

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL *SPREAD* SOBERANO: ¿ES CHILE DIFERENTE?

Alberto Naudon D.*
Ivonne Vera R.*
Rodrigo Valdés P.**

I. MOTIVACIÓN

Contrariamente a lo que sucede en economías como las de Brasil y México, la correlación entre tipo de cambio y *spread* soberano en Chile ha sido baja (ver gráfico 1). En principio, existen distintas hipótesis para explicar esta aparentemente reducida correlación. Por un lado, podría ser un síntoma de que el mercado no es capaz de “arbitrar” excesos de movimiento en el tipo de cambio. Por otro, es posible que la dinámica entre tipo de cambio y *spreads* sea consecuencia de una estructura económica de Chile diferente a la de los países mencionados. La importancia de dilucidar si lo que sucede en Chile se aleja de los “parámetros normales” reside en que se ha argumentado que la baja correlación podría hacer deseable que un agente estatal participara más activamente en el mercado cambiario.

Esta nota evalúa si Chile es efectivamente diferente del resto de los países en su correlación entre tipo de cambio y *spreads*, paso inicial para evaluar causas y consecuencias de una eventual “anormalidad”. La nota presenta también un marco analítico simple que permite entender por qué las correlaciones mencionadas pueden variar sustancialmente entre países.

II. MARCO ANALÍTICO

Como forma de darle interpretación a la relación entre los *spreads* y el tipo de cambio, se propone un marco simple de análisis basado en tres relaciones

“estructurales”.¹ La primera ecuación corresponde a la paridad descubierta de tasas de interés que, como es usual, representa la determinación del tipo de cambio en una economía abierta con libre movilidad de capital:

$$s_t = s_{t+k}^e + \rho_t - (i_t - i_t^*) \quad (1)$$

donde s es el tipo de cambio *spot*, s_{t+k}^e es el tipo de cambio esperado para k períodos más, ρ es el riesgo país e i (i^*) es la tasa de interés interna (externa) de plazo k períodos.

Aunque esta relación se cumple para conceptos, tanto nominales como reales, de tasas de interés y tipo de cambio, en lo que sigue hacemos abstracción de factores nominales. Debido a que nuestro análisis empírico se basa en datos de alta frecuencia (diarios) utilizamos el tipo de cambio nominal en las estimaciones. A esa frecuencia, los movimientos del tipo de cambio real están fuertemente correlacionados con el tipo de cambio nominal.

La segunda relación describe la evolución del tipo de cambio esperado, el que se supone depende del valor del tipo de cambio de equilibrio de largo plazo, \bar{s} , del riesgo país, y de un *shock* aleatorio.

* Gerencia de Análisis y Operaciones Internacionales.

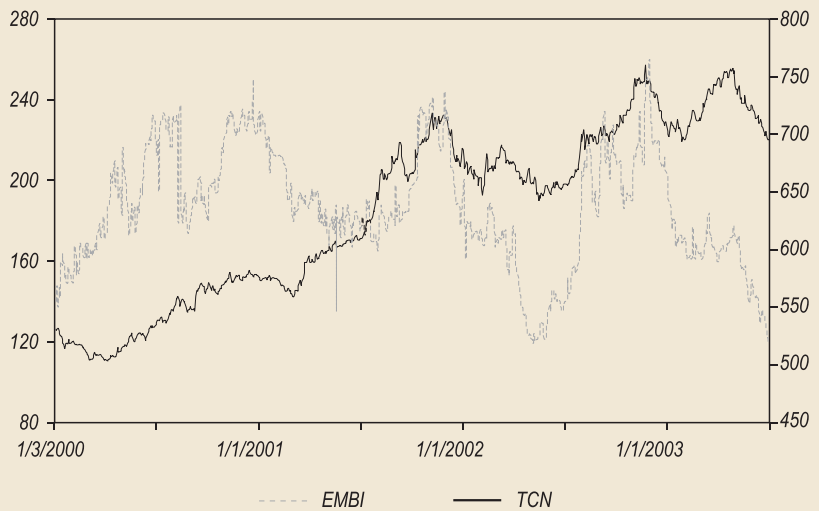
* Gerencia de Análisis y Operaciones Internacionales.

** Gerencia de División Estudios.

Agradecemos los valiosos comentarios de Pablo García y Esteban Jadresic. Los errores que persisten son de nuestra exclusiva responsabilidad.

