

Un análisis de la credibilidad y del comportamiento de las bandas unilaterales de los tipos de cambio en México y Chile

Raúl A. Feliz y John H. Welch

Abstract: The purpose of this study is to gauge the performance of unilateral target zones arrangements in two Latin American countries, Mexico and Chile. In doing so we look at the institutional and historical evolution of these exchange rate regimes. We then deal with performance in a more formal fashion by looking at the stochastic behavior of the exchange rates and the credibility of the target zones using techniques developed by Svensson (1991) and Chen and Giovannini (1992a, 1992b, and 1993). The results indicate both the Chilean and Mexican arrangements have been credible.

En un intento por combinar los aspectos que supuestamente aumentan la credibilidad de un compromiso de largo plazo para mantener fijo el tipo de cambio con la flexibilidad de corto plazo de los tipos de cambio flotantes, algunos países están optando por establecer bandas de flotación unilaterales para sus tipos de cambio. En recientes consideraciones teóricas se ha demostrado que la instauración de una banda de flotación puede aumentar la flexibilidad de las políticas monetarias sin renunciar al compromiso de mantener la inflación en niveles bajos (Svensson, 1992) y que las bandas de flotación unilaterales pueden sobrevivir por periodos sorprendentemente largos (Dumas y Svensson, 1991). Asimismo, Krugman y Miller (1993) muestran que si los agentes

Raúl A. Feliz es investigador en el Centro de Investigación y Docencia Económicas y John H. Welch es investigador en el Federal Reserve Bank of Dallas. Este artículo fue presentado en la 68 Conferencia Anual Internacional de la Asociación Económica de Occidente, celebrada en Lago Tahoe del 20 al 24 de junio de 1993. Los autores agradecen, sin implicarlo, a Thomas Willet por sus excelentes comentarios. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva de los autores. El contenido de este artículo refleja solamente los puntos de vista de los autores y no debe atribuirse al Federal Reserve Bank of Dallas ni al sistema de la Reserva Federal. Traducción del inglés de Susana Marín de Rawlinson.

utilizan reglas de intercambio del tipo "stop-loss", mediante las cuales se intentan detener las pérdidas cambiarias de un portafolio cuando el tipo de cambio se deprecia más allá de cierto nivel predeterminado, las bandas de flotación alteran este tipo de especulación desestabilizadora en estabilizadora. El establecimiento de bandas de flotación ofrece una mayor flexibilidad a las características estabilizadoras de los regímenes de tipo de cambio fijo creíble, lo que constituye una razón para adoptar las bandas de flotación unilaterales, en especial en América Latina.

El propósito de este estudio es medir los resultados de la adopción de bandas de flotación unilaterales en dos países latinoamericanos: México y Chile. Analizaremos la evolución institucional e histórica de estos regímenes de tipo de cambio. Posteriormente, abordaremos los resultados más formalmente, estudiando el comportamiento estocástico de los tipos de cambio y la credibilidad de las bandas de flotación a través de la aplicación de técnicas desarrolladas por Svensson (1991) y Chen y Giovannini [1992a, 1992b y 1993]. Los resultados indican que los modelos chileno y mexicano han resultado creíbles. Más aún, la banda mexicana se concentró en la estabilización del tipo de cambio a fin de reducir la inflación, mientras que la banda chilena subraya la flexibilidad del tipo de cambio nominal para preservar la estabilidad del tipo de cambio real.¹ Por último, las distribuciones de probabilidad de los tipos de cambio dentro de las bandas indican que las autoridades mexicanas han intervenido sustancialmente mientras el tipo de cambio se encuentra en la banda, a la vez que el banco central chileno ha intervenido principalmente cuando el tipo de cambio se acercaba a los límites superior o inferior de la banda.

Los enfoques mismos adoptaron formas muy distintas en cada uno de estos países. México impuso una banda para el tipo de cambio nominal con un piso fijo y un tope que se desliza diariamente en una cantidad fija. La banda chilena, por otro lado, establece una paridad central, a fin de mantener el tipo de cambio real. La amplitud de la banda se ha modificado entre 5 y 10% a través del tiempo. Lo difícil es dilucidar cuáles objetivos se consiguieron con cuál modelo.

Evaluar la utilidad de estas diferentes modalidades de bandas de flotación necesariamente implica considerar los objetivos que se persiguen los políticos con su aplicación. En ambos casos —el mexicano y

¹ Véase una discusión de pros y contras en McLeod y Welch (1993).

el chileno— la tendencia hacia una tasa de cambio más flexible se relaciona con los recuerdos del colapso de sus regímenes de tipo de cambio fijo a principios de los años ochenta. Hasta entonces, ambos países habían tratado de emplear sus tipos de cambio contra el dólar como anclas nominales para su nivel nacional de precios. En el periodo siguiente, cada uno de ellos utilizó el tipo de cambio nominal para mejorar sus déficit de la cuenta corriente, tratando de mantener el tipo de cambio real. La inflación, sobre todo en el caso de México, se mantuvo, hasta hace muy poco, obstinadamente alta.

Desde 1988, México ha reducido intencionalmente la tasa de depreciación del peso por debajo de la tasa inflacionaria en un esfuerzo por reducir la inflación, en conjunto con pautas para salarios y precios y un ajuste fiscal masivo.² La idea implícita es que una fórmula basada en un tipo de cambio fijo sólo puede sostenerse con un nivel inflacionario bajo. Por ende, un compromiso hacia una tasa de cambio fija o de depreciación baja equivale a un compromiso hacia un nivel bajo de inflación. Con este punto de vista como base, los mexicanos han dado recientemente gran importancia a la reducción de la inflación. Los chilenos, a pesar de un ajuste fiscal total, se interesan más por la balanza externa y han tratado de mantener superávit de la cuenta corriente ante inlujos de capital mayores. En consecuencia, la inflación se ha reducido más lentamente que en México.

Esta breve crónica de la adopción de las bandas de flotación excluye muchas consideraciones históricas importantes que condujeron al establecimiento de estos regímenes cambiarios; una descripción completa excedería los propósitos de este artículo. Sin embargo, consideraremos ahora brevemente los resultados históricos de las bandas de flotación mexicana y chilena.

La banda de flotación mexicana

El 10 de noviembre de 1991, el Banco de México anunció que reduciría la tasa de deslizamiento del peso de 40 a 20 centavos por día, pero que sólo se modificaría el precio de venta. El objetivo era incrementar la distancia entre los precios de compra y de venta hasta llegar a 60 pesos para el 15 de marzo de 1992 en el mercado interbancario. El riesgo de

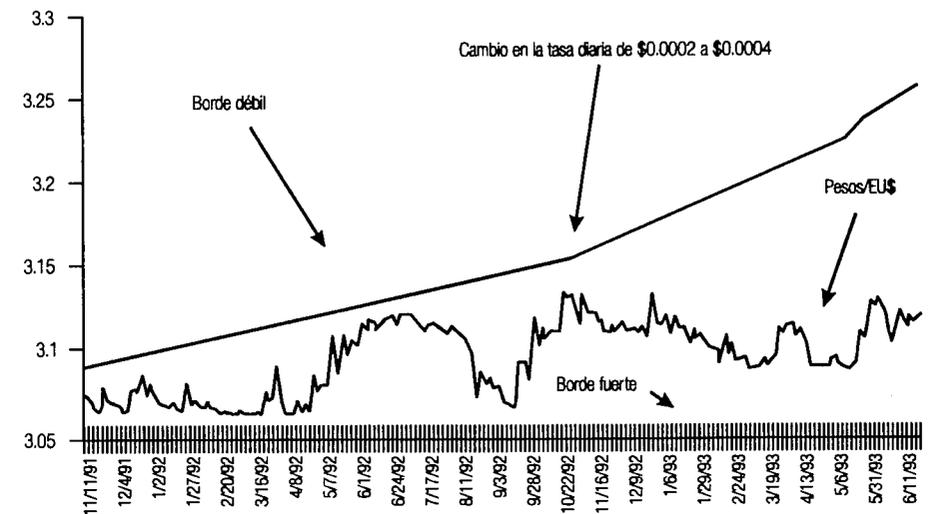
² La relación entre la inflación y la devaluación todavía es un tema controvertido. Véase un análisis de esta cuestión en McLeod y Welch (1993).

esta acción era que los participantes en el mercado pudieran considerarla como señal de que el tipo de cambio ya no era viable y de que el gobierno no podría cumplir más con su compromiso de reducir la inflación. Sin embargo, la reacción a esta banda fue exactamente la opuesta. Los banqueros consideraron muy positiva esta medida, que reducía el papel del Banco de México en el mercado cambiario. Posteriormente, el peso se movió hacia el borde fuerte de la banda (se apreció en términos nominales). Esta reacción y la importancia de dar mayor flexibilidad en el mercado al tipo de cambio del peso contra el dólar parecen haber convencido a las autoridades mexicanas de ampliar la banda.

