



---

## 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.

---

# MEDICIÓN DEL RIESGO (NEUTRAL) CAMBIARIO CHILENO: INCORPORACIÓN DE LA INFORMACIÓN DE MERCADO DE LAS OPCIONES\*

Luis Gonzales C.\*\*  
Daniel Oda Z.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Existen diversos trabajos que calculan y predicen la volatilidad del tipo de cambio y la probabilidad de su variación utilizando la información histórica de su evolución. Típicamente, la volatilidad se ha calculado utilizando modelos GARCH. Asimismo, se ha utilizado la percepción de los agentes de mercado contenida en los precios de las opciones financieras para medir las probabilidades de eventos de riesgo, como el VIX o el seguimiento de algunos contratos como el *risk-reversal* (RR). Otra metodología ampliamente utilizada es la de Malz (1997), la cual es una aproximación de la “sonrisa de la volatilidad” y que ha sido implementada para Chile en Ceballos (2010).

Sin embargo, las metodologías más utilizadas suponen una distribución normal para las variaciones del tipo de cambio, la cual no se observa necesariamente en los datos. Por tanto, ¿cuál es la manera más eficiente de calcular las probabilidades de depreciación/apreciación extremas que consideren distribuciones no necesariamente normales? Este trabajo amplía los modelos anteriores al considerar medidas de valores extremos (por ej. la probabilidad de que el tipo de cambio se deprecie un 20% en tres meses) utilizando datos de opciones financieras *at-the-money* (ATM) o *straddle*, *Butterfly* (BF) o *strangle*

---

\* Este artículo representa las opiniones de sus autores y no necesariamente refleja la opinión del Consejo del Banco Central de Chile. Se agradece los valiosos comentarios de Rodrigo Alfaro y Nicolás Álvarez. Cualquier error en este trabajo es de exclusiva responsabilidad de los autores.

\*\* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: [dodaze@bcentral.cl](mailto:dodaze@bcentral.cl); [lgonzales@bcentral.cl](mailto:lgonzales@bcentral.cl)

y *risk reversal (RR)*. Las opciones financieras contienen información relevante sobre un activo subyacente y las probabilidades de eventos de riesgo; por tal motivo son importantes a la hora de tratar de interpretar las creencias de los participantes del mercado respecto de la trayectoria futura de algún activo en particular. Así, las cotizaciones de estos contratos permiten inferir las funciones de distribución de probabilidad o, en forma más específica, la probabilidad de ocurrencia de eventos extremos.

Al observar el precio de las opciones y revertir el proceso de valoración, es posible inferir las volatilidades utilizadas por el mercado en el cálculo. Estas volatilidades implícitas han sido ampliamente utilizadas para la construcción de indicadores de riesgo como son VIX y el seguimiento de algunos contratos como el RR para el caso de monedas y de *stock*. Recientemente, estas volatilidades implícitas han sido analizadas para tratar de medir la respuesta sobre las percepciones de eventos extremos de los agentes de mercado alrededor de los anuncios de la implementación de políticas monetarias no convencionales (Hattori et al., 2013)

En este contexto, una forma aceptada para obtener las distribuciones de probabilidad es el uso de la metodología de Malz (1997) que, a partir de la interpolación de unos pocos datos y mediante una función paramétrica, brinda una aproximación a la sonrisa de volatilidad (*volatility smile*). Esta metodología es especialmente recomendable en mercados donde no se dispone de valores de opciones para una gama de precios de ejercicio con un mismo vencimiento, como es el caso de Chile. Asimismo, la metodología permite variaciones de precios que no necesariamente tienen una distribución normal<sup>1</sup> presentando una flexibilidad adicional ante la distribución implícita obtenida mediante el modelo de Black-Scholes (BS)<sup>2</sup>. Esto se traduce, principalmente, en que las probabilidades de depreciación no son precisamente simétricas a las probabilidades de apreciación.

Una aplicación para la paridad peso-dólar en el mercado cambiario en Chile ha sido implementada por Ceballos (2010). En este trabajo se amplía lo aplicado por Ceballos al considerar medidas (neutrales<sup>3</sup>) de valores extremos. Así, se calcula la probabilidad de que el tipo de cambio nominal (TCN) se deprecie o aprecie un “r” por ciento sobre un determinado umbral dentro de una ventana de tres meses, utilizando siempre la información de mercado proveniente de la cotización de instrumentos de opciones conocidas como *At-the-money (ATM)*, *Risk-Reversal (RR)* y *Strangle (STR)* que se describen en la siguiente sección.