¹ Es posible considerar una estructura más compleja, por ejemplo, en donde exista una función de reacción para la tasa de interés interna. Ello va más allá del objetivo de esta nota, y no agrega argumentos fundamentales para el análisis.

TCN y EMBI de Chile 2000 – 2003



Los determinantes de este tipo de cambio podrían ser múltiples variables, como el diferencial en las tasas de crecimiento de la productividad entre sectores de bienes transables y no transables, el gasto del gobierno, y la posición de activos externos netos, entre otros.

$$s_{t+k}^e = \bar{s} - \alpha\rho_t + v_t \quad (2)$$

La relación entre el tipo de cambio esperado y el riesgo país puede ser positiva o negativa. En este caso particular se supone negativa, sobre la base de que en el largo plazo un riesgo país muy alto implicaría problemas para conseguir financiamiento externo y, por lo tanto, una posición de activos externos relativamente menos deficitaria. La contraparte de esto es que, en el largo plazo, se podrá mantener un déficit de cuenta corriente mayor, coherente con un tipo de cambio más apreciado (Faruqee, 1995). Con todo, es posible también argumentar que esta relación podría tener el signo inverso.

Por último, la evolución del riesgo país está determinada por una serie de factores además del valor *spot* del tipo de cambio² y de un *shock* aleatorio, que suponemos independiente del *shock* v_t :

$$\rho_t = \bar{\rho} + \beta s_t + \zeta_t \quad (3)$$

El efecto del tipo de cambio sobre el riesgo soberano depende de la estructura de la economía. Por ejemplo, una economía cuyos ingresos fiscales dependen fuertemente del precio de un bien que se exporta, verá disminuido su riesgo de no pago si el tipo de cambio se deprecia. Por el contrario, una economía que tiene una posición neta de activos en dólares negativa verá que su riqueza disminuye con aumentos del valor del tipo de cambio, lo que implicaría un signo positivo. Lo mismo sucede si los gastos del fisco están indexados de alguna manera

al tipo de cambio. Por ejemplo, si los intereses de la deuda pública están indexados al tipo de cambio.

Resolviendo el sistema formado por las ecuaciones (1), (2) y (3), y despejando los valores de ρ_t y s_t , se tiene que el comportamiento del tipo de cambio *spot* y del riesgo país está determinado por las ecuaciones (4) y (5) respectivamente:

$$s_t = \bar{s} + \frac{(1-\alpha)}{1+\alpha\beta-\beta} \zeta_t + \frac{1}{1+\alpha\beta-\beta} v_t \quad (4)$$

$$\rho_t = \bar{\rho} + \frac{1}{1+\alpha\beta-\beta} \zeta_t + \frac{\beta}{1+\alpha\beta-\beta} v_t \quad (5)$$

donde $\bar{s} = \frac{\bar{s} - \alpha\bar{\rho} + \bar{\rho} - (i_t - i_t^*)}{1 + \alpha\beta - \beta}$

y $\bar{\rho} = \frac{\bar{\rho} + \beta\bar{s} - \beta(i_t - i_t^*)}{1 + \alpha\beta - \beta}$ son constantes.

De las ecuaciones (4) y (5) se desprende que *shocks* al tipo de cambio esperado () afectarán con igual (distinto) signo al tipo de cambio *spot* y al riesgo país si $\beta > 0$ ($\beta < 0$), y que *shocks* de riesgo país () afectarán con igual (distinto) signo al tipo de cambio *spot* y al riesgo país si $\beta < 1$ ($\beta > 1$).

La clave se encuentra en dos factores “estructurales”. Primero, si los *shocks* de riesgo país disminuyen el valor del tipo de cambio esperado, entonces la

² Por ejemplo, Jaque y Rojas (2002) encuentran que, en el caso del spread de bonos soberanos chilenos, el crecimiento de las exportaciones, el nivel de actividad, la razón deuda de corto plazo a reservas y la razón deuda externa a reservas son relevantes para explicar la evolución del EMBI.

depreciación *spot* necesaria para mantener el equilibrio de tasas de interés frente a un aumento del riesgo país también es menor. Y segundo, si el riesgo país disminuye con una depreciación del tipo de cambio, entonces un *shock* en el tipo de cambio esperado aumentará el valor *spot* de este, pero los movimientos en la ecuación de paridad pueden amortiguar (incluso anular) estos movimientos.

