

ESCUELA DE
NEGOCIOS



Efectividad de la intervención cambiaria: Caso chileno

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGISTER EN ECONOMIA

05-01-2024

FELIPE DROGUETT

PROFESOR GUIA: Juan Pablo Medina

PROFESORES CORRECTORES: Kevin Cowan y Claudio Soto

ACCREDITATIONS

MEMBER OF



Resumen

Estimar los efectos de la intervención cambiaria es clave en la mayoría de las economías emergentes para determinar si es un instrumento efectivo sobre el tipo de cambio. En el caso de Chile, varios estudios se han centrado en las intervenciones de comienzos de los años 2000. El propósito de este trabajo es analizar los efectos de las intervenciones cambiarias en Chile en una muestra ampliada desde el año 2001 hasta el año 2022. El beneficio empírico de esta muestra ampliada es que contiene tanto anuncios de venta como de compra de reservas, con montos mayores. Para poder aislar los efectos de las intervenciones se utiliza una estimación con datos diarios que permite explicar el comportamiento del valor del dólar en Chile en función de sus variables fundamentales, complementado con una dinámica de corto plazo. Los principales resultados son los siguientes. Primero, la capacidad explicativa de la intervención es mejor cuando se escala el monto de la intervención por el PIB. Segundo, a pesar de que se asume que la intervención tiene un efecto transitorio, se encuentra que una venta de reservas del 1 % del PIB aprecia el tipo de cambio en un rango 0,7 %-0,8 % después de 3 días del anuncio de la intervención. En el caso de una compra de reservas de 1 % del PIB, se estima que el tipo de cambio se deprecia en un rango 1 %-1,4 % después de 3 días del anuncio. Tercero, existen efectos asimétricos de las intervenciones, haciendo que las compras de reservas sean más efectivas que las ventas. Finalmente, mientras más desviado se encuentre el tipo de cambio de sus variables fundamentales, la intervención tiene mayores efectos únicamente en el caso donde el tipo de cambio está muy depreciado y se realiza una venta de reservas.

1. Introducción

A lo largo de su historia, Chile ha implementado diversas políticas relacionadas con el tipo de cambio. Durante la crisis de los 80, se tomó la decisión de fijar el tipo de cambio en 39 pesos chilenos, tras enfrentar una inflación del 35 %. Sin embargo, esta medida generó problemas, ya que el dólar se fortaleció en el mercado de divisas en ese período. En el año 1983, se realizó un cambio y se introdujo la política de “Banda Cambiaria”, la cual establecía límites o “bandas” dentro de las cuales el tipo de cambio debía mantenerse. Cuando el tipo de cambio se acercaba a los extremos de estas bandas, el Banco Central intervenía mediante la compra o venta de reservas internacionales para mantenerlo dentro de los límites establecidos.

A partir del año 1999, Chile adoptó un régimen cambiario de libre flotación, lo que significa que el tipo de cambio pasó a ser determinado por el mercado, y el Banco Central de Chile sólo interviene en situaciones excepcionales. En la Figura 1, se aprecia la dinámica del tipo de cambio cuando se realiza intervención constante (representado en color verde) y cuando la intervención se lleva a cabo de manera excepcional (representado en color rojo), cuando considera que el funcionamiento del mercado financiero está en riesgo. A pesar de que ha habido escasas intervenciones desde el año 2001, cuando el Banco Central consideró que el tipo de cambio se había desviado de su convergencia de largo plazo por diversas razones, existe un debate continuo sobre la efectividad de estas intervenciones, con tres posiciones claras entre expertos: la intervención cambiaria no tiene efecto; es efectiva, pero transitoria; o, por el contrario, es efectiva y no transitoria.

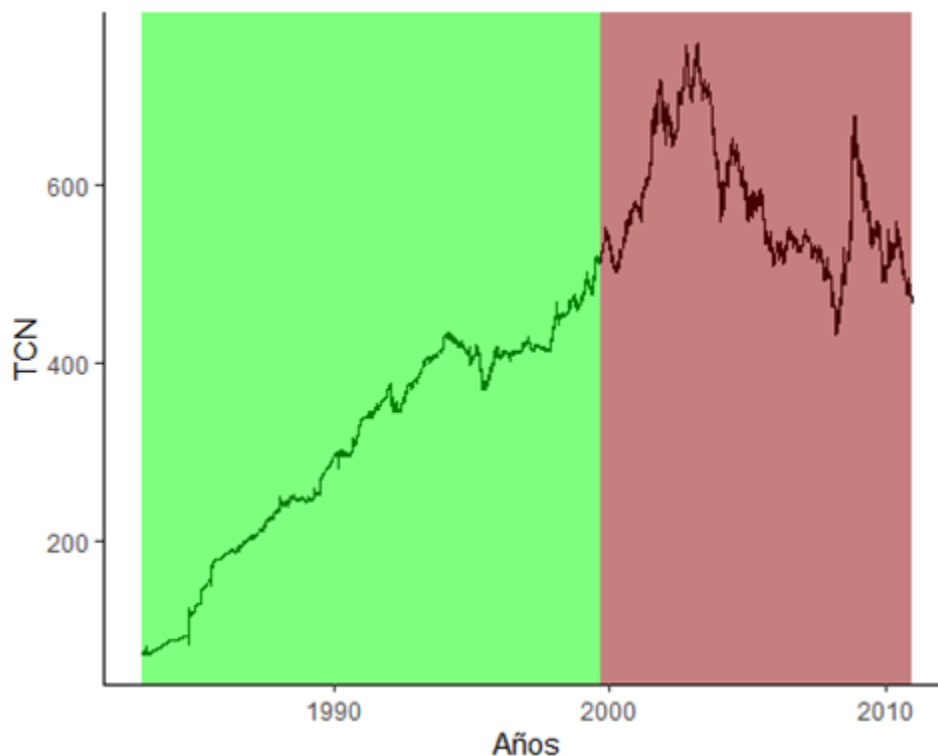


Figura 1: Diferencia entre banda cambiaria y tipo de cambio flotante. Color rojo indica tipo de cambio flotante y color verde la banda cambiaria.

En efecto, el debate sobre la efectividad de las intervenciones cambiarias no se limita a Chile, sino que es un tema de interés en muchos países alrededor del mundo. Lo que es evidente es que, a raíz de la crisis Subprime, se produjo un cambio significativo en este campo, y hoy en día, la literatura se centra en las economías emergentes [Domanski et al., 2016] y [Bank et al., 2019].

Las economías emergentes, al igual que Chile, comparten ciertas similitudes en términos de su dependencia de las exportaciones de materias primas y su susceptibilidad a ciclos económicos de auge y caída [Pontines et al., 2021]. La falta de diversificación en la estructura económica de estos países los hace particularmente vulnerables a las fluctuaciones en los mercados globales, ya sea debido a cambios en los precios de las materias primas, movimientos en los tipos de cambio o eventos económicos y políticos internacionales. A pesar de que hay estudios previos sobre las intervenciones cambiarias en Chile, estos sólo consideran dos casos ocurridos en los años 2001 y 2002, que correspondieron a ventas de reservas. Desde entonces, han ocurrido diversos eventos en el mundo y en Chile, que han obligado al Banco Central a intervenir en el mercado cambiario. En la Figura 2 se representan las intervenciones cambiarias llevadas a cabo por el Banco Central y el Ministerio de Hacienda desde el año 2000 hasta el año 2022. Cabe destacar que estas intervenciones son eventos bastante excepcionales. Además, es importante notar que las dos intervenciones más recientes corresponden a fechas distintas, y no son una única intervención, dado su cercano intervalo temporal.