El 13 de marzo de 1992, el Banco de México optó por seguir ampliando la banda en lugar de volver a adoptar el deslizamiento de 20 pesos diarios del precio de venta. El objetivo era alcanzar una banda de 5% para fines de año. La capacidad del mercado cambiario para manejar movimientos grandes en dólares mejoró claramente con la apertura de la banda, además de reducir el costo de la esterilización. Durante la semana que inició el 19 de marzo, una importante compañía extranjera de valores retiró del mercado \$500 millones en un solo día, lo cual representa aproximadamente 20% del volumen diario total (de 3 000 millones) para una depuración de fin de año fiscal. En el pasado, este tipo de transacción habría provocado pánico y una fuerte demanda sobre el peso, con el correspondiente caos financiero. No obstante, en este caso, el peso se depreció de 3 062 a 3 090 pesos por dólar. La operación se revirtió la siguiente semana y el peso se apreció para regresar a un valor aproximado de 3 061 pesos por dólar. En ningún momento amenazó con superar el tope de la banda de flotación. La calma reinó en el mercado interbancario hasta mayo y la banda nunca se vio amenazada ni siquiera cercanamente. Sin embargo, los ligeros movimientos del peso produjeron ciertas pérdidas menores a los corredores que operaban mayoritariamente en pesos (a causa del diferencial de los intereses). Las pérdidas son menores que los costos de transacción con cobertura de compensación de riesgos. En consecuencia, se ha ido acumulando una exigencia latente de una expansión del mercado de cobertura o de futuros en dólares.

En mayo y junio de 1992, los mercados financieros mexicanos entraron en una etapa de nerviosismo y baja liquidez. Estos sucesos aparentemente no se relacionaron con fundamentos económicos. Las reservas de divisas siguieron aumentando, la inflación prosiguió su caída, las exportaciones manufactureras crecían y las necesidades de

Gráfica 1. México: tipos de cambio interbancarios diarios y bandas de flotación del 11 de noviembre de 1991 al 11 de junio de 1993



préstamos del sector público persistían a la baja. La falta de liquidez provino de acciones adoptadas por el Banco de México a principios de abril para reducir la exposición del sistema bancario a los préstamos extranjeros al limitar las deudas en divisas de los bancos a aproximadamente 10% de sus activos totales. Los bancos iniciaron el pago adelantado de sus préstamos de fuentes extranjeras durante fines de abril y principios de mayo. Además, se adoptó un nuevo programa de pensiones que requirió financiamiento bancario, con lo que se redujo el crédito disponible para otros propósitos. Todo ello se conjuntó para empujar hacia arriba las tasas de interés y debilitar el peso dentro de la banda de flotación en el mercado interbancario (gráfica 1). Las tasas de interés sobre los Cetes se alejaron del rango compatible con la completa credibilidad de la banda de flotación cambiaria.

Los mercados mexicanos mantuvieron su extrema volatilidad durante el año de las elecciones presidenciales en Estados Unidos, al tiempo que las negociaciones del futuro Tratado de Libre Comercio de América del Norte mostraban ambigüedad. Los mercados financieros de México son muy sensibles a este tipo de noticias, la razón es que las políticas económicas del país se basan en una creciente integración con Estados Unidos. El Banco de México mantuvo altas las tasas de interés,

aproximadamente 17%, para impulsar la inflación hacia niveles más cercanos a los estadounidenses.

Para agosto, el tipo de cambio en el mercado interbancario había sido eficazmente estabilizado por el Banco de México (gráfica 1). Pero las expectativas de una devaluación se mantenían fuertes. El capital entraba y salía de México de acuerdo con estas expectativas y sucesos en el mercado de valores.

Complicaban las cosas las pérdidas derivadas de las bajas tasas de interés reales sobre una emisión de bonos ajustados a la inflación (Ajustabonos). En la venta de los Ajustabonos el 17 de junio se estableció la tasa de interés real en 3.5% anual antes del reciente incremento en las tasas de interés. Una buena porción de estos bonos fue adquirida por cuentas del mercado monetario de ingresos fijos que pagaban tasas de interés más altas para financiar su posición. Las pérdidas se calculan aproximadamente en \$1 000 millones. Además, el recientemente privatizado Banco Internacional tenía gran parte de su cartera del mercado monetario en estos bonos. Las enormes pérdidas inminentes se evitaron mediante un intercambio con el gobierno mexicano, a la par, de Ajustabonos por Cetes, con intereses de 17%. Esta maniobra produjo gran agitación, porque los demás bancos exigieron un trato equitativo. Estos problemas finalmente condujeron a la relajación de las restricciones sobre el endeudamiento externo de los bancos mexicanos y por el momento estos problemas parecen haberse mitigado.

El celo por reducir la inflación en México desaceleró dramáticamente el crecimiento económico durante la segunda mitad de 1992 a aproximadamente 2.5%, a diferencia del 4.0% esperado. Las campañas presidenciales estadounidenses aumentaron la incertidumbre sobre la ratificación del TLCAN y subsecuentemente la incertidumbre en México. En conjunción con el siempre creciente déficit de la cuenta corriente, esta incertidumbre produjo fugas de capital y presiones sobre el tipo de cambio entre septiembre y noviembre de 1992. En noviembre de 1992, el gobierno mexicano decidió, como parte de las renegociaciones del Pacto, que la banda de flotación se ampliaría a una mayor velocidad.

La reacción en el mercado ha sido sorprendentemente favorable. El tipo de cambio empezó a apreciarse de inmediato dentro de la banda, la presión a la alza sobre las tasas de interés se convirtió en presión a la baja, el mercado de valores continuó su recuperación y el capital extranjero empezó a fluir de nuevo hacia México. La situación de las reservas del Banco de México se sigue fortaleciendo y el crecimiento de la producción parece estar en recuperación.

La banda de flotación chilena

El colapso del régimen de tipo de cambio fijo en Chile en 1982 ejerció serias presiones sobre el sistema financiero a causa del aumento en el servicio de la deuda externa. Desde el colapso financiero de 1982, los chilenos han tratado explícitamente de mantener bajo el valor real del peso a fin de sostener la producción y la rentabilidad de las exportaciones. No obstante, las políticas sobre el tipo de cambio han sufrido varias alteraciones, en especial en lo que respecta a la amplitud y a la paridad central de la banda de flotación del tipo de cambio.

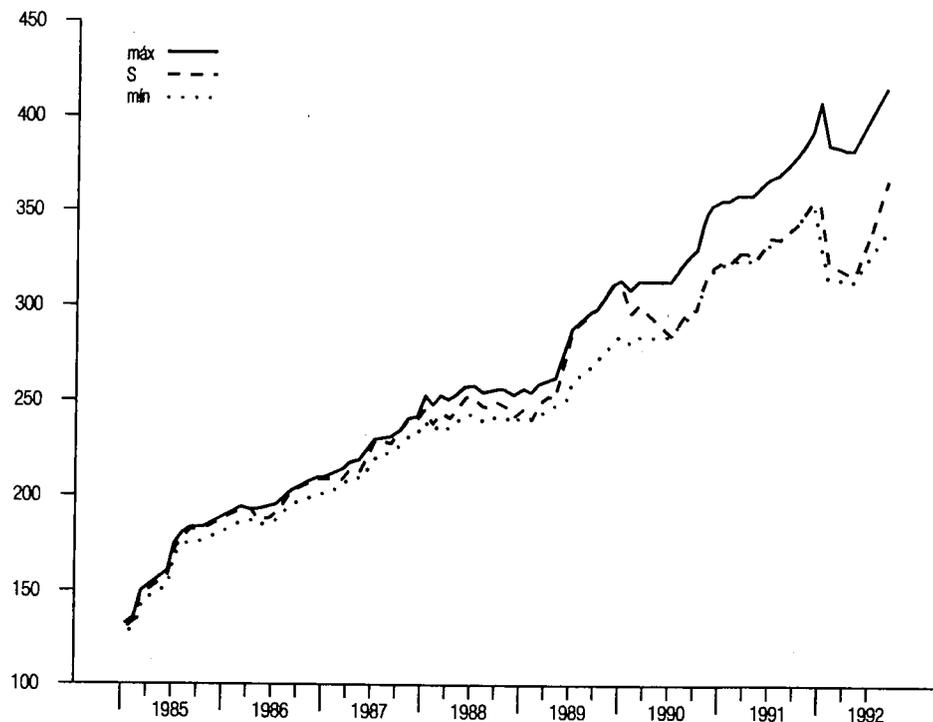
Entre 1982 y 1985, los chilenos instituyeron un ajuste explícito de la paridad sin bandas de flotación con base en la paridad del "acuerdo" que fue establecido por el Banco Central. En 1985 abrieron una banda de 2% a cada lado de esta paridad central. Lo que distingue y complica el análisis de la credibilidad de la banda chilena es el hecho de que la realineación de la paridad central es continua. En la figura 2 se muestra la evolución del tipo de cambio y de la banda de flotación a partir de 1985.³