Esto mismo se refleja en el signo ambiguo de la covarianza (y de la correlación) entre ambas variables, el que depende del tamaño y signo de los coeficientes y del tamaño de las volatilidades de cada tipo de *shock*.

$$COV(s_t, \rho_t) = \frac{1-\alpha}{(1+\alpha\beta-\beta)^2} \sigma_\xi^2 + \frac{\beta}{(1+\alpha\beta-\beta)^2} \sigma_v^2 \quad (6)$$

Por ejemplo, debido a la importancia del precio del cobre en los ingresos fiscales, es posible argumentar que en el caso de Chile < 0 . Si a esto se suma que, debido a *shocks* reales, la volatilidad del tipo de cambio esperado es elevada (alto σ_v^2), entonces la correlación podría ser baja e incluso negativa.³ Por otro lado, en períodos (países) de mayor volatilidad del riesgo país (alto σ_ξ^2), el signo de la correlación podría ser positiva o su nivel más elevado.

III. ¿ES CHILE DIFERENTE DE LOS DEMÁS?

De la discusión anterior se desprende que el tamaño y el signo de la relación entre el tipo de cambio y el riesgo país es un problema empírico, que depende de la estructura de la economía, representada por los parámetros α y β , y del tamaño relativo de los *shocks*. En esta sección se presenta evidencia que trata de evaluar si Chile es un caso especial en comparación con otras economías emergentes.

Para este efecto se estiman regresiones para cada país en las que se intenta explicar el diferencial logarítmico del tipo de cambio nominal y el diferencial en el riesgo país, medido con el EMBI global.⁴ Se calculan, asimismo, las correlaciones simples entre las dos variables. Cabe mencionar que en ambos ejercicios, y para las dos variables, se utiliza primera diferencia (en log) de las variables y no su nivel absoluto. Esto debido a que con las pruebas estadísticas usuales, las series resultan ser en su gran mayoría variables no estacionarias (I(1)).

Los datos presentados en el cuadro 1, columnas 2 y 3, corroboran lo señalado anteriormente en cuanto a que la correlación entre el TCN *spot* y el riesgo país puede variar considerablemente entre países. Los datos reportados van desde una correlación de 0.56 en Brasil a -0.07 en Hungría. No obstante este amplio rango de correlaciones, cabe notar que es más común que estas sean bajas para los datos diarios. En Chile la correlación para el período desde 5/28/99 hasta 9/05/03 es de 0.044, valor similar al de otros países de la muestra con grado de inversión, tales como Bulgaria, Hungría, Polonia, Corea del Sur y Tailandia. De hecho, los casos de correlaciones muy altas en los datos diarios, como México y Brasil, son más bien las excepciones. También se incluyen los resultados basados en el *spread* de emisiones particulares de Chile.⁵

Se puede argumentar que por trabajar con datos de frecuencia diaria hay mucho ruido en la muestra. Por esa razón se realizan dos estimaciones adicionales: primero con datos diarios filtrados con un filtro HP, para buscar los cambios de la “tendencia” del TCN, y segundo con datos promedio mensuales. La primera tiene la ventaja de que se mantiene un alto número de observaciones, aunque el uso de filtros en series financieras nominales puede tener problemas. La segunda no usa filtros, aunque por construcción se pierde un número considerable de observaciones.

En ambas estimaciones se observa que la correlación y los coeficientes son sustancialmente más altos, en un rango que va de 0.83 a 0.19 en el caso de las series diarias filtradas, y desde 0.80 a 0.11 en las series de promedios mensuales. En general, los datos muestran correlaciones más altas que con los datos *spot* diarios. La excepción es Argentina, pero en este país la muestra tiene muy pocas observaciones. Nuevamente, y más importante, Chile muestra un comportamiento similar a los demás países con grado de inversión.

³ Una mayor volatilidad del tipo de cambio podría reflejar rigideces en otros mercados. Si el tipo de cambio es el único precio relativo que fluctúa ante un shock, es natural que se mueva más.

⁴ La ecuación estimada es $d \log(s) = \alpha + \beta d \log(\rho)$. En este caso el coeficiente encontrado es

$$\frac{\text{cov}(d \log(s), d \log(\rho))}{\text{var}(d \log(\rho))}$$

⁵ Si se consideran exclusivamente los tres meses en que existía la banda cambiaria y el bono 2009 ya se había emitido, la correlación llega a 0.11.