Utilizando datos del tipo de cambio CLP/USD de la última década, se observa que la distribución de las variaciones no se comporta como una distribución normal y, por tanto, las probabilidades de apreciación y depreciación para un mismo nivel son distintas. De hecho, se encuentra que la probabilidad de depreciación es mayor que la de apreciación, y que esta aumenta considerablemente antes

---

<sup>1</sup> Hull (2009).

<sup>2</sup> Black and Scholes (1973), Merton (1973).

<sup>3</sup> Una medida de riesgo neutral es una medida de probabilidad tal que el valor actual de un activo financiero es igual al valor esperado, bajo dicha medida, de los pagos futuros descontados por la tasa de interés libre de riesgo.



y durante los períodos de turbulencia financiera. Asimismo, la aplicación de la metodología propuesta, muestra que si bien la probabilidad de depreciación se ha incrementado en el último trimestre del 2015, luego de un período de relativa estabilidad, esta no alcanza los niveles observados en la última crisis financiera.

## II. MARCO ANALÍTICO

Este documento calcula las probabilidades de depreciación/apreciación del tipo de cambio utilizando medidas de riesgo neutral. Estos se basan en el “primer teorema fundamental de valoración de activos”, el cual sostiene que, si en un mercado financiero existe una única medida de riesgo neutral, entonces existe un único precio, libre de arbitraje, para cada activo en el mercado (ley de un solo precio).

Para valorar un activo, se calcula el valor esperado de los pagos futuros ajustados por las preferencias por riesgo de cada agente. No obstante, los factores de descuento varían entre ellos, por lo que es difícil determinar sus preferencias por riesgo individual. Sin embargo, es posible obtener una medida de probabilidad riesgo-neutral<sup>4</sup> a partir de los precios observados en el mercado, los cuales incorporan los premios por riesgo de todos los agentes. En ese sentido, se puede derivar una relación entre el precio de las opciones europeas y la distribución de probabilidades de riesgo-neutral, tal como se menciona en Breeden y Litzenberg (1978).

En cuanto a los instrumentos con opciones, es común que en el mercado de monedas fuera de bolsa (*over-the-counter*, OTC) se coticen en términos de volatilidad implícita, en vez del precio, y por el delta de Black-Scholes, en lugar del precio de ejercicio.

El delta de una opción mide la sensibilidad del valor de una opción ante cambios en el valor del subyacente. Así, para una opción de TC, el delta indica cuánto cambia la prima de la opción ante cambios en una unidad en el *spot*. Como ejemplo, si una opción tiene un delta de 50 y el precio del *spot* cambia en 1%, se espera que la prima cambie en 5%<sup>5</sup>. Analíticamente, el delta guarda una relación inversa con el precio de ejercicio y, mediante la fórmula de BS para el caso de una opción de compra, se puede expresar como sigue:

$$\delta = e^{-i\tau} * N \left( \frac{\ln \left( \frac{F_t}{X} \right) + \left( \frac{\sigma^2}{2} \right) \tau}{\sigma \sqrt{\tau}} \right), \quad (1)$$

donde  $X$  es el precio de ejercicio de la opción;  $F$  es el valor del *forward* del tipo de cambio en la fecha  $t$ ;  $\tau$  es el número de años para el vencimiento de la opción;  $i$  es la tasa de interés interna;  $\sigma$  es la volatilidad del precio del activo subyacente<sup>6</sup>, y  $N$  hace referencia a la distribución normal.

4 La distribución de probabilidad riesgo-neutral difiere de la distribución de probabilidad real, debido a que los agentes demandan un premio por riesgo, pero que bajo probabilidades riesgo-neutral ya se ajusta por dicho premio. Es posible utilizar el cambio de medida para obtener las probabilidades reales a partir de las probabilidades riesgo-neutral.

5 *The Foreign Exchange Market Manual*, Bloomberg.

6 Uwe (2006).

Por otro lado, las tres combinaciones de opciones más comúnmente transadas son:

1. **At-the-money (ATM)** o **straddle** es una estrategia que se forma con la combinación de una *call* y una *put* con un precio de ejercicio igual al precio *forward*, ambos con el mismo plazo.

$$ATM = \sigma(0,50) \quad (2)$$

donde  $\sigma(0,50)$  es la volatilidad *at-the money 50-delta*.