Se pueden hacer varias observaciones en torno a la evolución de la banda de flotación. En primer lugar, el tipo de cambio ha tendido a permanecer cerca de uno de los bordes de la banda. Helpman y Leiderman (1992) argumentan que esto refleja la preocupación por las fluctuaciones en el precio del cobre. Las fluctuaciones repentinas mueven la banda de un borde al otro. Estos movimientos en ocasiones han provocado no solamente un gran cambio en la paridad central, sino también en el tamaño de la banda. El primero ocurrió en enero de 1988, cuando la banda se amplió a $\pm 3\%$. Se abrió nuevamente, a $\pm 5\%$, en junio de 1989. En cada uno de estos casos, estas ampliaciones o realineaciones ocurrieron cuando el tipo de cambio empujaba el borde superior de la banda. Sin embargo, Chile, al igual que México y el resto de América Latina, empezó a experimentar grandes influjos de capital a partir de 1990 y el tipo de cambio se desplazó hacia el piso de la banda.

La esterilización de estos flujos de entrada de capital (es decir, la compra de \$4 500 millones en 1991 y 1992) por parte del Banco Central fue significativa. El 23 de enero de 1992, el banco central emprendió una considerable realineación de la paridad central, pero esta vez en forma de una apreciación del peso de 5% y de una ampliación de la

³ Véase una breve comparación de la banda chilena con la banda israelí en Helpman y Leiderman (1992).

Gráfica 2. Banda de flotación chilena de 1985 a 1992



banda a 10%. El capital ha seguido fluyendo hacia Chile a pesar de esta apreciación del tipo de cambio peso-dólar nominal (y real) y de los esfuerzos por reducir este influjo interfiriendo en las transacciones de la cuenta de capital. Estas medidas incluyen: *a*) la adopción de una canasta de divisas, en lugar del dólar, como base para los cambios de la paridad central, y *b*) el establecimiento de un requisito de reserva de 20% durante 90 días (que posteriormente se extendió a un año) sobre créditos extranjeros (Zahler, 1992 y Banco Central de Chile, 1992).

El Banco Central de Chile se ha concentrado principalmente en la flexibilidad de la banda de flotación. Están dispuestos a permitir cierta cantidad de inflación (o una desaceleración más lenta de la inflación) para mantener su tipo de cambio real (Dornbusch y Fischer, 1993) y a soportar choques externos, como podrían ser los cambios en el precio internacional del cobre (Helpman y Leiderman, 1992) y los flujos de capital (Zahler, 1992).

Características estocásticas de las bandas de flotación

Para analizar las características estocásticas de los tipos de cambio en las bandas de flotación, es necesario describir con el mayor detalle los distintos determinantes de su comportamiento. La manera más útil de hacerlo es descomponiendo el valor del (logaritmo del) tipo de cambio, s_t , en la paridad central de la banda de flotación, c_t , y la desviación de la paridad central, x_t

$$s_t = c_t + x_t \quad (1)$$

Aquí, por definición, $-L_t \leq x_t \leq L_t$, donde L_t es el radio o distancia entre la paridad central y los límites de la banda.

En las figuras 3 y 4 se muestran los movimientos de los tipos de cambio mexicano y chileno dentro de las bandas. Estas cifras se generaron restando la paridad central del tipo de cambio observado. Nótese que el tipo de cambio mexicano tiende a permanecer en el centro de la banda y muestra un alto grado de inversión media. El tipo de cambio chileno se ha mantenido cerca de los bordes de la banda, hacia el tope en sus primeros años y posteriormente, durante los años ochenta, hacia el borde inferior.

Es común presuponer la paridad de la tasa de interés descubierta cuando el (logaritmo del) diferencial de la tasa de interés es igual a la tasa esperada de depreciación (global)

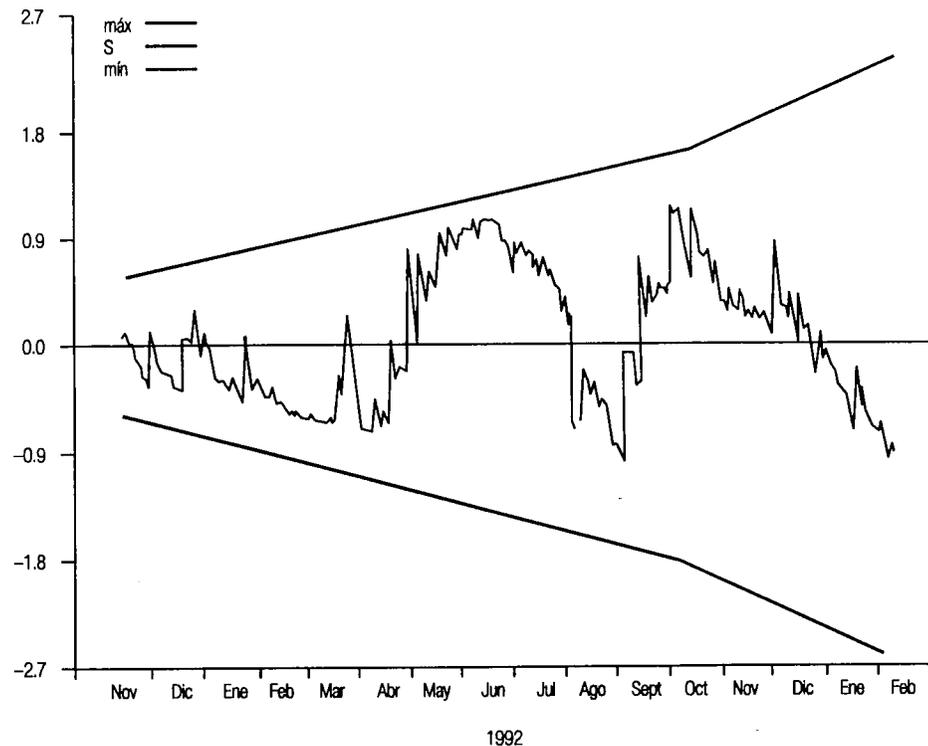
$$i - i^* = \delta_t = E[\Delta s_t | I_t] \quad (2)$$

Tomando las primeras diferencias de la ecuación 1 y sustituyendo en la ecuación 2 obtenemos

$$\delta_t = E[\Delta c_t | I_t] + E[\Delta x_t | I_t] \quad (3)$$

Ahora el diferencial de las tasas de interés es igual a la realineación esperada de la paridad central más la depreciación esperada dentro de la banda. Podemos utilizar esta relación para estimar la magnitud de las realineaciones esperadas. El diferencial de las tasas de interés es la dimensión observada. Por lo tanto, para obtener una medida de las realineaciones esperadas, debemos estimar el comportamiento estocástico del tipo de cambio dentro de la banda. Una vez hecho