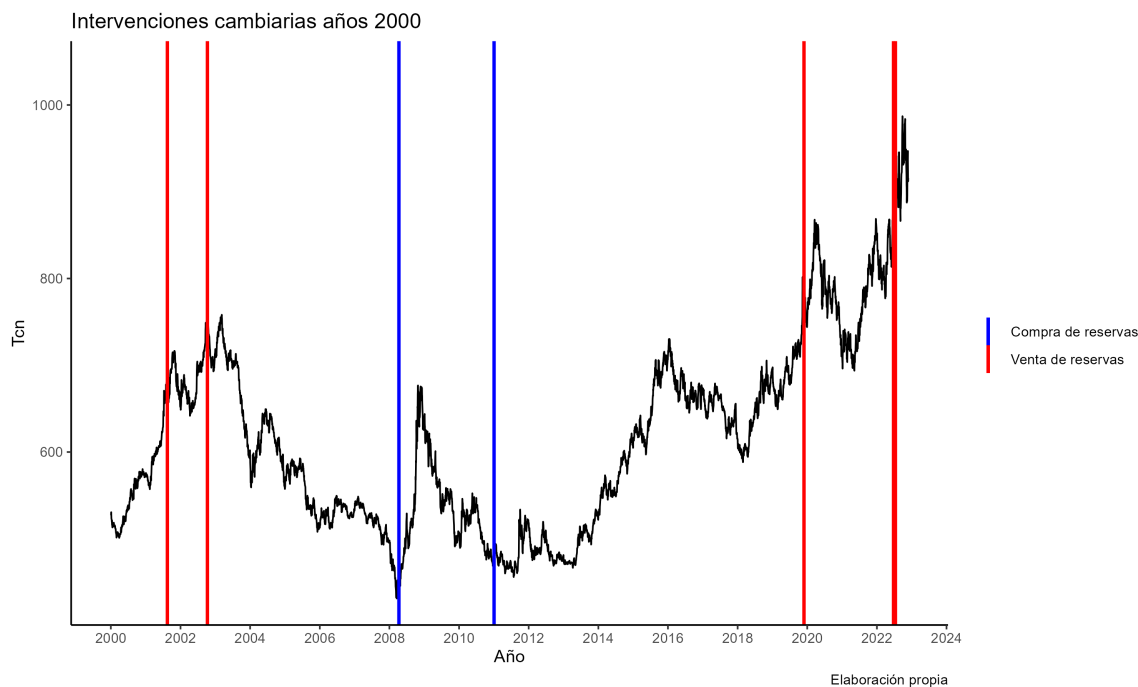


Figura 2: Intervenciones cambiarias en los años 2000.

En el año 2022, después de la pandemia del COVID-19 y en medio de la guerra entre Rusia y Ucrania, la incertidumbre económica global provocó una gran depreciación del tipo de cambio chileno. En la figura 3 se observan dos factores globales que influyeron en esta depreciación, la disminución del precio del cobre y la apreciación del dólar. Como consecuencia, el Banco Central de Chile anunció una intervención cambiaria por un monto de \$25.000 millones de dólares, lo que resulta ser más de seis veces mayor que las intervenciones realizadas en los años 2001 y 2002.

Es esencial evaluar si las intervenciones cambiarias tienen efecto, ya que una alta depreciación del tipo de cambio puede provocar un aumento de la inflación, que el Banco Central de Chile tiene como objetivo mantener en un 3% y si esta tiene efecto, puede ayudar a evitarlo.

Este estudio propone ampliar la investigación realizada por [Cowan et al., 2007] para analizar los efectos de las intervenciones en el mercado cambiario en los años 2000. Para ello, se utiliza un modelo de alta frecuencia con datos diarios, que son una buena aproximación a los datos de minutos que se utilizan para evidenciar los efectos a corto y largo plazo en el mercado de divisas. Este modelo se utiliza para analizar cómo la intervención afecta la dinámica del tipo de cambio nominal (TCN) en torno a los días de los anuncios. Se presta atención a si los efectos son diferentes cuando el tipo de cambio se aleja más de sus fundamentales, el tamaño de la intervención, la duración de los efectos y si los efectos son simétricos entre la compra y venta de reservas.

En resumen, el objetivo principal de este trabajo es analizar los efectos de las intervenciones cambiarias del Banco Central de Chile y Ministerio de Hacienda en el



Figura 3: Precio del Cobre y Dolar XY

mercado cambiario. Para lograr este objetivo, se utilizará un enfoque basado en datos diarios.

Se espera que los resultados de este estudio contribuyan a una mejor comprensión de la efectividad de las intervenciones cambiarias efectuadas por los entes encargados.

Es importante destacar que la volatilidad en los mercados cambiarios y financieros globales sigue siendo un desafío importante para las economías emergentes como Chile, especialmente en un mundo post-COVID-19 y en medio de conflictos geopolíticos. Por lo tanto, entender los efectos de la intervención cambiaria en estos mercados es crucial para mantener la estabilidad económica y financiera en el país.

El estudio se compone de varias secciones claves. Comienza con una revisión exhaustiva de la literatura, seguida de la metodología que también abarca la inclusión de datos. Posteriormente, se presentan los resultados obtenidos, las conclusiones derivadas del análisis, y una sección de anexos que contiene gráficos y tablas fundamentales para justificar y respaldar diversos aspectos del estudio.

2. Literatura relacionada

En el ámbito de la intervención cambiaria, numerosos autores han abordado el estudio de los efectos de las intervenciones mediante enfoques y modelos diversos para su

estimación. Es relevante destacar que aún no existe un consenso sobre cuál es la mejor manera de medir el impacto de las intervenciones cambiarias en el TCN en distintos países, principalmente debido al desafío de la doble causalidad: el tipo de cambio se ve afectado por la intervención y la intervención viene dada por la variación del tipo de cambio. También, el Banco central, no siempre compra o vende reservas con el objetivo de afectar al tipo de cambio.

Un primer enfoque es realizar un panel de países y estudiar los efectos de las intervenciones en estos. [Daude et al., 2016] estudia el efecto en el tipo de cambio real (TCR) para un panel de 18 economías emergentes y 11 desarrolladas con datos mensuales, a través de un modelo de corrección de errores, donde se guían por [Phillips et al., 2013] que menciona las variables a utilizar como fundamentales y las que deben ir solo en la dinámica de corto plazo. El resultado que arroja es que la intervención es efectiva en las economías emergentes en el sentido que el TCR se mueve donde se desea y que no existe asimetría entre las compras y ventas de reservas.

[Contreras et al., 2013] estudian el efecto de las intervenciones en las economías emergentes en el período de los años 2010-2012. Sus resultados arrojan que, en la mayoría de los episodios de intervención identificados, se modera el ritmo de apreciación del tipo de cambio nominal, aunque no se logra un nivel más depreciado en la mayoría de los casos y en el análisis econométrico individual. En cuatro de diez países, el tipo de cambio se deprecia significativamente el día de la intervención o al día siguiente.

Continuando con este enfoque, Adler y otros [Adler et al., 2014] llevaron a cabo un panel de países, utilizando datos semanales y centrándose en América Latina durante el periodo comprendido entre los años 2004 y 2010. Su atención se centró específicamente en las compras de reservas, dado que predominaban en esos años. Para eliminar endogeneidad, hacen una estimación en dos etapas con variables instrumentales. Los resultados sugieren que las intervenciones pueden desacelerar el ritmo de la apreciación, aunque el efecto disminuye rápidamente con el grado de apertura de la cuenta de capital.

[Adler et al., 2019] también estudian las intervenciones en base a un panel de países a través de una estimación en 2 etapas con variables instrumentales. Encuentran evidencia de que la intervención afecta el nivel del tipo de cambio de una manera macroeconómicamente significativa y los efectos son persistentes en un rango de 15 a 17 meses.

Otro enfoque es el estudiar a un país en específico como lo hacen [Domaç and Mendoza, 2004] y [Guimarães, 2004] con México y Turquía, el caso de República Checa por parte de [Geršl and Holub, 2006] y [Disyatat and Galati, 2005] y [Pontines et al., 2021]. En el caso de estos últimos, llevaron a cabo un estudio en Mongolia utilizando el método de estimación en dos etapas con datos diarios considerando a la intervención como un “tratamiento”. Esta elección se realizó con el propósito de abordar y eliminar los problemas de identificación que caracterizan a esta área de estudio. En la primera etapa de su estudio, los autores realizan una estimación de función de reacción de la intervención, la cual busca encontrar variables exógenas al monto de intervención. En la segunda etapa,

estiman la ecuación de resultado. Los principales resultados son que la intervención si es efectiva y esta es persistente, puede durar entre una a cuatro semanas, los tamaños de las intervenciones no parecen ser tan convincentes como la intervenciones pequeñas y frecuentes y tanto compras como ventas cambian el tipo de cambio nominal.

[Tokman and Tapia, 2004] y [Cowan et al., 2007] estudian el caso de Chile. Los primeros realizan estimaciones en 2 etapas con variables instrumentales para eliminar el problema de endogeneidad sumado a MCO con datos intradiarios en el año 2001 para usar intervenciones retrasadas y eliminar el problema de endogeneidad y, al mismo tiempo, tener una distorsión muy pequeña. Esto basado en el estudio de [Richard and William, 1997] y [Lewis, 1993] que usan intervenciones retrasadas, pero asume que el tipo de cambio responde únicamente a información pasada, ignorando el efecto contemporáneo. Los resultados indican que el efecto de las intervenciones individuales (spot y BCD) son extremadamente pequeños y, en la mayoría de los casos, no significativo estadísticamente. Además, el impacto de las acciones del Banco central en el TCN es canalizado por el anuncio que realiza la institución.