El apostar por esta estrategia implica esperar cambios importantes en el precio del subyacente aunque se desconoce la dirección de dicho cambio. La máxima pérdida esperada por parte del comprador de la opción sería la prima pagada por suscribir el contrato. Entonces, a través de este instrumento se puede obtener el segundo momento (varianza o volatilidad) del subyacente.

2. **Risk Reversal (RR)** es una estrategia que resulta de combinar una posición larga en una opción *call* con precio de ejercicio mayor al *forward* y una posición corta en una opción *put* con precio de ejercicio inferior al *forward*, ambas con el mismo *delta*. Se cotiza como el *spread* entre la volatilidad implícita de la *call* y la correspondiente a la *put*.

$$RR = \sigma_c^{0,25} - \sigma_p^{0,25} \quad (3)$$

Los resultados obtenidos dependerán del sesgo de la distribución de probabilidad del activo subyacente, por ello su comportamiento ayuda a conocer el sesgo que viene anticipando el mercado. Cuando el *RR* es positivo el mercado espera una mayor volatilidad con una depreciación de la moneda local, que cuando se esperaría una apreciación. De esta forma, podemos determinar el tercer momento de la distribución (asimetría).

3. **Strangle (STR)** o **Butterfly** es una combinación de compra de una *call* con precio de ejercicio mayor que el *forward* y una *put* con precio de ejercicio inferior al *forward*, ambos con el mismo plazo y el mismo *delta*. Esto último implica que el precio de ejercicio de ambas opciones presenta la misma distancia respecto del *forward*. Su cotización viene expresada por el promedio de las opciones menos la volatilidad de la opción con precio de ejercicio igual al *forward* (*ATM*)

$$STR = 0,5(\sigma_p^{0,25} + \sigma_c^{0,25}) - ATM, \quad (4)$$

donde  $\sigma_c^{0,25}$  es la *25-delta call* (que es equivalente a una  $\sigma_p^{0,75}$ ) y  $\sigma_p^{0,25}$  es una *25-delta put*.

Esta estrategia apuesta también por cambios importantes del tipo de cambio, aunque a un costo menor comparado con un *ATM* (se compran instrumentos *out of the money* en lugar de *at the money*); como contrapartida, el precio del subyacente debe moverse en mayor medida que la estrategia anterior para realizar la ganancia. En otros términos, esta cotización indica el cuarto momento de la distribución del subyacente, la curvatura (*curtosis*).

De acuerdo con la metodología de Malz (1997), al incorporar las volatilidades de los instrumentos de opciones presentadas en las ecuaciones (2), (3) y (4)



y aplicarlas en una función cuadrática se obtiene la curva de sonrisas de volatilidad siguiente:

$$\sigma(\delta) = ATM - 2RR(\delta - 0,5) + 16STR(\delta - 0,5)^2 \quad (5)$$

Una vez obtenidas las volatilidades implícitas de mercado en función de los *deltas*  $\sigma(\delta)$  se debe encontrar la volatilidad implícita que corresponde a cada precio de ejercicio. Es decir, se requiere que la volatilidad implícita esté expresada en términos del precio de ejercicio ( $X$ ), y no en términos de delta ( $\delta$ ). Sin embargo, como el *delta* está determinado por la volatilidad implícita (ecuación 1) se resuelven (1) y (5) de forma simultánea.

Cabe notar que, si la distribución del subyacente fuera normal, solo sería necesario el precio del *straddle*, ya que los otros no tendrían valor. En ese caso, la volatilidad implícita utilizando Black-Scholes coincidiría con  $\sigma(\delta)$ . Cuanto mayor sean la asimetría y la *curtosis*, mayor será la diferencia en la volatilidad calculada.

Finalmente, y para el objetivo de este trabajo, utilizamos la fórmula de la opción binaria<sup>7</sup> para obtener así las probabilidades buscadas.

### Opción binaria

Al estar particularmente interesados en los valores extremos de realización, es decir, en un área particular de las colas de la distribución de los precios de ejercicio, fijamos como objetivo de análisis las probabilidades de que el *forward* del tipo de cambio se deprecie o aprecie  $r\%$  en tres meses, donde  $r$  es 5, 10 y 20% en las aplicaciones empíricas.

Una forma directa de obtener la probabilidad de un evento en particular es utilizando la fórmula de la *call* binaria (o digital), la misma que indica la probabilidad de que el precio del activo subyacente supere un determinado nivel o caiga bajo un cierto límite considerado al momento de la compra del contrato.