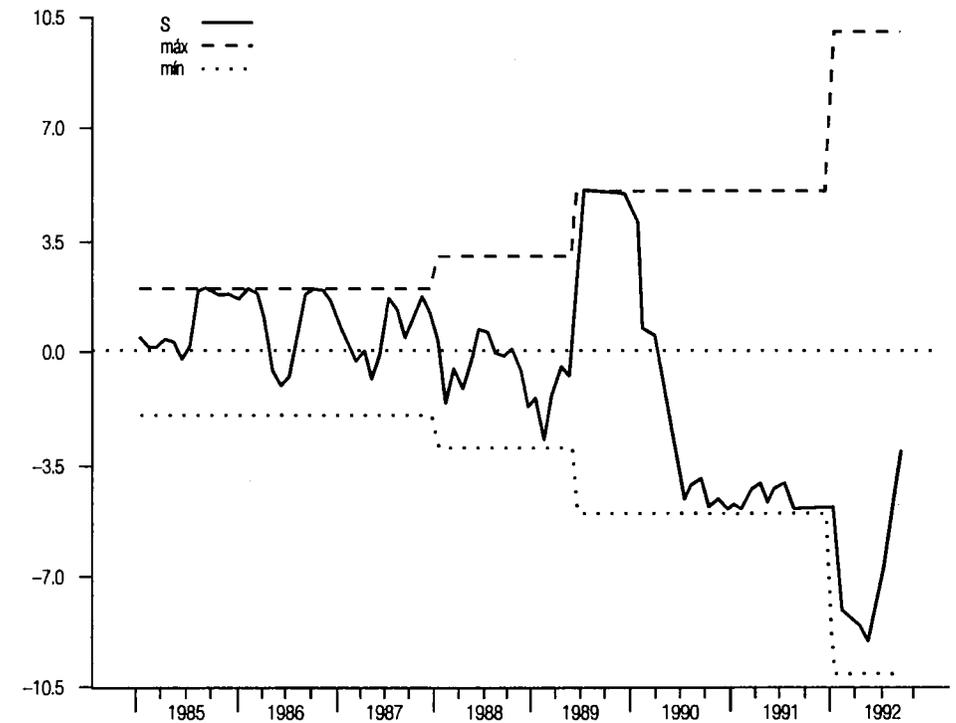
Gráfica 3. México: desviaciones del tipo Peso/EU\$ de la paridad central



esto, podemos decir algo sobre la credibilidad de las bandas de flotación en cuestión.

Sin embargo, el comportamiento del tipo de cambio dentro de la banda guarda en sí mismo cierto interés. El modelo original de Krugman (1991) muestra que en un régimen creíble de tipos de cambio, la mera existencia de la banda de flotación tenderá a estabilizar los tipos de cambio, con implicaciones de una relación no lineal entre el tipo de cambio y lo que se conoce como los "fundamentos". Las estimaciones con mínimos cuadrados de esta relación no lineal de Flood, Rose y Mathieson (1991) no han descubierto indicios de esta relación "ideal". No obstante, estos métodos con ecuaciones de proyección no exponen explícitamente la posible falta de linealidad introducida por la banda de flotación. En términos específicos, suponer que los movimientos en

Gráfica 4. Chile: desviaciones del tipo Peso/EU\$ de la paridad central de 1985-1992



el tipo de cambio son normales, cuando de hecho están limitados, genera un problema de estimación.

Chen y Giovannini (1992a y 1992b) formulan un procedimiento de estimación de proyección utilizando una transformación Box-Cox que no depende tanto de la presuposición sobre el error de las ecuaciones de proyección, porque supone solamente que la función de densidad de la probabilidad cae dentro de una familia completa de distribuciones, la familia de Pierson. La transformación de Box-Cox se realiza sobre la posición del tipo de cambio en la banda de flotación.

$$y_t^* = \ln \left(\frac{L_t + x_t}{L_t - x_t} \right) \quad (4)$$

Su transformación presenta varias ventajas. En primer lugar, la transformación no está limitada, a pesar de que la banda de flotación y las técnicas de estimación son apropiadas. En segundo lugar, esta transformación ubica el tipo de cambio dentro de la banda a través de la razón que guardan la distancia del tipo de cambio dentro de la banda al límite inferior de la banda y la distancia del tipo de cambio dentro de la banda al límite superior de la banda.

Podemos utilizar mínimos cuadrados para estimar la posición del tipo de cambio dentro de la banda en la siguiente ecuación de proyección.

$$y_t^* = z_t \beta + \varepsilon_t \quad (5)$$

Las variables independientes Z pueden incluir cualquier elemento condicionante sobre x_t . Podemos incluir diversas medidas de los diferenciales de las tasas de interés, los valores pasados de y_t , y variables *dummy* para las realineaciones que en el caso de México adoptaron la forma de un aumento en la tasa de devaluación del tope de la banda y en el de Chile, de cambios en la amplitud de las bandas.

Los resultados de esta estimación utilizando el estimador de Newey y West (1985) de la matriz de varianza-covarianza aparecen en el cuadro 1 para México y en el cuadro 2 para Chile. Aunque utilizaremos esta ecuación de proyección más adelante para estimar los intervalos de confianza para la realineación y la depreciación esperadas dentro de la banda al medir la credibilidad de las bandas de flotación, estos resultados revelan una característica importante de ambas bandas de flotación. Específicamente, las estimaciones del parámetro β , que mide la persistencia de las variaciones en el tipo de cambio dentro de la banda, son significativamente menores que uno, tanto para México como para Chile. Esto indica una cantidad considerable de reversión media: es decir, cambios positivos (negativos) grandes hoy en la desviación de la paridad central que se compensan con desviaciones negativas (positivas) mañana. Tomamos esto como evidencia a primera vista del "efecto ideal" de Krugman (1991), aunque esta conclusión no es tan sólida como se había pensado antes (Rose y Svensson, 1992).

Ahora nos gustaría estimar la forma de la distribución de la probabilidad de x_t , utilizando la ecuación (5). Para hacerlo observamos la transformación

$$y_t \equiv \gamma + \delta y_t^* \equiv \gamma + \delta \ln \left(\frac{L_t + x_t}{L_t - x_t} \right) \quad (6)$$

Cuadro 1. Ecuación de proyección para el tipo de cambio Méx\$/EU\$

$$y_{t+20}^* = \alpha_0 + \alpha_1 D_t^1 + \alpha_2 D_t^2 + \beta y_t + \Theta(i_{t-j} - i_{t-j}^*)$$

Grados de libertad: 269, $R^2 = 0.3734$
Error estándar: 0.8224

Variables	Parámetros	Coefficientes	Errores estándar
Constante	α_0	9.4029	3.5173
D_1	α_1	3.5173	0.6241
y_t	β	0.5918	0.1444
$(i_t - i_t^*)$	$\Sigma \Theta_j$	-1.6702	0.6403
$(i_t - i_t^*)^2$	$\Sigma \vartheta$	0.0706	0.0290

D_1 = *Dummy* de realineación, noviembre de 1992.

i_t = Tasa de interés mexicana sobre certificados de depósito a tres meses.

i_t^* = Tasa de interés estadounidense sobre certificados de depósito a tres meses.

Cuadro 2. Ecuación de proyección para el tipo de cambio Ch\$/EU\$

$$y_{t+20}^* = \alpha_0 + \alpha_1 D_t^1 + \alpha_2 D_t^2 + \beta y_t + \Theta(i_{t-j} - i_{t-j}^*)$$

Grados de libertad: 83, $R^2 = 0.4447$
Error estándar: 2.4437

Variables	Parámetros	Coefficientes	Desviación estándar
Constante	α	1.8174	0.7140
D_1	α_1	-1.7525	0.6690
D_2	α_2	-1.5560	1.2483
D_3	α_3	-1.7525	0.6690
y_t	β	0.5239	0.1239
$(i_t - i_t^*)$	Θ	-0.0619	0.034

D_1 = *Dummy* de realineación, enero de 1988.

D_2 = *Dummy* de realineación, junio de 1989.

D_3 = *Dummy* de realineación, enero de 1992.

i_t = Tasa de interés chilena sobre certificados de depósito a tres meses.

i_t^* = Tasa de interés estadounidense sobre certificados de depósito a tres meses.

Cuadro 3. Curva de densidad incondicional para el tipo de cambio Méx\$/EU\$

$$y_t = \gamma + \delta \ln \left(\frac{L + x_t}{L - x_t} \right), -L \leq x_t \leq L$$

δ	γ
1.03422 (0.039526)	0.09006 (0.0552)

Cuadro 4. Curva de densidad incondicional para el tipo de cambio Ch\$/EU\$

$$y_t = \gamma + \delta \ln \left(\frac{L + x_t}{L - x_t} \right), -L \leq x_t \leq L$$

δ	γ
0.3226 (0.0235)	0.0529 (0.1031)

Al igual que Chen y Giovannini (1992), suponemos que y tiene la distribución normal estándar $N(0,1)$. Luego la distribución de x_t , dados los límites inferior y superior se define por los parámetros γ y δ . Cuando $\gamma = 0$, x_t tiene una función de densidad simétrica, mientras que la función de densidad converge hacia la normal a medida que δ tiende hacia el infinito.

