etapas, empleando instrumentos similares a los indicados en el método anterior de estimación (en este caso, no se incluyen los errores rezagados).

El parámetro de ajuste, estimado a través del ECM, cumple con la restricción de estabilidad ($-2 < \alpha < 0$). Para la determinación del parámetro de ajuste, debe sustraerse uno del coeficiente estimado a través del ECM, ya que se está estimando una *transformación de Bewley* (véase Banerjee y otros 1993, capítulo 2).

Debe notarse que, en este segundo método de estimación, algunos de los parámetros estimados no resultan estadísticamente significativos a los niveles usuales de aceptación, problemas que también sufren las estimaciones realizadas por Baffes y otros (1999) y por Chand (2001), para Costa de Marfil y Burkina Faso, y para Australia, respectivamente. Debido a ello, se selecciona la estimación realizada mediante el primer método y se utilizan los parámetros de largo

plazo, que surgen de la expresión estática en niveles, para la determinación de los desvíos del tipo de cambio real multilateral.

Los *desvíos*, o *desalineamientos*, de corto plazo, entre el tipo de cambio real multilateral observado, e , y su nivel de equilibrio de largo plazo, e^* , indican la brecha (*gap*) o diferencia, entre ambas variables. Dado que las estimaciones se realizan en forma logarítmica, esta brecha podría interpretarse como el porcentaje de desvío entre el tipo de cambio real observado y su valor estimado de equilibrio. Por su parte, los valores sostenibles de los fundamentales podrían obtenerse por medio de promedios móviles, lo que permitiría suavizar los datos. Cabe agregar que el grado de desalineamiento estaría condicionado por el comportamiento de los fundamentales y debería, por tanto, ser interpretado como un fenómeno temporal.

Los desvíos estimados a partir de las expresiones (7) y (8), y del primer método de estimación, se muestra en los gráficos 3 y 6, respectivamente, para las dos definiciones del tipo de cambio real multilateral.

Gráfico 3
Desvíos entre el tipo de cambio real multilateral (IPM)
y su valor de equilibrio de largo plazo (mod. 1)

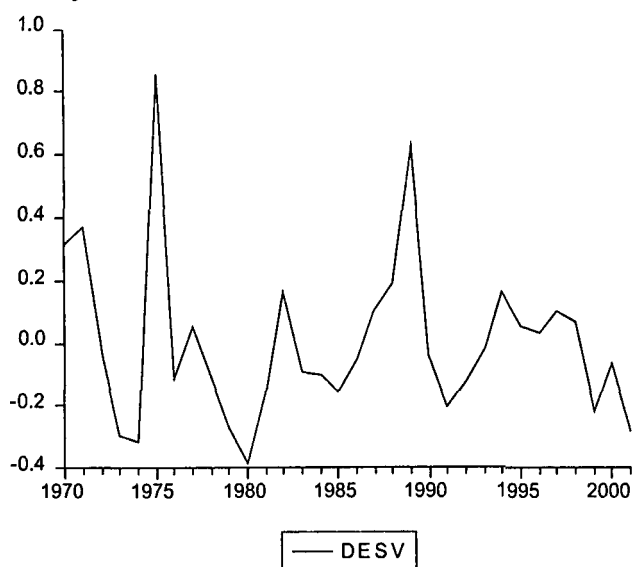


Gráfico 4
Tipo de cambio real multilateral (IPM)
y su valor estimado de equilibrio (mod. 1)

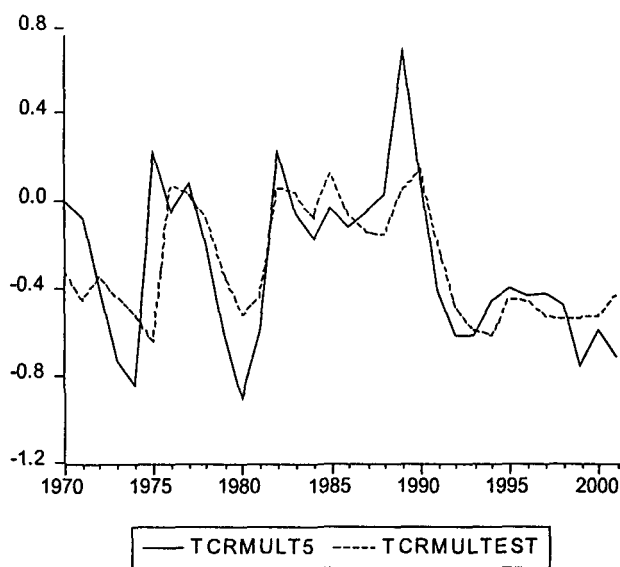


Gráfico 5
Tipo de cambio real multilateral (precios al consumidor)
y promedio para 1970-2001