Con la fórmula de la *call* binaria y los valores obtenidos de (1) y (5) se puede estimar la probabilidad de cambios bruscos que estamos buscando.

Una opción binaria paga una cantidad fija en un cierto evento y cero de otro modo; así la valorización de una *call* binaria indica el valor presente del área bajo la curva hacia la derecha del precio de ejercicio ( $X$ ). En general, el precio de una *call* binaria está dado por:

$$C = e^{-it} P\{F_T > X\} = e^{-it} N(d_2) \quad (6)$$

donde:

$$d_2 = \frac{\ln(F|X) - (\sigma^2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} \quad (7)$$

<sup>7</sup> Alternativamente, en lugar de la opción binaria, vía Black-Scholes se puede hallar la función de precios para la *call*, utilizando las volatilidades encontradas de 1 y 5 que dependen de los precios de ejercicio ( $X$ ).

donde  $F$  es el precio *forward* del activo subyacente,  $X$  el precio de ejercicio,  $\sigma$  y  $\tau$  la volatilidad y la madurez como ya es usual. De modo similar, el precio de una *put* cuando  $F(T) < X$  se puede calcular como

$$e^{-it} P\{F_T < X\} = e^{-it} N(-d_2) \tag{8}$$

### III. DATOS Y RESULTADOS

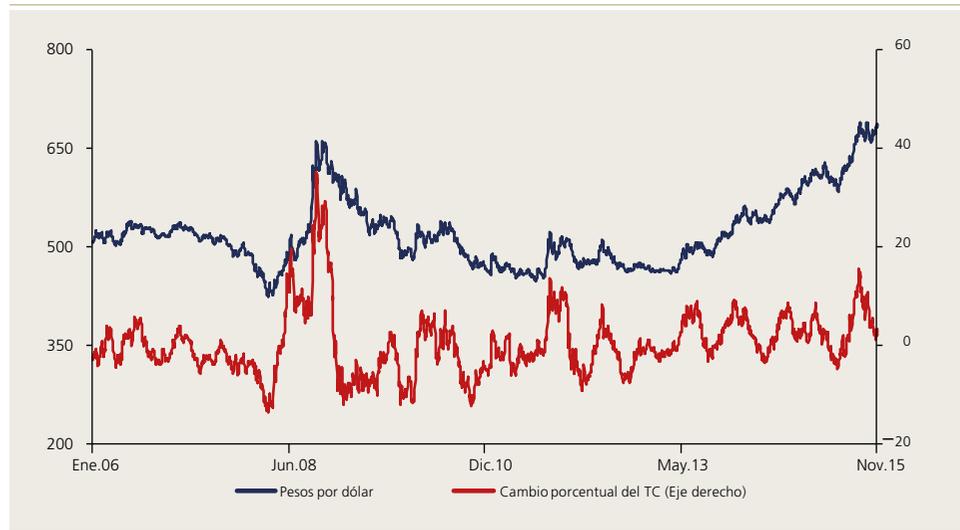
Los datos de *ATM*, *RR* y *STRA* provienen de Bloomberg, mientras las series dólar *spot* y dólar *forward* provienen del Banco Central de Chile. Los datos tienen una frecuencia diaria para el período de enero del 2006 a noviembre del 2015, con lo cual se dispone de 2.463 observaciones.

Asimismo, consideramos como la tasa de descuento local la tasa de depósitos *prime* debido a que representa la principal fuente de financiamiento de los agentes del mercado. Por otro lado, la tasa de descuento externa corresponde a la tasa *Libor*.

En el período analizado, el nivel del tipo de cambio ha fluctuado entre un piso de 431 y un máximo de 706 pesos por dólar, con una tendencia a la depreciación en el último tramo de la muestra. Asimismo, se aprecian episodios en que la depreciación en tres meses superó el 20%, en tanto los movimientos más extremos de apreciación bordean el 10%. De esta forma, la probabilidad incondicional de depreciación superior al 5, 10 y 20% es de 19, 5 y 2%, mientras la probabilidad de apreciación para esas mismas variaciones es de 17, 3 y 0% (gráfico 1).