Una vez encontrados estos parámetros, podemos estimar la función de distribución de x a través del cambio en la transformación de las variables

$$f(x_t) = \left| \frac{dy}{dx} \right| \Phi(y_t) = J \Phi(y_t) \quad (7)$$

donde J es la matriz jacobiana de y y Φ es la función de densidad normal estándar.

Entonces, la función de probabilidad logarítmica de x_t es

$$l = \sum_T \ln J + \sum_T \ln \Phi(y_t) \quad (8)$$

Maximizamos esta función de probabilidad para estimar γ y δ . Estas estimaciones pueden apreciarse en el cuadro 3 para México y en el cuadro 4 para Chile. Utilizando estas estimaciones, generamos gráficas de las funciones de densidad para las variaciones del tipo de cambio en las bandas representadas en las gráficas 5 y 6. La función de densidad mexicana es simétrica y casi normal. Esto significa que el Banco de México tiende a intervenir dentro de la banda y no cuando el tipo de cambio se acerca a un extremo de la banda. Por otra parte, la función de densidad de la banda chilena es bimodal y en forma de U. Ésta es la forma que predice el modelo de Krugman con intervención marginal o intervención en los extremos.

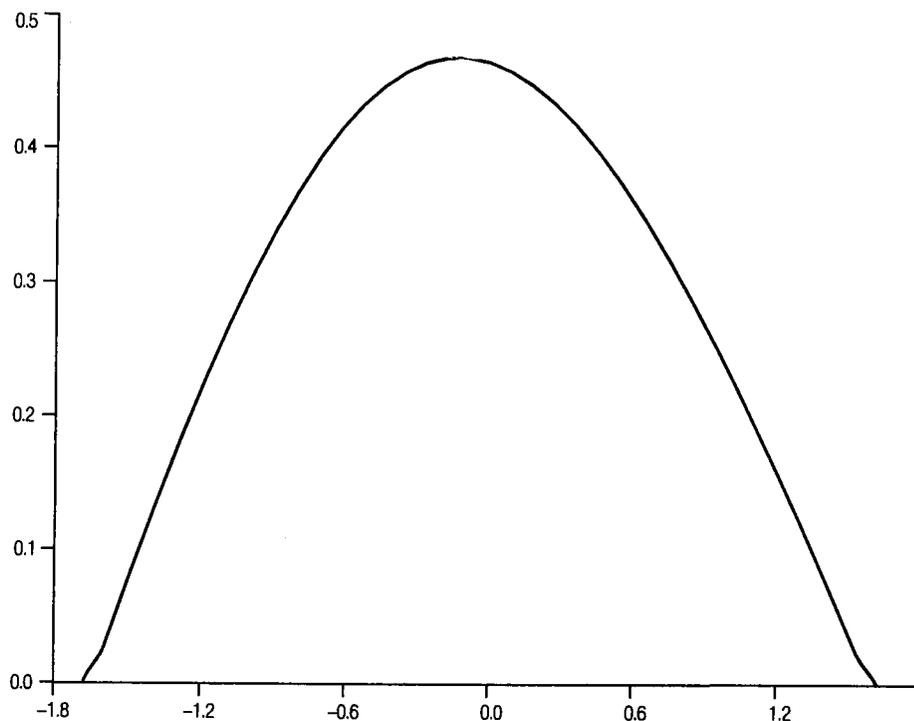
La credibilidad de la banda de flotación

Una cuestión de política apremiante para los bancos centrales se refiere a la credibilidad de las bandas. La mayoría de estas pruebas tratan de medir de alguna manera las expectativas del mercado sobre posibles realineaciones y, por lo tanto, se basan en la paridad de la tasa de interés no cubierta. Se han desarrollado varias técnicas. Nos concentraremos en dos de ellas. La más sencilla es la de Svensson (1991), quien calculó los *límites de credibilidad* sobre las tasas de interés que implica la tasa de interés no cubierta cuando la banda de flotación es creíble. Utilizando la notación de la ecuación 3 y suponiendo que la banda es creíble, es decir, que la paridad central se deprecia a la tasa anunciada c , entonces el máximo diferencial (log) de las tasas de interés congruente con una banda de flotación creíble $\delta_{\text{máx}}$, se determina mediante

$$\delta_{\text{máx}} = \bar{c} + \Delta x_{\text{máx}} \quad (10)$$

De manera análoga, el mínimo diferencial de las tasas de interés es

$$\delta_{\text{mín}} = \bar{c} + \Delta x_{\text{mín}} \quad (11)$$

Gráfica 5. Curva de densidad incondicional para las desviaciones de la paridad central de Méx\$/EU\$

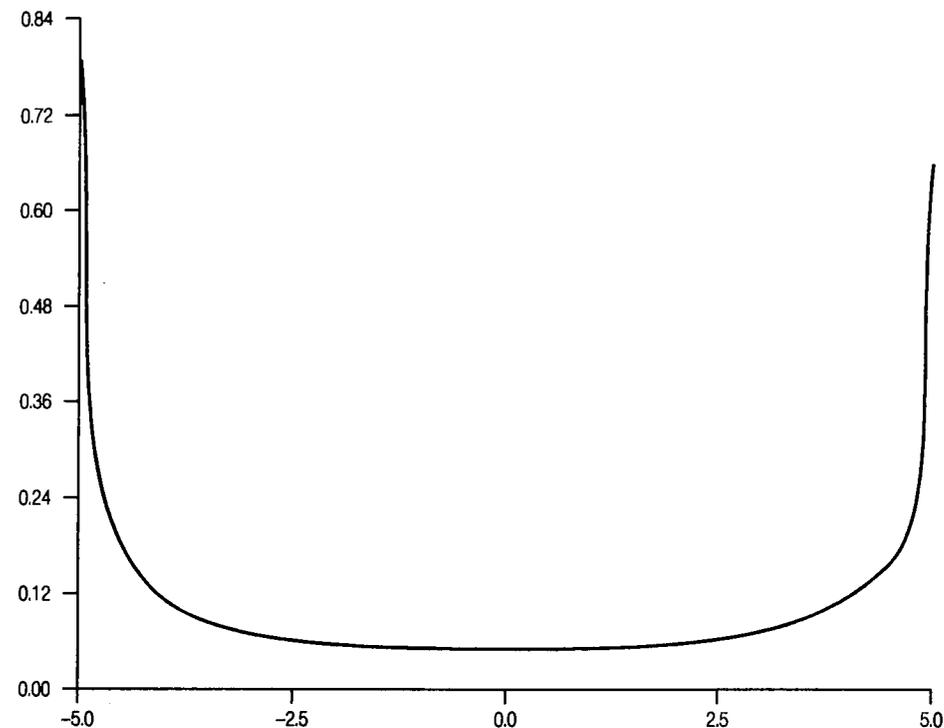
donde $x_{\min} \leq 0$.

Estas relaciones se pueden formular en niveles como

$$i_{\max} = (1 + i_{us}) \left(\frac{S_{\max}}{S_t} \right) - 1 \quad (12)$$

$$i_{\min} = (1 + i_{us}) \left(\frac{S_{\min}}{S_t} \right) - 1 \quad (13)$$

donde S_{\max} es el tipo de cambio en la parte superior de la banda del tipo de cambio, S_{\min} es el tipo de cambio en la parte inferior de la banda, S_t es el nivel *spot* (inmediato) del tipo de cambio. i_{\max} es la máxima tasa de interés nacional congruente con una banda de tipo de cambio creíble, suponiendo que no se aplica ninguna prima por riesgo y que los mercados financieros están perfectamente integrados. La parte in-

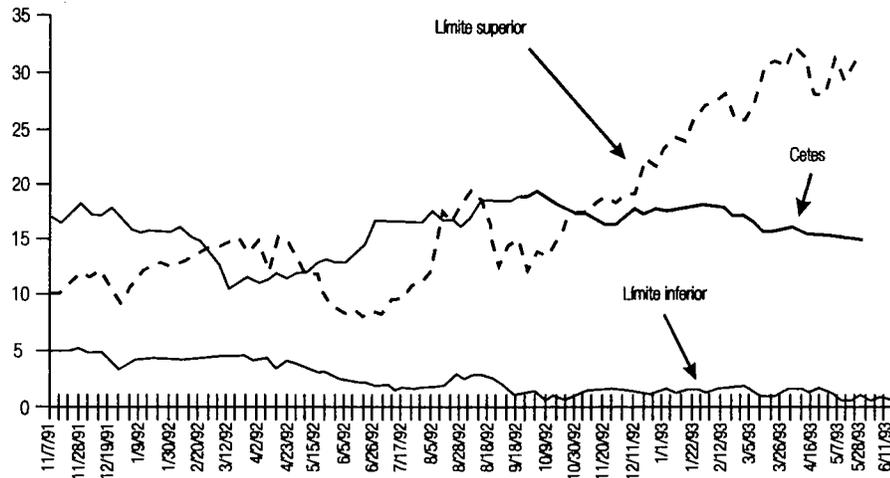
Gráfica 6. Curva de densidad incondicional para las desviaciones de la paridad central del peso chileno

ferior de la banda (i_{\min}) se calcula de manera similar, utilizando la parte inferior de la banda del tipo de cambio.