[Cowan et al., 2007] estima con un modelo de corrección de errores con datos diarios, el cual trata de estimar el equilibrio de largo plazo del TCN en base a las variables fundamentales, donde éstas deben estar cointegradas. Luego, el residuo de esta estimación se incorpora en la dinámica de corto plazo, donde las variables son las del largo plazo, pero en sus primeras diferencias. Luego agrega en el corto plazo el anuncio de la intervención con dummies y las variables de spot y BCD. Los resultados arrojan apreciación de 1,7% al día siguiente del anuncio, las demás variables arrojan efectos pequeños y no significativos.

El presente estudio se centra en el análisis de un país específico: el caso de Chile, desde el inicio del período de flotación del TCN en el año 1999 hasta octubre del año 2022. La amplia muestra abarca siete intervenciones cambiarias, compuestas por dos compras y cinco ventas. Se basa en el estudio de [Cowan et al., 2007], pero debido a los resultados de este y los de [Tokman and Tapia, 2004] se enfoca sólo en los anuncios de intervención por parte del Banco Central y el Ministerio de Hacienda. De esta manera, se elimina directamente el problema de que el Banco Central puede intervenir con un objetivo distinto al de variar el TCN. En cuanto al problema de endogeneidad, éste se elimina con los datos de alta frecuencia porque se logra separar los cambios del TCN sólo por el anuncio. [Daude et al., 2016] menciona que una forma de resolver este problema es con los datos de alta frecuencia.

En concreto, este estudio explora si los efectos de los anuncios de intervención son mayores cuando el monto y el desvío del TCN sobre sus variables fundamentales es mayor. Además, la duración de los efectos y si estos son simétricos.

3. Metodología y Datos

Esta sección presenta los modelos de manera estructurada, siguiendo una lógica paso a paso para facilitar la comprensión. Al mismo tiempo, se detallan los datos a medida

que se introducen en cada subsección. En el punto 3.1, se expone el modelo de largo plazo con las variables fundamentales. También se exhibe los ejercicios de robustez de este contexto, mientras que en el punto 3.2 se presenta el modelo de corto plazo con la inclusión de nuevas variables que afectan sólo esta dinámica. La incorporación de los anuncios de intervención cambiaria se aborda en la subsección 3.3, culminando la metodología con los puntos 3.4 y 3.5. En estos últimos, se añade el anuncio escalado por el monto de intervención y el desvío del tipo de cambio nominal con respecto a sus variables fundamentales, respectivamente. Además, se incluyen ejercicios de robustez para obtener el modelo final.

Como se mencionó anteriormente, se sigue la metodología propuesta por [Cowan et al., 2007]. Inicialmente, se lleva a cabo la estimación de un modelo de corrección de errores para determinar el equilibrio de largo plazo del tipo de cambio nominal peso-dólar en relación con sus variables fundamentales. Posteriormente, se procede a estimar el modelo de corto plazo, en el cual las variables fundamentales se expresan en sus primeras diferencias y se incorporan cinco rezagos para cada una de ellas.

En el ámbito de corto plazo, siguiendo las recomendaciones del informe de [Phillips et al., 2013], se tienen en cuenta variables que no son estrictamente fundamentales, pero que pueden ayudar a explicar las variaciones del tipo de cambio nominal en el corto plazo. Además, se incorporan las señales de compra y venta de reservas mediante el uso de variables ficticias (dummies) correspondientes al día en que se anuncien estas operaciones. También se consideran las interacciones necesarias para cumplir con los objetivos específicos de este estudio.

Es importante destacar que el análisis se lleva a cabo utilizando datos diarios desde el año 1999 hasta el año 2022, considerando semanas de 5 días (días hábiles) en el período de estudio. A continuación se presenta el modelo base propuesto por [Cowan et al., 2007].

$$TCN_t = \alpha_1 + \alpha_2 PCOPPER_t + \alpha_3 POIL_t + \alpha_4 EMBI_t + \alpha_5 IPE_t + \alpha_6 IPC_t + \epsilon_t \quad (1)$$

3.1. Modelo de Largo plazo

En esta sección se presenta el modelo de largo plazo, el cual se basa en que sólo un conjunto específico de variables tiene el potencial de influir en el TCN a largo plazo. En este modelo, al mismo tiempo, el comienzo del proceso de corrección de errores, asume que existe un equilibrio a largo plazo en el sistema. La presencia de este equilibrio se respalda a través de dos enfoques, uno informal y otro formal.

En primer lugar, el enfoque informal se verifica mediante la realización de pruebas de raíz unitaria en cada una de las variables relevantes. Es esencial que todas estas variables tengan el mismo orden de integración. En este caso, algunas de las variables se expresan en logaritmos naturales, mientras que otras no, pero todas muestran estacionariedad en sus primeras diferencias, lo que implica que son variables cointegradas de orden 1

(consulte el Anexo A y B para más detalles). Además, se requiere que el residuo de la ecuación de largo plazo sea una serie estacionaria (consulte el Anexo C y D).

En segundo lugar, el enfoque formal implica la realización del test de cointegración de Johansen (consulte el Anexo E). Este test proporciona evidencia estadística sólida de la existencia de relaciones de cointegración entre las variables.

Debido a la presencia de cointegración respaldada por ambos enfoques, podemos afirmar que existe un equilibrio a largo plazo en el siguiente modelo:

$$TCN_t = \alpha_1 + X_t\alpha + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde X_t es el vector que contiene todas las variables fundamentales, las cuales son las siguientes:

- $PCOPPER_t$: El logaritmo de la serie del precio del cobre, extraído de Bloomberg, pero en centavos de dólar por Libra.
- $POIL_t$: El logaritmo del precio del petróleo WTI, obtenido de investing.com. En dólares por barril.
- $EMBI_t$: El EMBI spread de Chile, extraído de la base de datos del Banco Central de Chile. Este indicador representa la diferencia entre los bonos de gobierno de Chile y Estados Unidos y captura la incertidumbre del país.
- IPE_t : El índice de precios externos, obtenido de la base de datos del Banco Central de Chile. Este indicador refleja la inflación en los países con los cuales Chile tiene una mayor interacción comercial.
- IPC_t : El índice de precios al consumidor, extraído de la base de datos del Banco Central de Chile. Este indicador representa la inflación doméstica.

Es importante señalar que las variables IPE_t e IPC_t originalmente se encuentran en frecuencia mensual. Para convertirlas a series diarias, se aplicó una transformación utilizando la función Chown-Lin en Eviews. Además, para abordar la falta de datos debido a días feriados, se realizó una interpolación mediante spline cúbico, como se ilustra en el Anexo F y G. La variable TCN_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal peso dólar, obtenido de la base de datos del Banco Central de Chile.

Este enfoque permite trabajar con datos diarios a pesar de las limitaciones causadas por los días no laborables.

En este modelo, además de las variables mencionadas previamente, se han incorporado dos nuevas variables en el vector X_t para considerar en el equilibrio de largo plazo:

- $INCER_t$: El índice de incertidumbre política, obtenido de la base de datos del Banco Central, ha sido incluido. A pesar de que el EMBI Spread ya controla la incertidumbre, se ha observado un aumento significativo en la incertidumbre política después del estallido social ocurrido en Chile en octubre de 2019. Esta variable captura este aumento de relevancia en las fluctuaciones del tipo de cambio nominal peso-dólar.
- $DolarXY_t$: Se ha incorporado el índice Dólar XY, el cual mide la fuerza del dólar en relación con diversas monedas internacionales. Esta adición es importante porque, a pesar de que el peso chileno se depreció significativamente en el año 2022, el dólar se estaba apreciando frente a otras monedas, lo que no se reflejaba completamente en el tipo de cambio real. Esta variable, expresada en logaritmo, se obtiene de Bloomberg.

Ambas variables no se encuentran en logaritmo. Estas adiciones permiten enriquecer el modelo y capturar aspectos específicos que pueden influir en el tipo de cambio nominal a largo plazo, considerando tanto la incertidumbre política local como la dinámica del dólar en el contexto internacional.

Para garantizar la robustez de la variable de incertidumbre incorporada en este contexto, se realiza una comparación entre dos variables: índice de incertidumbre política y una variable ficticia (dummy) de incertidumbre. La variable ficticia se genera a partir del índice de incertidumbre económica disponible en la base de datos del Banco Central desarrollado por [Becerra and Sagner, 2020]

Este índice se basa en el análisis de la frecuencia de ciertas palabras clave en Twitter, tales como “política fiscal”, “impuestos”, “Banco Central”, “pensiones”, “estallido social”, entre otras. La muestra de este índice se inicia en 2012, utilizando datos de 15 fuentes de medios de comunicación diferentes, que incluyen nombres como Emol, El Diario Financiero, El Mercurio, El Mostrador, Pulso, Estrategia.cl, La Tercera, entre otros. Cuanto mayor es la frecuencia de estas palabras clave, mayor es la incertidumbre percibida ¹.