Gráfico 1

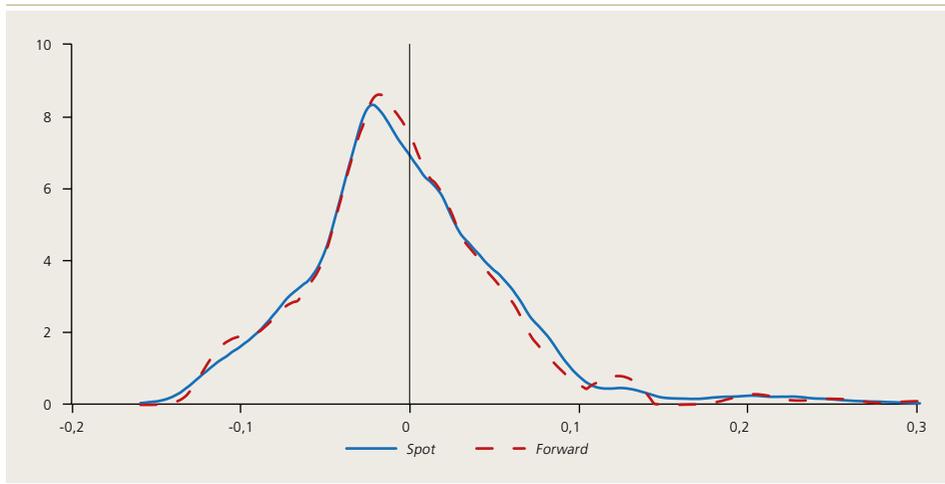
#### Tipo de cambio *spot* y variación porcentual en tres meses (\*)



Fuente: Banco Central de Chile.

(\*) Cambio porcentual del TC observado en tres meses.

---

**Gráfico 2****Distribución del tipo de cambio *spot* y *forward* (\*)**

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Epanechnikov kernel density estimator.

La distribución de los retornos del tipo de cambio *spot* y *forward* no son simétricas, pues presentan un mayor sesgo hacia variaciones de depreciación del tipo de cambio (coeficiente de asimetría mayor que cero), así como un nivel de *curtosis* mayor que una distribución normal (gráfico 2). Los tests de normalidad Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk y Shapiro-Francia, rechazan la normalidad de la distribución del tipo de cambio tanto *spot* como *forward*<sup>8</sup>. Por tanto, la utilización de la metodología propuesta en este trabajo tendría ventajas frente a otras, que asumen normalidad en la distribución del subyacente.

El gráfico 3 muestra las series de probabilidad de que el tipo de cambio se deprecie o aprecie en 5, 10 y 20% en un período de tres meses, obtenidas a partir de la metodología presentada anteriormente, y el gráfico 4 resume las probabilidades de depreciación y apreciación promedio de todo el período.

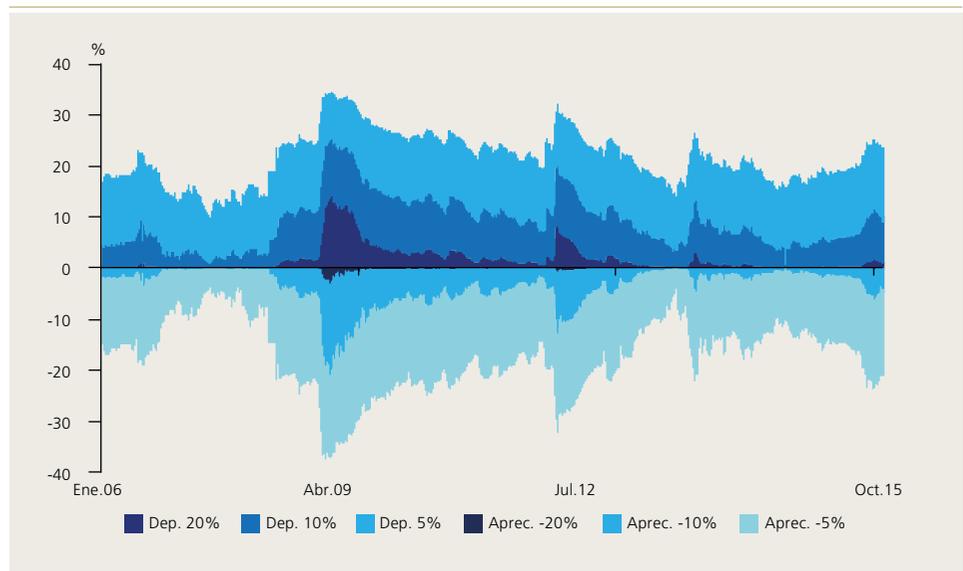
Los resultados muestran que, para el peso chileno, las probabilidades de sufrir eventos de depreciación son mayores que las de una apreciación. En términos relativos, las diferencias en estas probabilidades se hacen mayores cuando se evalúan probabilidades de eventos más extremos. Esta característica de asimetría en las probabilidades es concordante con los valores positivos que toman las cotizaciones **RR** (promedio igual a 2,83, con un valor mínimo de 0,68, que, como se ha señalado, indica el sesgo esperado de la volatilidad de una depreciación o apreciación, y en donde un valor **RR** positivo indica una mayor volatilidad de depreciación.