En la gráfica 7 se muestran estos límites y las tasas a 91 días sobre los Cetes para México durante su experiencia con la banda de flotación. La interpretación de la banda es simple. Si la tasa de interés sobre los Cetes se encuentra dentro de la banda de credibilidad, la tasa de devaluación esperada que se refleja en los diferenciales de las tasas de interés es congruente si el tipo de cambio permanece dentro de la banda de flotación y, por ende, ésta es creíble. Si las tasas de interés se encuentran por encima de la parte superior de la banda de credibilidad, la devaluación esperada saca el tipo de cambio de la banda de flotación y ésta carece de credibilidad. Es necesario tener en mente que esta definición de la credibilidad es (excesivamente) estricta. No considera las primas por riesgo ni cosas similares.

La tasa de interés se acercó más y finalmente ingresó en el límite de credibilidad a fines de febrero de 1992 y ahí permaneció hasta mayo.

Gráfica 7. México: tasa de interés sobre Cetes a 91 días y límites de credibilidad del 7 de noviembre de 1991 al 11 de junio de 1993

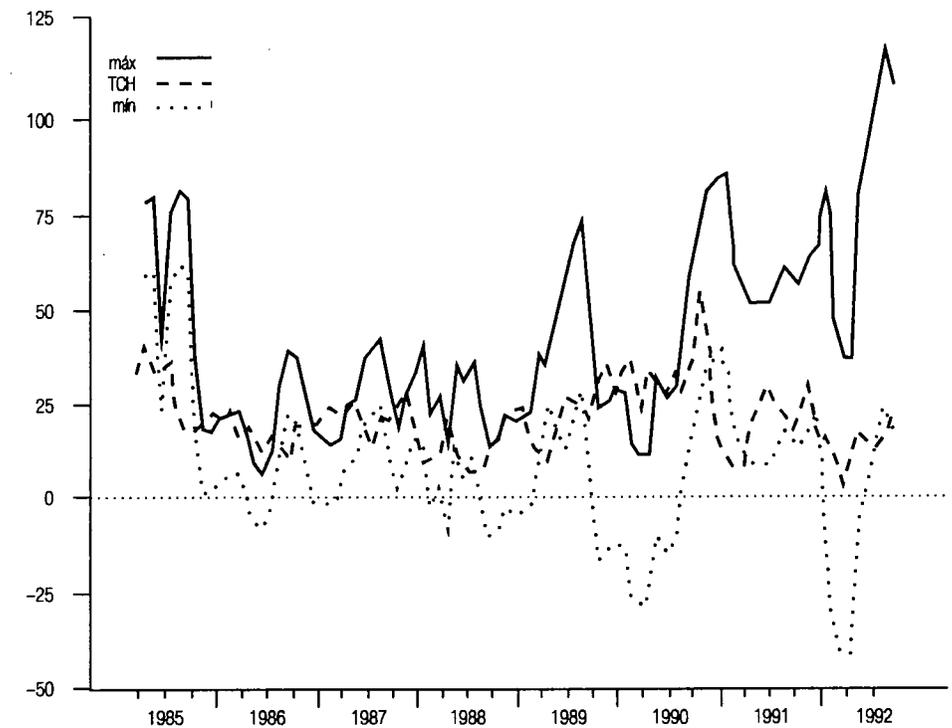


Posteriormente, el peso se elevó hasta el límite superior de la banda de tipo de cambio y las tasas de interés dejaron atrás la banda de credibilidad. Las razones que produjeron este viraje, descritas a continuación, son múltiples y no necesariamente guardan relación con la credibilidad. Pero esta gráfica es una medida interesante de la credibilidad del régimen actual del tipo de cambio.

Las tasas de interés permanecieron fuera de la banda hasta que las apreciaciones en agosto ampliaron la banda de credibilidad de tal manera que abarcó la tasa sobre los Cetes. Pero la presión del tipo de cambio de septiembre a noviembre, probablemente relacionada con las elecciones presidenciales estadounidenses, nuevamente indicó una falta de credibilidad en la banda. La decisión de ampliar la banda más rápidamente en noviembre de 1992 abrió la banda de credibilidad a medida que el peso se apreciaba y ahora los indicadores señalan que el enfoque hacia el tipo de cambio disfruta de un alto nivel de credibilidad. Es interesante que la reacción sin precedentes del mercado mexicano obedezca muy estrechamente el análisis de McLeod y Welch (1991).

Los límites de la credibilidad chilena se muestran en la gráfica 8. A fin de calcular estos límites, debemos suponer que el mercado puede predecir perfectamente la paridad central, puesto que esta paridad se ajusta según las tasas inflacionarias pasadas, o debemos diseñar expectativas respecto a esta paridad. Para las pruebas de Svensson

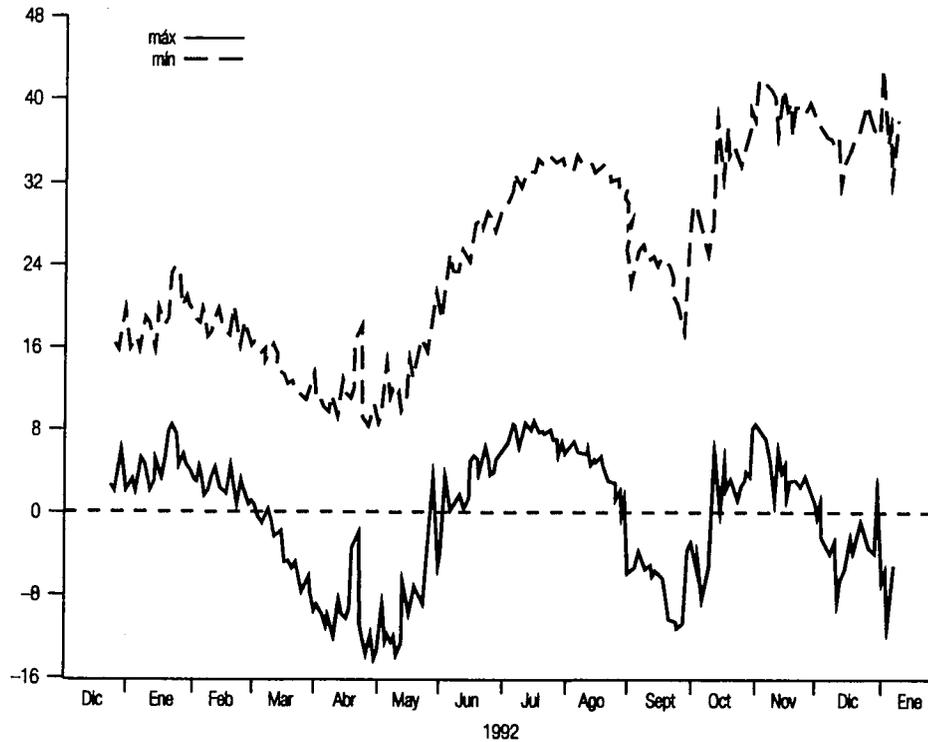
Gráfica 8. Chile: límites de credibilidad para las tasas de interés de los certificados de depósito a tres meses



(1991), supondremos que el mercado conoce la paridad central con total certidumbre con tres meses de anticipación. No obstante, la interpretación económica de estos límites no resulta tan simple como ocurre con las gráficas de México. Abordaremos este problema aplicando un tratamiento más formal en las páginas que siguen. Desgraciadamente, la prueba de Svensson (1991) genera conclusiones circulares en cuanto a que la paridad central se ajusta automáticamente en un nivel creíble y, por lo tanto, siempre es creíble.