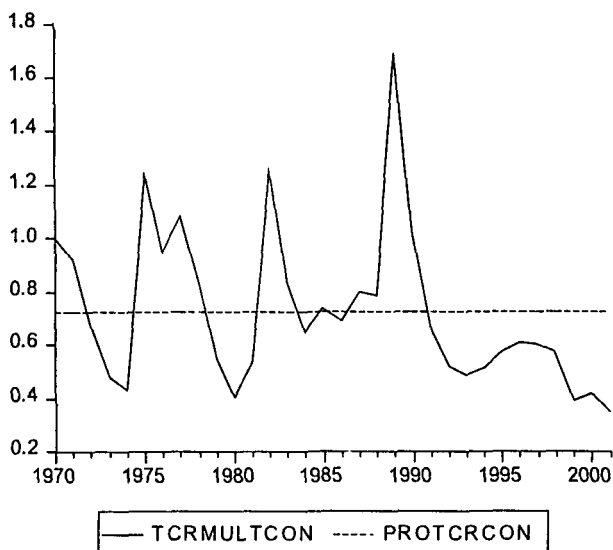
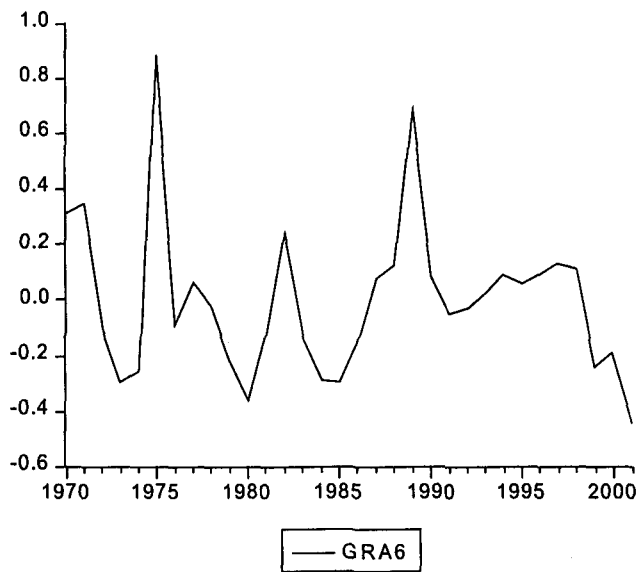


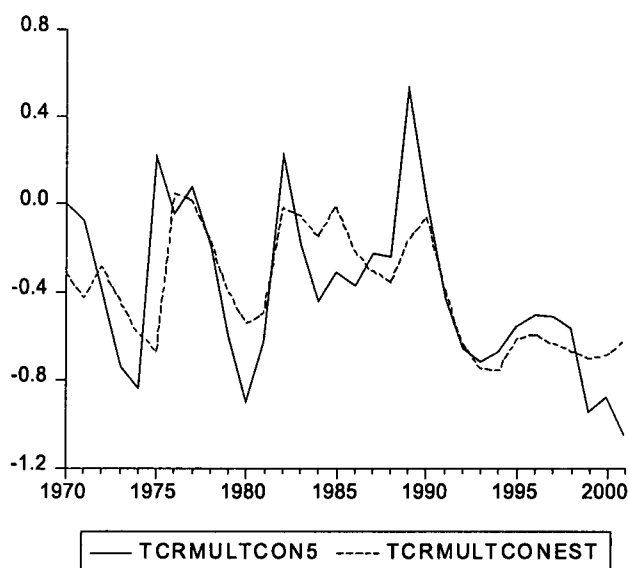
Gráfico 6
Desvíos entre el tipo de cambio real multilateral (IPC)
y su valor de equilibrio de largo plazo



En ambos gráficos, se observa un atraso cambiario durante el periodo de Gelbard en el Ministerio de Economía (antes de la maxidevaluación de mediados del año 1975), en los meses anteriores a la salida de la tabla cambiaria de Martínez de Hoz (años 1979 y 1980) y en los últimos años de la convertibilidad. De las estimaciones realizadas con el primer método de estimación (gráficos 3 y 6) surge que el tipo de cambio real multilateral se encontraba entre un 30% y un 45% (según se empleen precios al por mayor o al consumidor, respectivamente) por debajo de su nivel estimado de equilibrio, hacia fines de la convertibilidad.