Un desafío de este índice radica en que su muestra es más limitada en comparación con la del estudio que se presenta en este artículo. Por este motivo, hemos creado una variable ficticia que asigna un valor de 1 a los días con los picos más destacados que muestra el índice desarrollado por Becerra, en el período de los años 2012 al 2022, los cuales se pueden observar en la figura 4. Para el período de los años 1999 a 2011, seguimos una lógica similar, utilizando las palabras claves mencionadas en el artículo y observando en qué días presentan una repetición significativa de estas palabras, para asignar un valor de 1.

Aunque los resultados obtenidos no presentan diferencias sustanciales, el índice de incertidumbre política resulta ser más apropiado en términos formales, ya que se basa

¹Para más detalles ver [Becerra and Sagner, 2020]

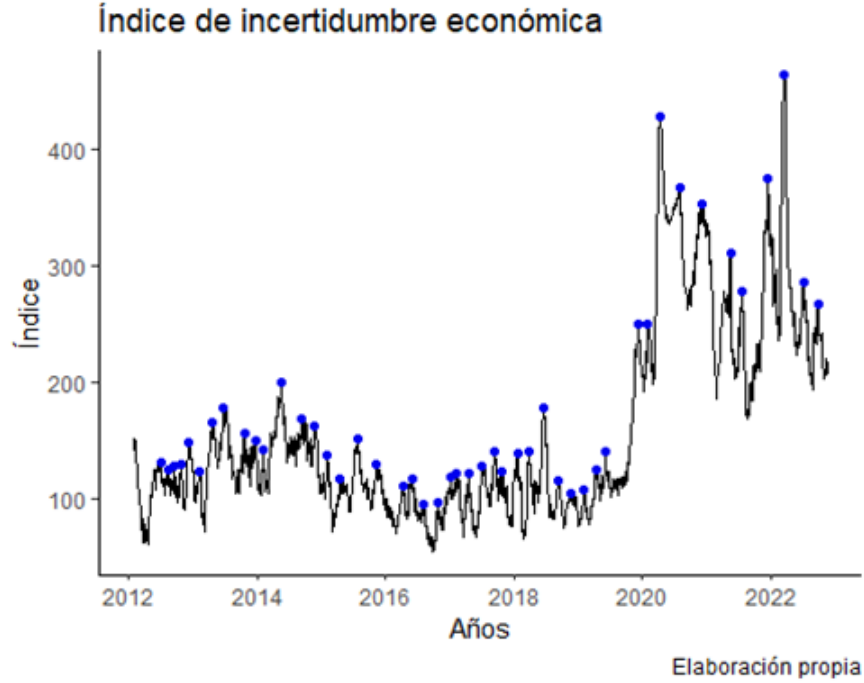


Figura 4: Índice de incertidumbre económica de Juan Sebastian Becerra y los peaks.

en la muestra completa utilizada en este artículo. Además, posee un AIC menor que la dummie cuando se incluyen cada una por separado en el modelo.

3.2. Modelo de corto plazo

Una vez estimado el tipo de cambio nominal (TCN) de equilibrio a largo plazo, se procede a correr el modelo de corto plazo, el cual controla las fluctuaciones temporales de la moneda. Este modelo se formula en sus primeras diferencias y puede incluir variables adicionales según sea necesario. Es fundamental incorporar el término de corrección de error para capturar las dinámicas de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. El modelo de corto plazo resultante es el siguiente:

$$\Delta TCN_t = \beta_1 + \beta_2 EC_{t-1} + \beta_3 \Delta X_{t-z} + \beta_4 VIX_t + (i_t - i_t^*) + \zeta_t \quad (3)$$

Donde:

- ΔTCN_t representa la primera diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal.
- ΔX_{t-k} son todas las variables de la ecuación (2) expresadas en sus primeras diferencias y con hasta 5 rezagos.
- EC_{t-1} corresponde al término de corrección de error, que es el residuo de la ecuación (2) rezagado en un período. Se espera que este término sea negativo y menor a 1 en valor absoluto para que el modelo de corto plazo converja hacia el equilibrio de largo plazo.

- VIX_t es el índice VIX, que mide la incertidumbre global, reflejando el miedo y pesimismo que hay en el mercado. Cuando este es alto, se espera que los agentes se refugien en EEUU, por lo tanto se deprecie el TCN. Este dato se obtiene del Banco Central.
- $(i_t - i_t^*)$ representa el diferencial de tasas de interés entre Chile (i_t) y Estados Unidos (i_t^*), lo que permite controlar los cambios en el tipo de cambio nominal en función de las tasas y evaluar los efectos de las intervenciones esterilizadas.
- ζ_t representa el término de error del modelo.

Este modelo proporciona una herramienta analítica para comprender y controlar las variaciones a corto plazo del tipo de cambio nominal, considerando una variedad de factores que pueden influir en su comportamiento, incluyendo la corrección hacia el equilibrio de largo plazo, la incertidumbre global y las tasas de interés relativas.

3.3. Modelo con anuncio

En el enfoque centrado únicamente en los anuncios de intervención, es necesario incorporar variables dummy que indiquen los días en que el Banco Central realiza anuncios de compra y venta de reservas, dado que estos anuncios suelen tener efectos en el tipo de cambio nominal (TCN) en los días posteriores. El modelo resultante se formula de la siguiente manera:

$$\Delta TCN_t = \underbrace{\gamma_1 + \gamma_2 EC_{t-1} + \gamma_3 \Delta X_{t-z} + \gamma_4 \Delta VIX_t + \gamma_5 \Delta(i_t - i_t^*)}_{w_t} + \gamma_6 Comprat_{t-z} + \gamma_7 Ventat_{t-z} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde:

- $Comprat_{t-z}$ es una variable dummy que toma el valor 1 en el día del anuncio de compra de reservas y 0 en los otros días, con z indicando los días posteriores al anuncio.
- $Ventat_{t-z}$ es una variable dummy que toma el valor 1 en el día del anuncio de venta de reservas y 0 en los otros días, con z indicando los días posteriores al anuncio.

Este modelo permite analizar los efectos de los anuncios de intervención del Banco Central en el TCN, controlando otros factores relevantes como la incertidumbre global, las tasas de interés relativas y las dinámicas de las demás variables. La inclusión de variables dummy para los anuncios de compra y venta de reservas permite evaluar su impacto en el tipo de cambio nominal en los días posteriores a dichos anuncios.

3.4. Modelo con anuncio escalado por ratio

En el contexto del artículo, se ha observado que a lo largo de los años, los montos de intervención han experimentado un aumento significativo. Sin embargo, también se ha destacado que el Producto Interno Bruto (PIB) de Chile ha experimentado un crecimiento durante este período. Para tener en cuenta esta dinámica, se ha escalado la variable dummy de compra y venta de reservas por el monto de intervención como porcentaje del PIB anual móvil del trimestre anterior al anuncio. El modelo se reformula de la siguiente manera:

$$\Delta TCN_t = W_t + \underbrace{\gamma_6 \text{Compra}_{t-z} * \left(\frac{\text{Monto}}{\text{PIB}}\right)_t + \gamma_7 \text{Venta}_{t-z} * \left(\frac{\text{Monto}}{\text{PIB}}\right)_t}_{Z_t} + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde:

- W_t hace alusión a las variables de la ecuación (4) para simplificar la visualización de la ecuación.

Esta formulación permite considerar el tamaño de las intervenciones en relación con el tamaño de la economía, lo que puede ser relevante para evaluar su impacto en el tipo de cambio nominal.

En este contexto de corto plazo, también se hace un ejercicio de robustez para garantizar la solidez en los resultados. Primero, se enfrentó inicialmente la decisión de incluir únicamente el anuncio o el anuncio escalado por el ratio, ya que se observaba una colinealidad entre ambos factores, lo cual sugería que no debían coexistir en el mismo modelo. A pesar de que los modelos en este artículo difieren en sus especificaciones, mantienen la misma cantidad de observaciones. Por esta razón, se optó por utilizar el criterio de información de Akaike (AIC) como la métrica adecuada para determinar cuál de las dos opciones era la más apropiada. Los resultados arrojaron que la inclusión del anuncio escalado ofrecía un mejor ajuste a los efectos de la intervención, ya que resultaba en un valor de AIC más bajo en comparación con el modelo que solo contenía el anuncio. Es por esto que se considera únicamente el anuncio escalado por el ratio y no solo la dummie del anuncio. Luego, se realizó 3 regresiones distintas incluyendo los siguientes ratios de forma separada:

1.
$$\frac{\text{Monto de intervención (Millones de dólares)}}{\text{PIB anual del trimestre anterior al día del anuncio}}$$
2.
$$\frac{\text{Monto de intervención (Millones de dólares)}}{\text{Total de exportaciones anual del trimestre anterior al día del anuncio}}$$
3.
$$\frac{\text{Monto de intervención (Millones de dólares)}}{\text{Transacciones interbancarias anuales desde día previo al anuncio}}$$

Con respecto al tercer ratio, es importante señalar que se pierden cuatro datos debido a que los registros de datos comienzan unos días antes de la intervención ocurrida en el año 2001. Por esta razón, no se puede comparar el AIC con los otros 2 modelos.