---

8 Los p-values de los test son cercanos a cero.

**Gráfico 3**

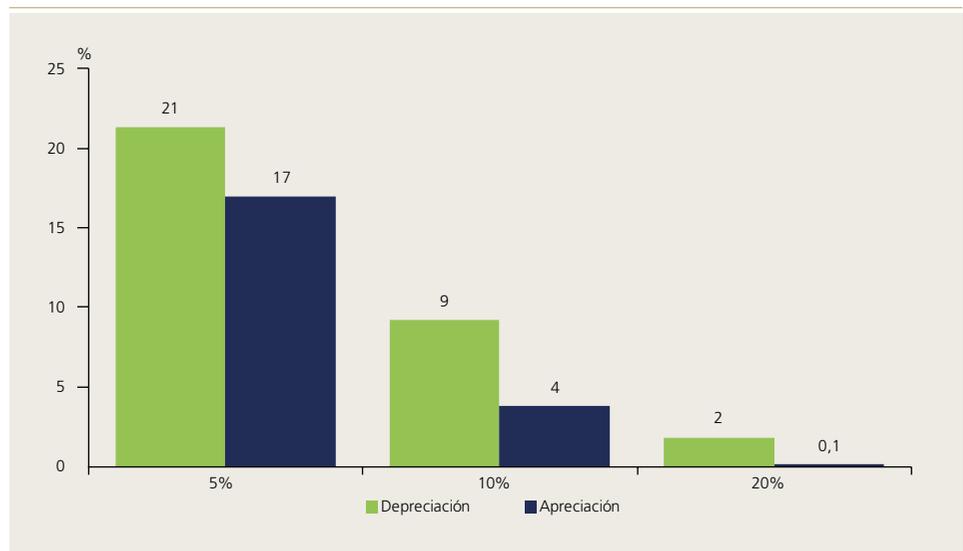
**Probabilidad de depreciación y apreciación del tipo de cambio**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 4**

**Probabilidades promedio de depreciación y apreciación del período**



Fuente: Elaboración propia.

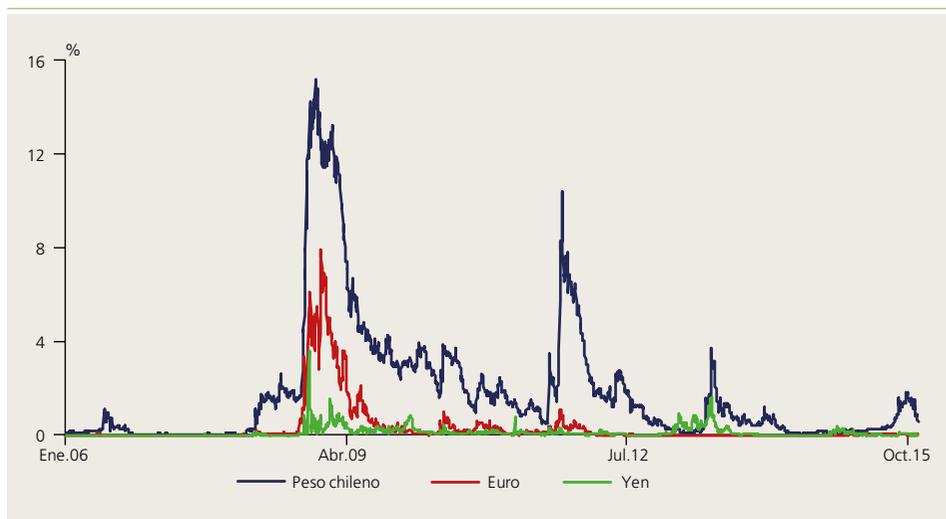
Asimismo, y como es de esperar, los resultados mostrados en los gráficos previos indican que a mayor grado de depreciación/apreciación le corresponde una menor probabilidad de ocurrencia. También se obtiene que a cambios proporcionales entre el precio de ejercicio y el precio *forward* le corresponden probabilidades que (en promedio) cambian de forma no lineal. En otras palabras, los promedios de depreciación de 5, 10 y 20% están asociados a probabilidades con promedio de ocurrencia de 21, 9 y 2%.