Es posible establecer límites de credibilidad más formales a partir de las distribuciones de probabilidad generadas arriba. Hemos determinado los intervalos de credibilidad de 95% alrededor del valor esperado de x_t , calculando primero la desviación esperada para la paridad central

Gráfica 9. Intervalos de confianza de 95% para las desviaciones de la partida central con 28 días de anticipación para Méx\$/EU\$



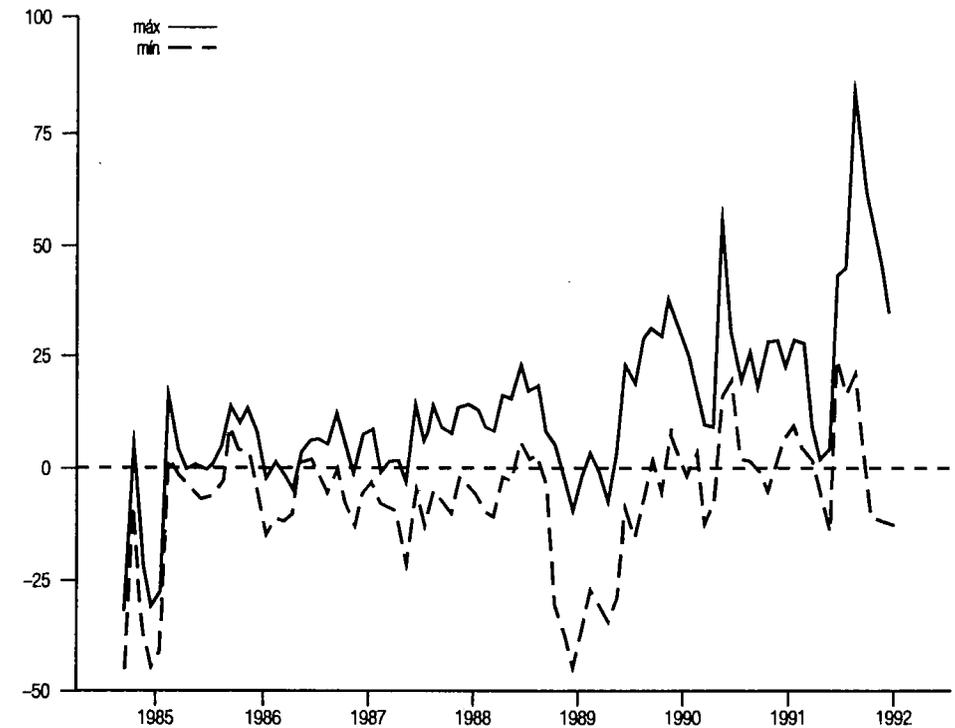
$$E[x_t] = \int_{-\infty}^{\infty} x_t f(x_t) dx_t \quad (14)$$

y encontrando después los valores de L y U que satisfacen

$$\int_L^{E[x_t]} f(x_t) dx_t = 0.475 \quad (15)$$

$$\int_{E[x_t]}^U f(x_t) dx_t = 0.475 \quad (16)$$

Gráfica 10. Chile: intervalo de confianza de 95% para las desviaciones esperadas de la paridad central del Ch\$/EU\$



Utilizamos los límites superior e inferior para calcular los intervalos de confianza para la realineación esperada de acuerdo con

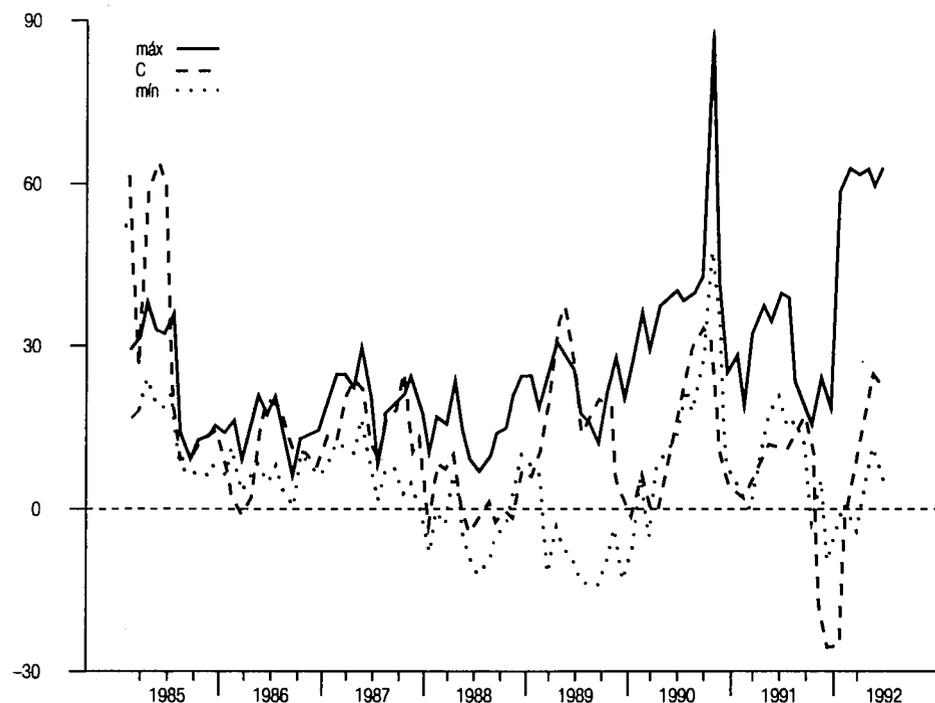
$$E[\Delta c_t | \text{realineación}] = \delta_t - E[\Delta x_t | \text{no realineación}] - [\Delta c_t | \text{anunciado}] \quad (17)$$

Si cero cae fuera de estos intervalos de confianza, el mercado está esperando una realineación de la paridad central y el régimen del tipo de cambio no es creíble. Cuando cero cae dentro de estos límites, el tipo de cambio es creíble.

En las gráficas 9 y 10 aparecen estos límites para México y para Chile con intervalos de confianza de 95% para la realineación esperada. En el caso de México son casi iguales a las pruebas de Svensson y, por lo tanto, no describirán la interpretación en tiempo real.

Conviene en este punto plantear una interpretación de los límites

Gráfica 11. Chile: intervalo de confianza de 95% para las realineaciones esperadas y las realineaciones reales de la paridad central



chilenos (gráficas 8, 10 y 11). Como dijimos antes, es difícil hablar de la credibilidad de la banda chilena a causa de la continua realineación de la paridad central. Pero podemos medir en la gráfica 11 cuán bien predijo el sector privado la magnitud y dirección de estas realineaciones. La primera ocurrió al principio del periodo, en 1985, cuando la devaluación de la paridad central fue mayor de lo esperado. La segunda se presentó al final del periodo, a principios de 1992, cuando la apreciación de la paridad central fue mayor de lo esperado.

Conclusiones

El objetivo de este artículo ha sido extraer algunas lecciones útiles mediante técnicas tanto institucionales como formales del uso de bandas de flotación unilaterales para el tipo de cambio. Los objetivos y los

historiales de las dos bandas de flotación, así como el diseño institucional, claramente difirieron en México y en Chile. La mayor credibilidad del tipo de cambio mexicano ha mejorado la credibilidad del régimen del tipo de cambio en México y no ha surgido a costa de una reducción en la tasa de descenso de la inflación. La decisión de ampliar más la banda ha permitido a México seguir disfrutando de grandes flujos de entrada de capital y evitar un colapso de su régimen de tipo de cambio. En Chile, el objetivo fue sostener un crecimiento dirigido a la exportación al estilo asiático. Por consiguiente, quizá los chilenos tal vez han tolerado una tasa inflacionaria mayor, a fin de mantener el crecimiento de las exportaciones.

Una tendencia común en ambos países es que ambas bandas de flotación han generado una inversión media sustancial dentro de la banda. Esto ha significado que la variabilidad de las tasas de interés no ha aumentado como función de las políticas sobre el tipo de cambio y, por ende, las políticas han sido creíbles. La clave en este punto es que las bandas han permitido la suficiente flexibilidad en el tipo de cambio para evitar la desestabilización de los flujos especulativos de dinero (*hot money*) y, en consecuencia, las políticas sobre el tipo de cambio no han sido desestabilizadoras. Así, a medida que baja la inflación, los bancos centrales han elegido permitir al mercado determinar el tipo de cambio a diferencia de tenerlo fijo o reptante, con un control absoluto del Banco Central.