Entre los dos primeros, se aplicó el mismo criterio utilizado para evaluar los índices de incertidumbre en el modelo de largo plazo, y se concluyó que el primero de los ratios es el que mejor se ajusta a los efectos observados, debido a un AIC mejor y, al mismo tiempo, efectos estadísticamente más significativos.

3.5. Modelo incluyendo interacción con residuos

Para abordar uno de los objetivos centrales de este artículo, que consiste en examinar si el efecto de los anuncios es más pronunciado cuando el residuo de largo plazo es mayor, se ha escalado la nueva variable del anuncio por el residuo de largo plazo de los días previos al anuncio de intervención. El residuo se define como la diferencia entre el tipo de cambio nominal y su equilibrio de largo plazo. El modelo se reformula de la siguiente manera:

$$\Delta TCN_t = Z_t + \delta_8 \text{Compra}_{t-z} * \left(\frac{\text{Monto}}{\text{PIB}}\right)_t * \text{Residuos}_{t-z} + \delta_9 \text{Venta}_{t-z} * \left(\frac{\text{Monto}}{\text{PIB}}\right)_t * \text{Residuos}_{t-z} + \xi_t \quad (6)$$

Donde:

- Z_t hace alusión a las variables de la ecuación (5) para simplificar la visualización de la ecuación.

Se espera que el efecto de los anuncios sea más pronunciado cuando el residuo de largo plazo haya experimentado un aumento en los días previos al anuncio, lo que se refleja en una mayor interacción entre las variables de anuncio y residuo.

Como último ejercicio de robustez, se incorporó en el modelo una interacción entre los residuos y la variable escalada $\frac{\text{Monto}}{\text{PIB}}$. Esta interacción se combinó con el residuo correspondiente a los días previos al anuncio de intervención, con el propósito de obtener una medida específica de la desviación del tipo de cambio antes de dicho anuncio. Por ejemplo, en julio del año 2022, el día de mercado previo al anuncio de intervención por parte del Banco Central, el tipo de cambio nominal se encontraba desviado en un 22% de sus variables fundamentales según el modelo de largo plazo (Ver Figura 5). Además, según el criterio de Akaike, se determinó que la interacción con los residuos de los días previos captura de manera más efectiva el efecto en comparación con la interacción con el promedio de los últimos 10 días hábiles.

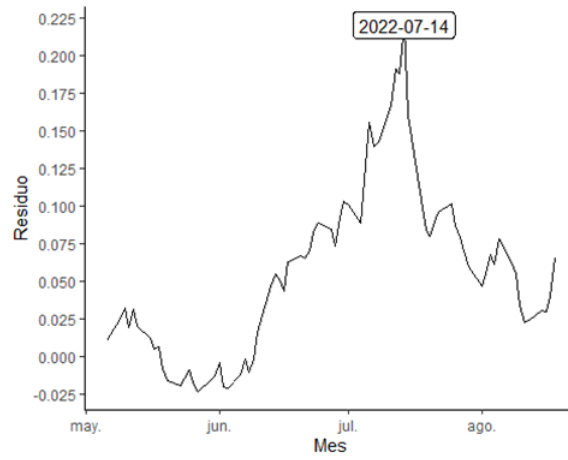


Figura 5: Desvío TCN de sus fundamentales 14-07-2022

4. Resultados

En esta sección, se exponen los resultados obtenidos de cada una de las secciones mencionadas anteriormente. Además, se lleva a cabo un análisis detallado de dichos resultados, destacando el impacto del anuncio de intervención del Banco Central del mes de julio del año 2022 y cómo este se refleja en el modelo.

4.1. Modelo de largo plazo

La Tabla 1 exhibe los coeficientes del modelo de largo plazo, que incorpora las variables fundamentales. Este constituye el primer paso, donde la coherencia en los signos de todos los coeficientes es fundamental. Se puede ver que todos los coeficientes son significativos al 1%. Un aumento del 100% del precio del cobre, aprecia el tipo de cambio en un 6.5%. Los coeficientes de IPC e IPE son cercanos a 1, el TCN se deprecia y aprecia respectivamente y son significativos. Un aumento del 100% del petróleo WTI, deprecia el tipo de cambio en un 11.6%. Un aumento de 100 puntos base en el EMBI Spread deprecia el tipo de cambio en un 2.3%. Por último, un aumento de la incertidumbre política en Chile y del Dolar XY generan una depreciación del tipo de cambio nominal peso dólar.

Tabla 1

Periodo: 1999-2022	
Eq Name:	Modelo Largo plazo
Dep. Var:	Ln(TCN)
C	9.392 (0.159)***
Ln(PCOPPER)	-0.065 (0.011)***
Ln(POIL)	0.116 (0.013)***
EMBI	0.230 (0.047)***
Incertidumbre política	0.0003 (0.000)***
Dolar XY	0.005 (0.000)***
Ln(IPC)	1.560 (0.037)***
Ln(IPE)	-1.7672 (0.058)***
Observations:	6090
R-squared:	0.917

Nota: *, **, *** denota significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.

La Tabla 2 presenta los resultados del ejercicio de robustez previamente mencionado, destacando la diferencia entre el modelo de largo plazo utilizando el índice de incertidumbre política y la variable dummy de incertidumbre.

Tabla 2

Incer política v/s dummie incer		
Regresión	[1]	[2]
Ln(Pcopper)	-0.0656 (0.0111)***	-0.0572 (0.118)***
Ln(Poil)	0.1167 (0.0135)***	0.1254 (0.0146)***
Embi	0.2301 (0.0479)***	0.3147 (0.0440)***
Incer	0.0003 (0.0003)***	0.0155 (0.1862)
Dolar XY	0.0058 (0.0004)***	0.0054 (0.0004)***
Ln(ipe)	1.5602 (0.0375)***	1.6835 (0.0357)***
Ln(ipe)	-1.7672 (0.0587)***	-1.8899 (0.0577)***
AIC	-3.255	-3.125
N° observaciones	6090	6090

-Resultados de modelo de largo plazo incluyendo el índice de incertidumbre política [1] y la dummie de incertidumbre [2].

Se observa que, aunque las disparidades no son significativas, el criterio de información de Akaike (AIC) es menor en el caso del primero, respaldando así su mayor formalidad.

4.2. Modelo de corto plazo

En la Tabla 3, se presentan los resultados del modelo de corto plazo, donde únicamente se incluyen los coeficientes significativos. Los signos se mantienen consistentes: un aumento en el precio del cobre aprecia el tipo de cambio; un aumento en el EMBI lo deprecia; un incremento en el Dolar XY deprecia el TCN; y un aumento en los precios externos aprecia el TCN. La variable recién introducida, el índice VIX, refleja la percepción de pesimismo y miedo en el mercado a corto plazo. Traduciéndolo al modelo, cuando el VIX aumenta, el tipo de cambio nominal peso-dólar se deprecia.

Tabla 3

Periodo: 1999-2022	
Eq Name:	Modelo de corto plazo
Dep. Var:	$\Delta \ln(TCN)$
$\Delta \ln(Pcopper)_{t-1}$	-0.024 (0.006)***
$\Delta EMBI_t$	0.178 (0.028)***
$\Delta DolarXY_t$	0.002 (0.000)***
$\Delta DolarXY_{t-1}$	0.001 (0.000)***
$\Delta \ln(Ipe)_{t-2}$	-1.680 (1.009)*
$\Delta \ln(Ipe)_{t-5}$	-1.247 (0.608)**
$\Delta \ln(VIX)_{t-1}$	0.008 (0.001)***
EC_{t-1}	-0.010 (0.002)***
Observations:	5376
R-squared:	0.215

Nota: *, **, *** denota significancia al 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

La importancia clave de esta tabla radica en el hecho de que el coeficiente de corrección de error es negativo y tiene un valor absoluto menor a 1. Esto indica que los cambios a corto plazo tienden a converger hacia las condiciones de largo plazo. En otras palabras, el desvío del tipo de cambio nominal en el largo plazo tiende a disiparse en un 1 % en el período siguiente, es decir, el día siguiente.

4.3. Modelo con anuncio

Los resultados presentados en la Tabla 4 representan uno de los principales objetivos de este artículo: examinar todas las intervenciones cambiarias realizadas en Chile después de la implementación de la política de tipo de cambio flotante.