Dado que importan más los eventos de depreciación que los de apreciación del tipo de cambio<sup>9</sup>, analizamos la probabilidad de depreciación del 20% y la comparamos con la depreciación estimada del euro y del yen japonés<sup>10</sup>, contra el dólar. La probabilidad esperada de depreciación máxima del peso corresponde al período de noviembre 2008, en donde se alcanzan niveles del 15% durante el período de crisis asociado a la incertidumbre internacional debido al evento de *Lehman Brothers*. Para este mismo período, la probabilidad estimada de depreciación del 20% para el euro y el yen japonés respecto del dólar, alcanzó niveles de 8 y 3,8% respectivamente.

Otro episodio de volatilidad que implicó una alta probabilidad de depreciación (niveles cercanos al 10%) se dio en octubre del 2011, el cual habría estado relacionado con la intensificación de la crisis financiera europea<sup>11</sup>. Recientemente, si bien se observa un aumento de la probabilidad de depreciación cambiaria, estos niveles se encuentran por debajo de los observados en los dos eventos previos de incertidumbre financiera (gráfico 5).

Gráfico 5

### Probabilidades de depreciación del 20%



Fuente: Elaboración propia.

<sup>9</sup> La depreciación del tipo de cambio puede tener un efecto importante, por ejemplo, en el aumento del valor de la deuda externa de las empresas, o en un mayor costo de su refinanciamiento.

<sup>10</sup> Se estima las probabilidades de depreciación para el euro y el yen bajo la misma metodología desarrollada en la sección II.

<sup>11</sup> Informe de Estabilidad Financiera 2011, segundo semestre.

Finalmente, utilizamos una función lineal para simplificar el cálculo de las probabilidades de depreciación. De esta forma, definimos la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
 Pr(x \geq r) = \rho(r) = & \beta_0 + \gamma_0 \ln(1+r) + \\
 & \beta_1 ATM + \gamma_1 \ln(1+r) ATM + \\
 & \beta_2 RR + \gamma_2 \ln(1+r) RR + \\
 & \beta_3 STR + \gamma_3 \ln(1+r) STR,
 \end{aligned} \tag{9}$$

donde  $r(r)$  es la probabilidad de variación mayor que  $r$  calculada con el modelo de Malz. Por ejemplo, la probabilidad de depreciación del 10% equivaldría a  $r(0,1)$ . Además, se utiliza la transformación  $p/(1-p)$  para ampliar el rango de la probabilidad de  $[0, 1]$  a  $]-\infty, +\infty[$  y ser utilizado en la función lineal.

Las estimaciones se realizaron utilizando un *pool* MCO separado, debido a la asimetría de la distribución, para depreciaciones y apreciaciones cambiarias de 5, 10 y 20% con los datos para Chile. Los resultados se muestran en el siguiente cuadro, donde se aprecian lo suficientemente altos como para asegurar una buena aproximación. Sin embargo, el modelo para una apreciación del 20% no entregaría resultados muy precisos, debido, principalmente, a la casi nula ocurrencia de variaciones del tipo de cambio en torno a -20%.

Asimismo, se realizaron estimaciones para cada  $r$  por separado, en las cuales se testeó que los parámetros fueran iguales al modelo general, no pudiendo rechazar esta hipótesis.

El uso de los parámetros mostrados entrega una forma sencilla de estimar las probabilidades para distintos niveles de apreciación y depreciación cambiaria en la mayoría de los casos.



## Cuadro

## Regresión MCO

(variable dependiente:  $p/(1-p)$ )