Por supuesto, nada de esto sería posible sin el increíble ajuste fiscal logrado en México durante los años de la última década, así como el ajuste fiscal previo en Chile. Pero el análisis da lugar a la siguiente pregunta: ¿Por qué esperaron tanto tiempo estos países para adoptar un tipo de cambio basado en el mercado? Aunque una respuesta completa excedería el propósito de este artículo, consideramos que la respuesta se encuentra en el estado de desarrollo y liberalización del sistema financiero.⁴ La liberalización financiera en México se dio solamente después de un ajuste financiero y la reducción de la tasa inflacionaria. Una vuelta al mercado financiero abierto en Chile después del colapso de 1982 ocurrió apenas después de una consolidación fiscal completa que incluyó la reorganización de los bancos fracasados.⁵

⁴ Véase un análisis más exhaustivo en McLeod y Welch (1991).

⁵ Las continuas pérdidas del Banco Central derivadas de esta consolidación —conocidas como el “déficit cuasifiscal”— siempre han ido aparejadas con un superávit del gobierno federal. Además, se ha aplicado un estricto sistema de amortización desde estas intervenciones. El

Los bajos niveles de inflación y la consolidación fiscal han permitido que los mercados financieros en ambos países se desarrollen rápidamente para permitir un mayor desarrollo del mercado interbancario de divisas extranjeras además de otros instrumentos financieros.

Lo que parece estar ocurriendo en México y en Chile es que estos países están empleando bandas de flotación para acercarse gradualmente a un tipo de cambio de mercado. Este uso de las bandas de flotación contrasta marcadamente con el uso en el Sistema Monetario Europeo, cuyo objetivo final fue pasar a una divisa unificada. El reciente desmoronamiento de estos intentos y las experiencias de México y de Chile muestran que las bandas de flotación pueden ser un mejor instrumento para llegar a tasas flexibles que a fijas. Aún así, los indicios son preliminares, sobre todo en el caso de México, y merecen mayor atención de los investigadores económicos.

Referencias bibliográficas

- Banco Central de Chile (1992), "Evolución de la economía en 1992 y perspectivas para 1993", *Boletín Mensual*, septiembre.
- (1991), "Evolución de la economía en 1991 y perspectivas para 1992", *Boletín Mensual*, septiembre.
- (1990), "Situación macroeconómica, inversión y estabilidad", *Boletín Mensual*, julio.
- Bertola, Guiseppe y Caballero (1990), "Target Zones and Realignment", Columbia University (Discussion Paper Series núm. 460), enero.
- Bertola, Guiseppe y Lars E. O. Svensson (1990), "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models", Stockholm, Institute for International Economic Studies (Seminar Paper núm. 48), diciembre.
- Carstens, Agustín A. C. (1993), "Five Lectures on the Mexican Banking System", presentado en la Reserva Federal del Banco de Dallas, en enero de 1993.
- Chen, Zhaohui y Alberto Giovannini (1992a), *Estimating Expected Exchange Rates Under Target Zones*, NBER Working Paper núm. 3955, enero.
- (1992b), "Target Zones and the Distribution of Exchange Rates: An Estimation Method", *Economics Letters*, vol. 40, pp. 83-89.
- (1993), *The Determinants of Realignment Expectations Under the EMS: Some Empirical Regularities*, NBER Working Paper núm. 4291, marzo.

reciente influjo de capital prácticamente ha eliminado este déficit a medida que el Banco Central vende estos activos al esterilizar el flujo de entrada de capital.

- Corbo, Vittorio y Andrés Solimano (1992), "Chile's Experience with Stabilization Revisited", en Michael Bruno *et al.*, *Lessons from Stabilization and its Aftermath*, Cambridge, The MIT Press, pp. 57-101.
- Cumby, Robert E., John Huizinga y Maurice Obstfeld (1983), "Two-Step, Two-Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations", *Journal of Econometrics*, vol. 21, pp. 333-355.
- Dornbusch, Rudiger y Stanley Fischer (1993), "Moderate Inflation", *World Bank Economic Review*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-44.
- Dumas, Bernard y Lars E. O. Svensson (1991), *How Long Do Unilateral Target Zones Last?*, NBER Working Paper núm. 3931, diciembre.
- Ffrench-Davis, Ricardo (1991), "Exportaciones, Desarrollo y Tipo de Cambio", Banco Central de Chile, *Boletín Mensual*, septiembre.
- Flood, Robert P., Andrew K. Rose, y Donald J. Mathieson (1991), "An Empirical Exploration of Exchange-Rate Target-Zones", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 35, pp. 7-66.
- Gruben, William C., John H. Welch y Jeffery Gunther (1993), *U.S. Banks, Competition, and the Mexican Banking System: How Much Will NAFTA Matter?*, Federal Reserve Bank of Dallas (mimeografiado).
- Hansen, Lars P. y Robert J. Hodrick (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, pp. 829-853.
- Helpman, Elhanan y Leonardo Leiderman (1992), *Israel's Exchange Rate Band*, The Israeli International Institute for Applied Economic Policy Review, agosto.
- Krugman, Paul R. (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 3.
- Krugman, Paul R. y Marcus Miller (1993), "Why Have a Target Zone?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 38, pp. 279-314.
- McLeod, Darryl y John H. Welch (1991), *Free Trade and the Peso*, Federal Reserve Bank of Dallas, junio (mimeografiado).
- Meese, Richard A. y Andrew K. Rose (1991), "An Empirical Assessment of Non-Linearities in Models of Exchange Rate Determination", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 603-619.
- (1990), "Nonlinear, Nonparametric, Nonessential Exchange Rate Estimation", *American Economic Review*, vol. 80, núm. 2, pp. 192-196, mayo.
- Newey, W. K. y K. D. West (1985), "A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-708.
- Svensson, Lars E. O. (1992), *Why Exchange Rate Bands? Monetary Independence In Spite of Fixed Exchange Rates*, NBER Working Paper núm. 4207, noviembre.
- (1992), "An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, otoño.

- (1991a), "The Simplest Test of Target Zone Credibility", *IMF Staff Papers*, vol. 38, núm. 3, septiembre.
- (1991b), *Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMS*, NBER Working Paper núm. 3795, julio.
- (1991c), "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone", *Journal of Monetary Economics*, vol. 28, pp. 87-116.
- (1991d), "Target Zones and Interest Rate Variability", *Journal of International Economics*, vol. 31, pp. 27-54.
- Zahler Mayanz, Roberto (1992), "Algunas reflexiones en torno al rol del mercado y del Banco Central de Chile en la determinación del tipo de cambio", *Boletín Mensual*, Banco Central de Chile, septiembre.

Sobre la interpretación de la cuenta corriente

Daniel Heymann

Abstract: The interpretation of the current account of the balance of payments often causes discussion. This is not surprising since data must be seen in the context of the expectations that the agents and the analyst entertain. This paper presents a simple intertemporal model as a reference which may help to evaluate the equilibrium response of the current account and related variables to different impulses. It is then argued that "unprecedented" shocks may induce agents to form inconsistent beliefs, and particularly to hold biased wealth perceptions, with repercussions on the current account. The paper discusses some scenarios of this type.

El resultado de la cuenta corriente de la balanza de pagos es uno de los principales indicadores de la evolución macroeconómica. Sin embargo, suelen aparecer diferencias apreciables en el momento de interpretar los datos. Por ejemplo, ante un déficit en la cuenta corriente cubierto con financiamiento "voluntario", no es inusual que las opiniones se dividan entre las que ven el flujo de crédito externo como un signo de confianza, que presagia una mejora en el desempeño de la economía, y las que consideran el déficit como un síntoma de fragilidad y, en consecuencia, alertan sobre la perspectiva de una crisis en el futuro. De hecho, la experiencia histórica no muestra una asociación sistemática entre la presencia de déficit en la cuenta corriente y el comportamiento posterior de la economía: se pueden encontrar casos de rápido crecimiento y otros donde los desbalances externos fueron seguidos por intensos y penosos ajustes. Esto sugiere que los saldos en la cuenta corriente tomados en forma aislada no contienen información suficiente para describir el estado y las perspectivas de la economía.

Un déficit en la cuenta corriente implica una disminución de los

El autor labora en la oficina de la CEPAL en Buenos Aires. Se agradecen los útiles comentarios de S. Galiani, F. Navajas y E. Vesperoni. Los errores y opiniones contenidos en el trabajo son responsabilidad del autor.