Cabe agregar que el atraso cambiario del año 2001 se habría generado tanto por una baja del tipo de cambio real observado como por una suba del tipo de cambio real de equilibrio (véanse los gráficos 4 y 7).

Gráfico 7
Tipo de cambio real multilateral (IPC)
y su valor estimado de equilibrio



Las estimaciones realizadas empleando para la elaboración del tipo de cambio real multilateral los precios al consumidor (variable dependiente) se presentan en el cuadro 3. En este caso, el desvío entre el tipo de cambio real multilateral y su valor estimado de equilibrio resulta más elevado y alcanza al 45% hacia fines de la convertibilidad.

4. Conclusión

En este trabajo, se estima el grado de desvío, o desalineamiento, entre el tipo de cambio real multilateral observado y su valor estimado de equilibrio de largo plazo, en el caso argentino. Para ello, se recurre a una propuesta econométrica uniecuacional, planteada por Baffes y otros (1999), que resulta una alternativa frente a la mayoría de las estimaciones recientes del tipo de cambio real de equilibrio, que se apoyan en modelos de VEC en la tradición de Johansen (1988).

Cuadro 3
Tipo de cambio real multilateral con precios al consumidor. Estimación de los
parámetros en la expresión estática de largo plazo y en los ECM, 1970-2001

Variable dependiente: log (tipo de cambio real multilateral)	Parámetros de largo plazo de la ecuación estática. (Mod1) (1)	Segundo paso. Estimación del ECM (Mod1) (2)	Alternativa para el segundo paso del ECM (Mod1) (3)	ECM irrestrito (Mod2) (4)
Constante	-3.056 (-3.006)***	-1.496 (-0.545)	-0.015 (-0.272)	1.576 (-0.579)
Log (términos de intercambio)	-0.508 (-1.512)			
Saldo balance comercial/PBI	0.056 (2.396)**			
Log (Gasto público/PBI)	-1.164 (-2.537)**			
(Error de expresión (1)) -1	-0.017 (-0.070)	-0.705 (-3.429)***		
Log (tipo de cambio real mult.)-1				-0.030 (-0.094)
Log (términos de intercambio) -1	-0.355 (-0.597)	-0.371 (-0.606)		
(Saldo balance comercial/PBI) -1	0.082 (1.769)*	0.084 (2.391)**		
Log (gasto público/PBI) -1	-0.438 (-0.352)	-0.468 (-0.396)		
D(log términos de intercambio)	-0.676 (-0.831)	-0.931 (-1.296)	-0.668 (-0.864)	
D(saldo balance comercial/PBI)	0.060 (1.729)	0.020 (0.799)	0.061 (1.977)*	
D(log gasto público/PBI)	-1.582 (-2.020)*	-1.536 (-2.426)**	-1.596 (-1.718)	
R2 aj.	0.380	0.410	0.320	0.410
D.W.	1.590	1.910	2.050	1.900
LM(10)-statistic (Breusch- Godfrey). Probabilidad.	0.340	0.310	0.590	0.310
ADF test statistic sobre los errores.	-4.560			

Notación: Log: logaritmo natural. -1: retraso de un periodo en la variable. D: primeras diferencias. LM(10)-statistic - Breusch-Godfrey de correlación serial. Debe notarse que la transformación de Bewley invalidaría al R2 aj. en el ECM (se lo agrega a simple título ilustrativo). *** significativo estadísticamente al 1%, ** significativo estadísticamente al 5%, * significativo estadísticamente al 10%. En (3) la variable dependiente es la primera diferencia del tipo de cambio real multilateral.

Las estimaciones emplean datos anuales del tipo de cambio real multilateral, y de varios fundamentales macroeconómicos, y cubren el periodo 1970-2001. Para ello, se elaboraron dos series de tiempo del tipo de cambio real multilateral para la Argentina, utilizando como ponderadores fijos las participaciones del comercio exterior de este país con sus diez principales socios comerciales durante el periodo mencionado, y los precios al por mayor y al consumidor, respectivamente, de los socios comerciales.

Las estimaciones consideran también a los fundamentales macroeconómicos que surgen del modelo teórico de determinación del tipo de cambio real de equilibrio planteado por Baffes y otros (1999) y por Hinkle y Montiel (1999). Estos incluyen a los términos de intercambio externos, a los gastos del gobierno en bienes de consumo respecto del PBI y al saldo del balance comercial/PBI.