	Depreciación				Apreciación			
	General	5%	10%	20%	General	-5%	-10%	-20%
Constante	-0,013 [0,004]*	0,006 [0,001]*	-0,090 [0,001]*	-0,047 [0,000]*	-0,176 [0,005]*	-0,138 [0,001]*	-0,092 [0,001]*	-0,006 [0,000]*
$Ln(1+r)$	-0,283 [0,033]*				-0,765 [0,033]*			
ATM	0,027 [0,001]*	0,021 [0,000]*	0,013 [0,000]*	0,003 [0,000]*	0,036 [0,001]*	0,032 [0,000]*	0,011 [0,000]*	0,001 [0,000]*
$Ln(1+r)ATM$	-0,130 [0,004]*				0,168 [0,004]*			
RR	-0,020 [0,001]*	-0,015 [0,000]*	0,001 [0,000]*	0,010 [0,000]*	-0,025 [0,002]*	-0,025 [0,000]*	0,000 [0,000]	0,001 [0,000]*
$Ln(1+r)RR$	0,175 [0,011]*				-0,130 [0,011]*			
STR	0,148 [0,006]*	0,108 [0,002]*	0,065 [0,001]*	-0,007 [0,001]*	0,081 [0,007]*	0,079 [0,001]*	0,007 [0,001]*	-0,006 [0,000]*
$Ln(1+r)STR$	-0,851 [0,048]*				0,430 [0,048]*			
<i>N</i>	7.389	2.463	2.463	2.463	7.389	2.463	2.463	2.463
$R^2$	0,9	0,97	0,99	0,97	0,8	0,99	0,97	0,66
$R^2$ ajustado	0,9	0,97	0,99	0,97	0,8	0,99	0,97	0,66

Fuente: Elaboración propia.  
N\*\*\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,01$ .

## IV. CONCLUSIONES

Este trabajo estima las probabilidades de cambios extremos en la trayectoria futura del tipo de cambio sobre la base de la información contenida en opciones financieras transadas en el mercado local.

Se encuentra que, para un mismo nivel de variación del tipo de cambio, la probabilidad de depreciación es mayor que la probabilidad de apreciación, es decir, existe asimetría. Esta mayor probabilidad es más alta cuando se evalúan probabilidades de cambios mayores (eventos más extremos), lo cual es coherente con la serie de valores positivos del **RR** (estrategia que presenta un sesgo de depreciación si la cotización es mayor que cero). El promedio histórico de la probabilidad de depreciación del 20% se encuentra al nivel del 2%, por lo que cabe esperar, que períodos persistentes con probabilidades superiores a este promedio se encuentren asociados a períodos de mayor incertidumbre.

Recientemente, se observa un alza significativa de la probabilidad de depreciación cambiaria. Sin embargo, estos niveles se encuentran por debajo de los observados en otros períodos de incertidumbre.

Asimismo, las estimaciones lineales de la probabilidad de depreciación o apreciación, en función de las estrategias descritas, entregan una buena aproximación para su cálculo.



## REFERENCIAS

---

Black, F. and M. Scholes (1973), “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81 (May-June): 637-54.

Bloomberg (2014). “The Foreign Exchange Market Manual”.

Ceballos, L. (2010). “Distribución de Probabilidades Implícita en Opciones Financieras”. Documento de Trabajo N°596, Banco Central de Chile.

Hattori, M., A. Schrimpf y V. Sushko (2013). “The Response of Tail Risk Perceptions to Unconventional Monetary Policy”. BIS Working Paper N°425.

Hull, J. (2009). *Options, Futures, and Other Derivatives*, séptima edición. New Jersey: Prentice Hall.

Banco Central de Chile (2011). Informe de Estabilidad Financiera, segundo semestre.

Malz, A.M. (1997). “Estimating the Probability Distribution of the Future Exchange Rate from Options Prices”. *Journal of Derivatives* Winter 5(2):18–36.

Merton, Robert C. (1973), “Theory of Rational Option Pricing,” *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (spring): 141-83. (Chapter 8 in *Continuous-Time Finance*)Uwe, W. (2006). *FX Options and Structured Products*. Hoboken, NJ, EE.UU.: John Wiley & Sons, Ltd.

## APÉNDICE A

### CUADRO A1

#### Descripción y fuente de los datos (\*)

Variable	Spot	Forward-90	Prime-90	ATM	RR	STR
Media	0,009	0,010	4,711	11,821	2,834	0,570
Mediana	-0,001	-0,001	5,278	10,880	2,500	0,590
Moda	-	0,150	5,880	10,000	1,650	0,300
Mínimo	-0,134	-0,126	0,510	5,500	0,677	-0,450
Máximo	0,370	0,525	11,410	30,800	13,195	1,415
Desv. estándar	0,066	0,076	1,918	4,159	1,774	0,245
Coef. de asimetría	1,325	2,368	-0,330	1,842	2,759	0,330
Curtosis	4,097	10,380	0,318	4,529	8,971	-0,616
Nº de observaciones	2.463	2.463	2.463	2.463	2.463	2.463

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Las dos primeras columnas muestran el cambio en tres meses del tipo de cambio *spot* y *forward*.