En primer lugar, se puede observar que el efecto esperado de una intervención, que implica una apreciación de la moneda al vender divisas y una depreciación al comprarlas, se materializa el día siguiente al anuncio por parte del Banco Central o el Ministerio de Hacienda.

Tabla 4

Eq Name:	Anuncio intervención
Dep. Var:	$\Delta \ln(TCN)$
EC_{t-1}	-0.009 (0.001)***
$Compra_{t-1}$	0.037 (0.003)***
$Compra_{t-2}$	0.006 (0.003)
$Compra_{t-3}$	0.003 (0.003)
$Compra_{t-4}$	0.006 (0.003)*
$Venta_{t-1}$	-0.026 (0.002)***
$Venta_{t-2}$	-0.012 (0.02)***
$Venta_{t-3}$	-0.001 (0.002)
$Venta_{t-4}$	-0.001 (0.002)
Observations:	5376
R-squared:	0.250

Nota: *, **, *** denota significancia al 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

Para profundizar, una intervención con el propósito de depreciar la moneda efectivamente logra depreciarla en un 3.7 % al día siguiente de su anuncio. En el caso de una venta de reservas, el tipo de cambio nominal peso-dólar se aprecia en un 2.6 %. Sin embargo, es importante destacar que, a pesar de que este modelo reporta efectos esperados, no logra reflejar completamente la realidad. Un ejemplo relevante es la intervención del Banco Central en el año 2022, donde en el día del anuncio, el tipo de cambio cerró en un valor de 1042.97 pesos, pero al día siguiente, se apreció hasta 988.22 pesos, lo que representa una apreciación del 5.25 %, es decir, una apreciación de 54.75 pesos. En contraste, según este modelo, el tipo de cambio se aprecia en solo 27.11 pesos. Esto sugiere la necesidad de una explicación más precisa de estos efectos, la cual se abordará en los modelos subsiguientes.

4.4. Modelo con anuncio escalado por ratio

En la Tabla 5, se presentan los resultados que incluyen un segundo objetivo de este estudio: escalando los anuncios para poder comparar las intervenciones en función de sus montos. Es importante destacar que los montos de intervención, durante el período de tipo de cambio flotante, han experimentado un aumento considerable. Pasaron de 4,000 millones de dólares a 8,000 millones, luego a 12,000 millones, y finalmente alcanzaron los 25,000 millones de dólares.

Tabla 5

Eq Name: Dep. Var:	Anuncio escalado $\Delta Ln(TCN)$
$Compra_{t-1} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-1}$	0.772 (0.079)***
$Compra_{t-2} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-2}$	0.138 (0.079)*
$Compra_{t-3} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-3}$	0.051 (0.079)
$Compra_{t-4} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-4}$	0.129 (0.079)
$Venta_{t-1} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-1}$	-0.424 (0.042)***
$Venta_{t-2} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-2}$	-0.232 (0.042)***
$Venta_{t-3} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-3}$	-0.071 (0.042)*
$Venta_{t-4} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-4}$	-0.058 (0.042)
Observations:	5376
R-squared:	0.254

Nota: *,**,*** denota significancia al 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

Estos resultados continúan mostrando efectos evidentes en el día posterior al anuncio. Por ejemplo, un anuncio de compra de reservas equivalente al 1 % del PIB móvil trimestral del trimestre anterior resulta en una depreciación del tipo de cambio de aproximadamente 0.772 %. En promedio, las intervenciones se realizan con un monto equivalente al 5.9 % del PIB, lo que significa que, en promedio, la compra de reservas deprecia el tipo de cambio nominal en un 4.55 % aproximadamente. Por otro lado, una venta de reservas del 1 % del PIB móvil del trimestre anterior aprecia la moneda en un 0.424 % el día posterior al anuncio.

Siguiendo con el ejemplo de la última intervención del Banco Central de Chile, esta se realizó con un monto del 7.91 % del PIB. Según los resultados de la Tabla 5, el efecto de esta intervención se tradujo en una apreciación del 3.35 %, es decir, una apreciación

de 34.93 pesos. Aunque aún no coincide completamente con el caso real, se acerca, y se observa que el efecto del anuncio de intervención cambiaria es más pronunciado cuando el porcentaje del PIB intervenido es mayor. Además, esta explicación más detallada del efecto respalda la elección de este modelo en comparación con el modelo que solo considera el anuncio, como se mencionó en la sección sobre la robustez del estudio.

En la tabla 6 se observan los resultados de los ejercicios de robustez a la hora de escalar el anuncio con el porcentaje del monto de intervención respecto al PIB, transacciones interbancarias y exportaciones.

Tabla 6

Resultados CP con PIB/Exportaciones/Transacciones			
Regresión	[1]	[2]	[3]
$Compra_{t-1} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-1}$	0.773 (0.080)***	0.076 (0.007)***	0.390 (0.041)***
$Compra *_{t-2} (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-2}$	0.139 (0.080)*	0.014 (0.007)*	0.089 (0.041)**
$Compra *_{t-3} (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-3}$	0.049 (0.080)	0.004 (0.007)	0.012 (0.041)
$Compra_{t-4} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-4}$	0.128 (0.080)*	0.012 (0.007)	0.050 (0.041)
$Venta_{t-1} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-1}$	-0.426 (0.042)***	-0.032 (0.003)***	-0.099 (0.009)***
$Venta_{t-2} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-2}$	-0.233 (0.042)***	-0.020 (0.003)***	-0.076 (0.009)***
$Venta_{t-3} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-3}$	-0.072 (0.042)*	-0.005 (0.003)	-0.014 (0.009)
$Venta_{t-4} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-4}$	-0.058 (0.042)	-0.005 (0.003)	-0.013 (0.009)
AIC	-7.5178	-7.5172	-7.5238
N° observaciones	5376	5376	5372

Nota: Resultados con PIB [1], resultados con exportaciones [2], resultados con transacciones interbancarias [3]. Donde *, **, *** es 10 %, 5 % y 1 % de significancia respectivamente.

Se confirma que, bajo el criterio AIC. el modelo que mejor explica los efectos observados es el que utiliza el monto como porcentaje del PIB. La especificación número [3] tiene menos datos por lo que no se puede comparar.

4.5. Modelo incluyendo interacción con residuos

La Tabla 7 muestra los resultados del día posterior, comparando los modelos de la Tabla 5 [1] y el último modelo de este estudio [2]. El objetivo de presentar ambas regresiones es analizar cómo se ajusta el coeficiente del anuncio escalado cuando se interactúa con el residuo. Observamos que, en el caso de la venta de reservas, el efecto del anuncio escalado disminuye, otorgando más peso al anuncio escalado interactuado con el residuo. También se nota que, en el caso de las compras de reservas, los coeficientes se ajustan al alza, y al escalarlos por el residuo, los coeficientes no son significativos. Esto implica que el efecto del anuncio a la hora de comprar reservas, se canaliza casi por completo por el monto de la intervención cambiaria, no así el caso de las ventas. Este último tiene un complemento entre el monto y cuan desviado está el tipo de cambio de sus variables fundamentales.

Tabla 7

Eq Name: Dep. Var: Regresión	Anuncio con promedio residuos LP $\Delta Ln(TCN)$	
	[1]	[2]
$Compra_{t-1} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-1}$	0.772 (0.079)***	0.824 (0.128)***
$Venta_{t-1} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-1}$	-0.424 (0.042)***	-0.168 (0.083)**
$Compra_{t-1} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-1} * EC_{t-1}$		1.098 (2.152)
$Compra_{t-2} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-2} * EC_{t-2}$		3.429 (2.152)*
$Compra_{t-3} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-3} * EC_{t-3}$		-2.188 (2.151)
$Compra_{t-4} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-4} * EC_{t-4}$		-2.268 (2.151)
$Venta_{t-1} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-1} * EC_{t-1}$		-2.029 (0.559)***
$Venta_{t-2} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-2} * EC_{t-2}$		-3.021 (0.558)***
$Venta_{t-3} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-3} * EC_{t-3}$		-0.500 (0.558)
$Venta_{t-4} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-4} * EC_{t-4}$		-0.767 (0.558)

-Nota: *, **, *** denota significancia al 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

-Fuente: Elaboración propia.

Este análisis aborda uno de los objetivos más importantes de este estudio: a medida que el desvío del equilibrio de largo plazo aumenta, el efecto de la intervención es más pronunciado. Los efectos también se observan el día después del anuncio. Por ejemplo, en el caso de una compra de reservas equivalente al 1 % del PIB trimestral móvil del trimestre anterior, cuando el tipo de cambio nominal se desvía en un 1 % de su equilibrio, se deprecia un 0.83 % al día siguiente del anuncio. En una intervención con el propósito de apreciar el tipo de cambio en las mismas condiciones de la compra mencionada

anteriormente, se aprecia un 0.18 %. En base a esto, se observa que la compra tiene mayor efecto y que este es canalizado mayormente y significativamente a través del monto de intervención.