Para la estimación econométrica del tipo de cambio real multilateral de equilibrio se siguieron dos metodologías. La primera consiste en estimar el TCRE en dos etapas: en la primera se estima una relación estática de largo plazo, en los niveles de las variables, y en la segunda se estima el ECM, que incluye como variables explicativas a los residuos rezagados un periodo, obtenidos en el primer paso de estimación, y a los fundamentales macroeconómicos, rezagados un periodo y en primeras diferencias. La segunda metodología implica estimar un ECM irrestricto, empleando la transformación de Bewley. Debido a los resultados de las estimaciones se seleccionó la estimación realizada a través de la primera metodología.

Por su parte, los desvíos del tipo de cambio real multilateral respecto de su valor de equilibrio de largo plazo se asimilan a la brecha, o *gap*, entre el tipo de cambio real observado y su nivel estimado de equilibrio.

Los resultados encontrados muestran que el tipo de cambio real multilateral habría estado apreciado entre un 30% y un 45% (según se empleen los precios al por mayor o al consumidor, respectivamente, en el numerador del tipo de cambio real multilateral), respecto de su nivel permanente de equilibrio, hacia fines del año 2001.

La magnitud del desalineamiento, que surge de las estimaciones realizadas en el trabajo, estaría en línea con los resultados encontrados por otros autores, que han utilizado, por lo general, modelos de VEC para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. Tanto Perry y Servén (2002), como Pellegrini y Gay (2002), y Sachs (2002), consideran que la Argentina habría sufrido un retraso cambiario superior al 30%, hacia fines del periodo de vigencia de la convertibilidad (para Perry y Servén 2002, el retraso habría sido del 55%, para Pellegrini y Gay 2002, del 38%, y para Sachs 2002, del 30% al 40%, en el periodo previo a la crisis cambiaria de finales del 2001).⁶

Referencias bibliográficas

ALBEROLA, E. y H. LÓPEZ

2001 «Internal and External Exchange Rate Equilibrium in a Cointegration Framework. An Application to the Spanish Peseta». *Spanish Economic Review*, n.º 3, pp. 23-40.

BAFFES, J., I. ELBADAWI I. y A. O'CONNELL

1999 «Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate». En L. Hinkle y P. Montiel (eds.). *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*. The World Bank Research Publication.

BANERJEE, A., R. LUMSDAINE y J. STOCK

1992 «Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: theory and International Evidence». *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, julio.

BANERJEE, A., J. DOLADO; J. GALBRAITH y D. HENDRY

1993 *Co-Integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press.

⁶ A diferencia de Pellegrini y otros 2002, que promedian las participaciones en el comercio de los diez principales socios comerciales de la Argentina, para los años 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 y 2000, Perry y Servén 2002 utilizan como ponderadores, para elaborar el tipo de cambio real multilateral, solamente las participaciones correspondientes al año 1995.

CARRERA, J., M. FELIZ y D. PANIGO

1998 «La medición del TCR de equilibrio: una nueva aproximación econométrica». Mimeo.

CHAND, S.

2001 «How Misaligned is the Australian Real Exchange Rate?». The Australian National University. Mimeo. Agosto.

D'AMATO, L.

1993 «El tipo de cambio real y sus determinantes: contrastación empírica para el caso Argentino». Monetaria. CEMLA. Octubre-diciembre.

DORNBUSCH, R.

1974 «Tariffs and Nontraded Goods». *Journal of International Economics*, n.º 4, pp. 117-85.

1980 *Open Economy Macroeconomics*. Nueva York: Basic Books.

EDWARDS, S.

1988 «Exchange Rate Misalignment in Developing Countries». Mimeo.

1989 *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*. Cambridge: MIT Press.

ESCUDE, G.

2002 «Public Debt and Real Exchange Rate Dynamics in Argentina under Convertibility». Versión Preliminar. Banco Central de la República Argentina. Julio.

HINKLE, L. y P. MONTIEL (eds.)

1999 *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*. The World Bank Research Publication.

JOHANSEN, S.

1988 «Statistical Analysis of Cointegration Vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.º 12, pp. 231-254.

MACDONALD, R.

1997 *What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It*. IMF. Working Paper 97/21.

PELLEGRINI, S. y A. GAY

2002 «Tipo de Cambio Real y Crisis Cambiaria en la Argentina». Universidad Nacional de Córdoba y CONICET. Mimeo.

PERRY, G. y L. SERVÉN

2002 «The Anatomy of a Multiple Crisis: why was Argentina Special and what can we learn from it». The World Bank. Mayo.

SACHS, J.

2002 «Understanding and Responding to Argentina's Economic Crisis». Harvard University. Mimeo.

SOSA ESCUDERO, W.

2001 «A Primer on Unit-Roots and Cointegration». Universidad Nacional de La Plata. Mimeo.