CUADRO 1

Relación entre TCN y Riesgo País

	Diarios Spot Coeficiente		Diarios HP Coeficiente		Obs.	Prom. Mensuales Coeficiente		Obs.
Brasil	0.2664 [0.0225]	0.5615	0.3044 [0.0168]	0.8258	1,115	0.3133 [0.0383]	0.8032	52
México	0.0826 [0.0091]	0.4502	0.1266 [0.0095]	0.7100	1,397	0.1292 [0.0208]	0.6584	65
Filipinas	0.0645 [0.0235]	0.2036	0.1238 [0.0148]	0.6126	1,397	0.1060 [0.0230]	0.5667	65
Colombia	0.0345 [0.0112]	0.1678	0.1074 [0.0104]	0.5982	1,397	0.0893 [0.0151]	0.5291	65
Sudáfrica	0.0386 [0.0162]	0.1195	0.1936 [0.0323]	0.4636	1,397	0.1594 [0.0532]	0.3843	65
Argentina	0.1213 [0.0726]	0.1147	0.9203 [0.1078]	0.7312	331	0.5550 [0.1872]	0.5870	16
Corea del Sur	0.0237 [0.0078]	0.0874	0.0787 [0.0152]	0.3899	1,397	0.0753 [0.0157]	0.4015	65
Chile	0.0060 [0.0041]	0.0439	0.1152 [0.0154]	0.4802	1,031	0.0959 [0.0320]	0.4110	49
Tailandia	0.0045 [0.0024]	0.0401	0.0959 [0.0209]	0.4198	1,397	0.0678 [0.0342]	0.3337	65
Rusia	0.0259 [0.0418]	0.0391	0.0819 [0.0226]	0.2106	1,224	0.0451 [0.0353]	0.1402	57
Polonia	0.0042 [0.0063]	0.0239	0.0784 [0.0094]	0.3686	1,397	0.0929 [0.0145]	0.4365	65
Bulgaria	-0.0070 [0.0060]	-0.0296	0.0118 [0.0162]	0.0546	1,386	0.0242 [0.0302]	0.1201	65
Hungría	-0.0037 [0.0014]	-0.0738	0.0293 [0.0102]	0.1910	1,116	0.0186 [0.0249]	0.1129	53
Memo:								
Bono 2012	0.0160 [0.0080]	0.0905	0.1685 [0.0110]	0.8673	404	0.1657 [0.0198]	0.7603	20
Bono 2009	0.0070 [0.0040]	0.0483	0.0861 [0.0111]	0.4524	1,058	0.0884 [0.0202]	0.4806	50
Bono 2007	0.0158 [0.0082]	0.1208	0.2247 [0.0188]	0.7946	232	0.0888 [0.0387]	0.4270	12
Bono 2005	0.0136 [0.0050]	0.1501	0.0589 [0.0081]	0.5996	275	0.0435 [0.0271]	0.3311	14

Nota: La ecuación estimada es con MICO. Los datos incluyen el período de 01/01/1998 a 09/05/2003. Entre paréntesis se reportan los errores estándares corregidos de Newey-West.

IV. CONCLUSIONES

A partir de la evidencia presentada, se puede concluir que no hay nada anormal en la baja correlación que existe entre el tipo de cambio y el riesgo país en Chile. De hecho, al comparar los datos de Chile con los de los demás países, especialmente aquellos que son grado de inversión, se observa que la relación entre TCN y EMBI es similar a la observada en dichos países. Más aún, una correlación reducida puede ser coherente con una situación de equilibrio si los parámetros estructurales de la economía toman determinados valores. En el caso particular de Chile, dada la importancia que tienen los ingresos del cobre en las arcas fiscales y

la volatilidad de los términos de intercambio, no es extraño que la correlación entre las variables consideradas sea baja, e incluso negativa.

REFERENCIAS

- Faruqee, H. (1995). "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective." *Staff Papers* 42(1): 80-107. Fondo Monetario Internacional.
- Jaque, F. y A. Rojas (2002). "Determinants of the Chilean Sovereign Spread: Is it Purely Fundamental?" Mimeo. Banco Central de Chile.