Siguiendo con el ejemplo de la intervención cambiaria del Banco Central de Chile en el mes de julio del año 2022, en ese momento, según el modelo, el tipo de cambio nominal tenía un desvío del 22.06 %. Entonces, con un porcentaje del monto de intervención del 7.9 % y este desvío, el efecto del anuncio de la intervención cambiaria es una apreciación del 4.86 % de la moneda, es decir, 50.6 pesos de apreciación, lo que se asemeja bastante al efecto que tuvo el anuncio de la intervención cambiaria al día siguiente. Esto sugiere que a medida que aumenta el desvío del equilibrio de largo plazo y el monto de intervención con respecto al PIB, el efecto del anuncio en el tipo de cambio es más pronunciado, y que el modelo explica en gran medida lo que sucede con la moneda después de un anuncio de intervención cambiaria por parte del Banco Central o el Ministerio de Hacienda.

En la tabla 8 se presentan los resultados del último ejercicio de robustez. La comparación al interactuar con los residuos de los días previos y el promedio del residuos de los días previos.

Tabla 8

Incer política v/s Promedio incer política		
Regresión	[1]	[2]
AIC	-7.518	-7.517

-Akaike info criterio escalando con residuo de días previos [1] y con promedio residuo[2]. El mejor es el primero.

El criterio AIC indica que interactuar con los residuos de los días previos capturan de mejor manera los efectos de la intervención cambiaria.

4.6. Simetría de compra y venta

Es fundamental entender cómo reacciona el tipo de cambio nominal peso-dólar frente a las compras y ventas de reservas, pero también es crucial determinar si estos efectos son iguales bajo condiciones similares. La simetría de los efectos es un aspecto importante, ya que, si los efectos son simétricos, para lograr el mismo cambio porcentual en el tipo de cambio, se requerirá intervenir con el mismo monto en compras o ventas. En caso de que los efectos sean asimétricos, será necesario intervenir con diferentes montos, y será esencial investigar las razones subyacentes de esta asimetría.

Para evaluar si los efectos de compra y venta son simétricos o asimétricos, se lleva a cabo un test de Wald entre los niveles de compra y venta. Este test permite determinar si hay diferencias significativas entre los efectos de compra y venta de reservas en el tipo de cambio nominal:

$$H_0 : compra_{t-1} + venta_{t-1} = 0$$

$$H_1 : compra_{t-1} + venta_{t-1} \neq 0$$

Los resultados del test de Wald, tal como se presentan en la Tabla 9, sugieren que la hipótesis nula de que los efectos de compra y venta de reservas son simétricos ha sido rechazada. Esto implica que los efectos de estas dos formas de intervención en el tipo de cambio son asimétricos, es decir, no producen el mismo impacto porcentual en la moneda bajo condiciones similares.

Tabla 9

Test de Wold

	Value	P-Value
t-statistic	4.269	0.000

-Test de wold para ver simetría de los efectos.

-Fuente: Elaboración propia.

Esta información es valiosa, ya que sugiere que las políticas de compra y venta de reservas tienen impactos diferentes en la economía y el tipo de cambio. La comprensión de esta asimetría en los efectos es crucial para tomar decisiones informadas sobre cómo y cuándo intervenir en el mercado cambiario para alcanzar objetivos específicos, como mantener la estabilidad de la moneda.

En cuanto a la duración de los efectos, como menciona [Daude et al., 2016], no se puede obtener con claridad con un modelo de datos diarios. Y, si nos fijamos en los resultados de la tabla 4, tabla 5 y tabla 7, se muestra una disipación de los efectos y una pérdida de significancia con el tiempo. Además de las tablas, se realizó un análisis con los 100 días posteriores y ocurre lo mismo (ver anexo H). Entonces, se asume que los efectos son transitorios.

5. Conclusiones

Este artículo presenta un modelo de corrección de errores con datos de frecuencia diaria para poder estimar el efecto de los anuncios de intervención cambiaria del Banco Central de Chile (BCch) y el Ministerio de Hacienda (MH). El modelo funciona de una manera bastante correcta en el largo plazo en cuanto a los signos de las variables fundamentales y también en el periodo de corto plazo. Luego, al implementar las dummies de los anuncios, los coeficientes son correctos y éstos se van ajustando a medida que incorporamos la interacción con los residuos y el ratio $\frac{Monto}{PIB}$.

Los resultados arrojan que, a la hora de vender reservas, el efecto del anuncio es mayor cuanto más grande es el ratio $\frac{Monto}{PIB}$ y mayor es el desvío del tipo de cambio de su equilibrio de largo plazo (residuo) los días previos al anuncio. También existe un efecto en el anuncio de compra de reservas en cuanto a los niveles (Monto). No obstante, al interactuar con los residuos, no se observan efectos estadísticamente significativos. Lo que indica que el efecto de comprar reservas se canaliza por el monto que se interviene.

Los efectos de los anuncios son asimétricos entre compra y venta de reservas en los niveles y estos son transitorios. Debemos recordar que el tipo de cambio de largo plazo se moverá en relación a sus variables fundamentales. Mientras éstas no perciban cambios, el TCN de largo plazo se mantendrá constante. Es por esto que, si el BCch quiere intervenir el tipo de cambio, debe hacerlo a través de venta y compras de reservas y no modificando la trayectoria de la tasa de política monetaria.

Este estudio posee una limitante. Esta consiste en que la cantidad de compras que se han hecho desde que Chile tiene el tipo de cambio flotante son dos en comparación a las cinco de ventas de reservas y los efectos pueden tener un sesgo.

6. Anexos

Los anexos incluidos en esta sección desempeñan un papel crucial al facilitar la comprensión y justificación del estudio. En esta área, se presentan gráficos y tablas que contribuyen a elucidar las decisiones tomadas, respaldarlas y evidenciar el proceso que conduce a los resultados obtenidos en este estudio.

6.1. A

Augmented Dickey Fuller (Variables sin sus diferencias)		
Variables	Test statistic	Valor-p
Ln(Tcn)	-0.96154	0.7687
Ln(PCopper)	-1.89004	0.3373
Ln(POil)	-2.77770	0.0615
Embi	-3.40506	0.0109
Incer	-2,492863	0,1172
Dolar XY	-1,439008	0.5646
Ln(Ipc)	1.23696	0.9984
Ln(Ipe)	-1.69299	0.4348

Tabla 10: Test raíz unitarias para ver cointegración. En todas no se rechaza la hipótesis nula al 1%. Creación propia.

6.2. B

Augmented Dickey Fuller (Variables con sus diferencias)		
Variables	Test statistic	Valor-p
Dif Ln(Tcn)	-53.59190	0.0001
Dif Ln(PCopper)	-81.62998	0.0001
Dif Ln(POil)	-59.63415	0.0001
Dif Embi	-80.65331	0.0001
Dif Incer	-17,02757	0,0000
Dif Dolar XY	-78,25084	0.0001
Dif Ln(Ipc)	-8.70405	0.0000
Dif Ln(Ipe)	-8.47999	0.0000

Tabla 11: Test raíz unitarias para ver cointegración. En todas se rechaza la hipótesis nula al 1%, por lo que las variables están cointegradas en primer orden. Creación propia.

6.3. C

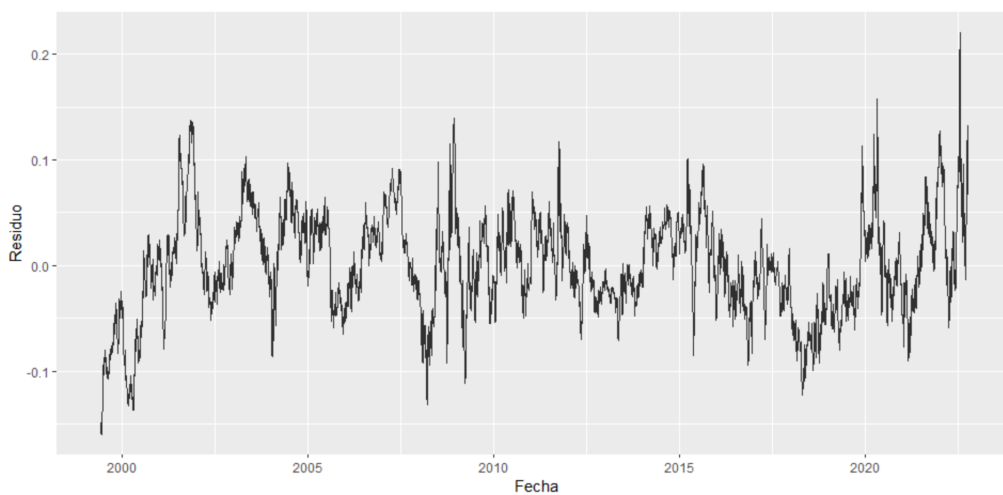


Figura 6: Gráfico residuo equilibrio de largo plazo del tipo de cambio nominal. Se puede identificar a primera vista una estacionariedad.

6.4. D

Augmented Dickey Fuller		
Variable	Test statistic	Valor-p
Residuo LP	-7.308174	0.0000

Tabla 12: Test de raíz unitaria para el residuo del equilibrio de largo plazo del tipo de cambio nominal. Se puede inducir estacionariedad, por lo tanto, cointegración.

6.5. E

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.016993	271.9641	159.5297	0.0000
At most 1 *	0.010064	167.6724	125.6154	0.0000
At most 2 *	0.006088	106.1229	95.75366	0.0080
At most 3	0.004379	68.96653	69.81889	0.0583
At most 4	0.003779	42.26326	47.85613	0.1515
At most 5	0.002236	19.22163	29.79707	0.4771
At most 6	0.000769	5.598905	15.49471	0.7423
At most 7	0.000151	0.918874	3.841466	0.3378

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Figura 7: Test de cointegración de Johansen. Indica que existe cointegración entre las variables fundamentales de largo plazo del modelo

6.6. F

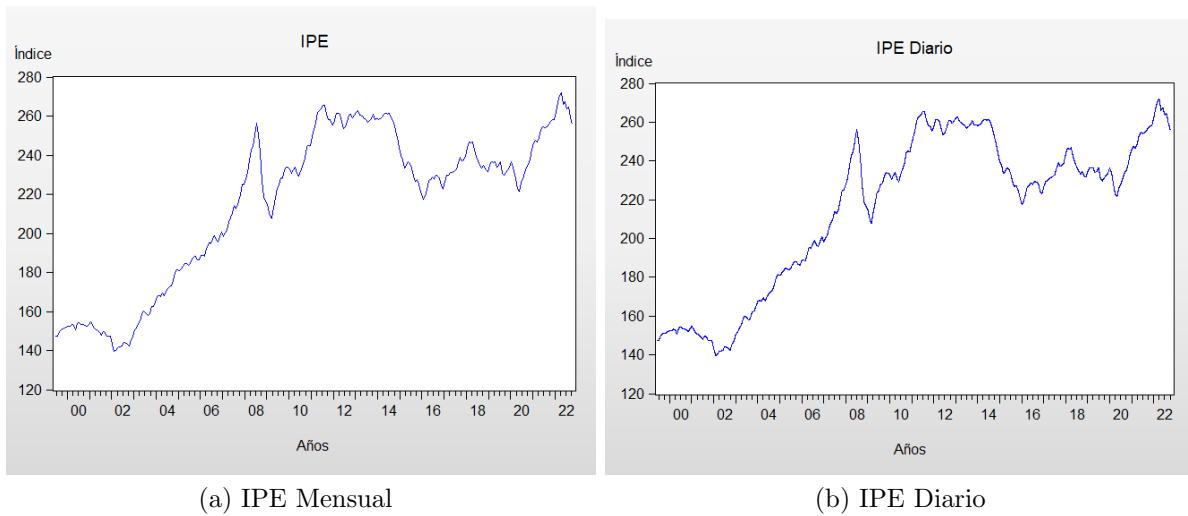


Figura 8: - Se puede observar similitud entre el IPE otorgado por el Banco y el IPE llevado a frecuencia diaria.

- Elaboración propia.

6.7. G

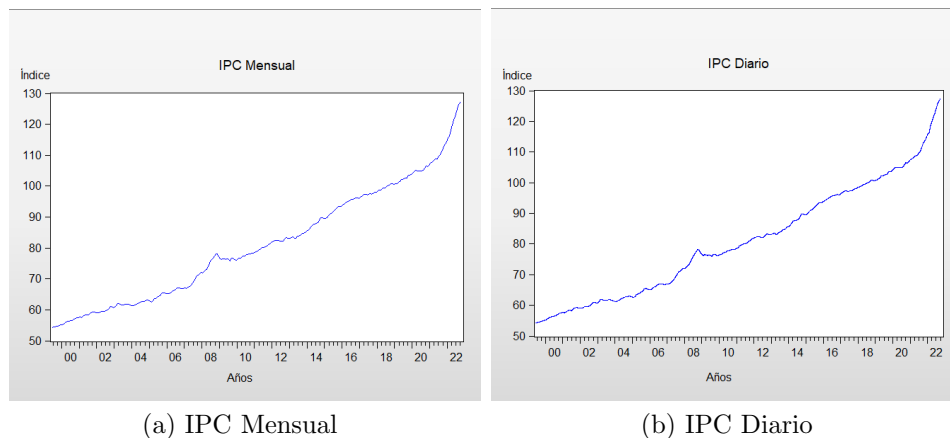


Figura 9: - Se puede observar similitud entre el índice IPC otorgado por el Banco central y el IPC llevado a frecuencia diaria.

- Elaboración propia.

6.8. H

$Compra_{t-100} * (\frac{Monto}{PIB})_{t-100}$	0.133 (0.132)
$Venta *_{t-100} (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-100}$	-0.010 (0.11)
$Compra_{t-100} * (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-100} * Residuo$	3.393 (2.216)
$Venta *_{t-100} (\frac{Monto}{P/E/T})_{t-100} * Residuo$	-1.526 (1.368)

Tabla 13: Resultados día 100 posterior al anuncio de intervención del modelo incluyendo interacción de residuos con PIB

Referencias

- [Adler et al., 2019] Adler, G., Lisack, N., and Mano, R. C. (2019). Unveiling the effects of foreign exchange intervention: A panel approach. *Emerging Markets Review*, 40:100620.
- [Adler et al., 2014] Adler, G., Tovar, C. E., et al. (2014). Foreign exchange interventions and their impact on exchange rate levels. *Monetaria*, 2(1):1–48.
- [Bank et al., 2019] Bank, S. A. R. et al. (2019). Reserves management and fx intervention. *BIS Papers chapters*, 104:249–255.
- [Becerra and Sagner, 2020] Becerra, J. S. and Sagner, A. (2020). Twitter-based economic policy uncertainty index for chile. *Revista de análisis económico*.
- [Contreras et al., 2013] Contreras, G., Pistelli Munizaga, A., Sáez, C., et al. (2013). Efecto de intervenciones cambiarias recientes en economías emergentes. *Economía chilena, vol. 16, no. 1*.
- [Cowan et al., 2007] Cowan, K., Rappoport, D., Selaive, J., et al. (2007). *High frequency dynamics of the exchange rate in Chile*. Central Bank of Chile Santiago.
- [Daude et al., 2016] Daude, C., Yeyati, E. L., and Nagengast, A. J. (2016). On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 64:239–261.
- [Disyatat and Galati, 2005] Disyatat, P. and Galati, G. (2005). The effectiveness of foreign exchange intervention in emerging market countries. *BIS papers*, 24.
- [Domaç and Mendoza, 2004] Domaç, I. and Mendoza, A. (2004). *Is there room for foreign exchange interventions under an inflation targeting framework?: Evidence from Mexico and Turkey*, volume 3288. World Bank Publications.
- [Domanski et al., 2016] Domanski, D., Kohlscheen, E., and Moreno, R. (2016). Foreign exchange market intervention in emes: what has changed? *BIS Quarterly Review September*.
- [Geršl and Holub, 2006] Geršl, A. and Holub, T. (2006). Foreign exchange interventions under inflation targeting: the czech experience. *Contemporary Economic Policy*, 24(4):475–491.
- [Guimarães, 2004] Guimarães, R. F. (2004). The empirics of foreign exchange intervention in emerging market countries: the cases of mexico and turkey.
- [Lewis, 1993] Lewis, K. K. (1993). Are foreign exchange intervention and monetary policy related and does it really matter?
- [Phillips et al., 2013] Phillips, M. S., Catão, M. L., Ricci, M. L. A., Bems, M. R., Das, M. M., Di Giovanni, M. J., Unsal, M. F., Castillo, M., Lee, J., Rodriguez, J., et al. (2013). *The external balance assessment (EBA) methodology*. International Monetary Fund.

- [Pontines et al., 2021] Pontines, V., Luvsannyam, D., Atarbaatar, E., and Munkhtsetseg, U. (2021). The effectiveness of currency intervention: Evidence from mongolia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 75:101439.
- [Richard and William, 1997] Richard, T. B. and William, P. O. (1997). Why do central banks intervene? *Journal of International Money and Finance*, 16(6):909–919.
- [Tokman and Tapia, 2004] Tokman, A. and Tapia, M. (2004). Effects of foreign exchange intervention under public information: the chilean case. *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*, (255):1–38.