



# **Efecto de la incertidumbre política y económica en el tipo de cambio nominal**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE  
MAGÍSTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO**

**Alumno: Felipe Fuentes Erices  
Profesor Guía: Jorge Bravo Tamayo**

**Santiago, Agosto 2023**

# Índice

<b>1. Principales hallazgos</b>	<b>2</b>
<b>2. Introducción</b>	<b>2</b>
<b>3. Incertidumbre de Política Económica local</b>	<b>3</b>
<b>4. Metodología: Modelo de Corrección de Errores</b>	<b>5</b>
4.1. Descripción . . . . .	6
4.2. ECM para el tipo de cambio nominal y EPUC . . . . .	6
4.3. Datos . . . . .	8
4.4. Resultados . . . . .	9
<b>5. Metodología: Modelo SVAR</b>	<b>12</b>
5.1. Descripción . . . . .	12
5.2. SVAR para el tipo de cambio nominal y EPUC . . . . .	14
5.3. Resultados . . . . .	15
5.3.1. Importancia de los shocks de incertidumbre local y global en la volatilidad del tipo de cambio nominal . . . . .	15
5.3.2. Intercambio de importancias: incertidumbre local y global en el tipo de cambio nominal . . . . .	17
<b>6. Extensión del período de análisis</b>	<b>19</b>
6.1. Resultados . . . . .	20
6.1.1. Importancia de los shocks de incertidumbre local y global en la volatilidad del tipo de cambio nominal . . . . .	20
6.1.2. Intercambio de importancias: incertidumbre local y global en el tipo de cambio nominal . . . . .	22
6.2. Ejercicio de política . . . . .	23
<b>7. El caso de Latinoamérica</b>	<b>26</b>
<b>8. Conclusión</b>	<b>29</b>
<b>9. Referencias</b>	<b>30</b>
<b>10. Anexos</b>	<b>32</b>
10.1. Análisis de robustez al Modelo de Corrección de Errores (ECM) . . . . .	32
10.2. Resultados SVAR con distintos puntos de corte . . . . .	34
10.3. Índice Diario de Incertidumbre Económica (DEPUC) . . . . .	35
10.4. Empalme del EPUC y DEPUC . . . . .	37

## 1. Principales hallazgos

Se examina el papel que cumple la incertidumbre política y económica local para explicar el impacto y las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, obteniendo los siguientes resultados principales:

- Empleando un modelo de corrección de errores (ECM), se constata la importancia de la incertidumbre política y económica local en el tipo de cambio nominal en Chile a corto y largo plazo, relación que no se replica en los países latinoamericanos de comparación.
- Un análisis de descomposición de varianza en un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) revela que la incertidumbre local tiene mayor relevancia que la global en la explicación de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, lo que se ha intensificado en la última década.
- Se muestra la importancia de la incertidumbre local en materia de política monetaria al mejorar la capacidad predictiva de los modelos macroeconómicos de pronóstico comúnmente utilizados para el tipo de cambio nominal.
- Los resultados son robustos a diversas especificaciones, horizontes temporales y especificaciones.

## 2. Introducción

De forma histórica la incertidumbre política y económica ha influido significativamente en la interpretación de los movimientos de indicadores macroeconómicos claves, y recientemente su relevancia para los agentes económicos en Chile ha ido en aumento. La serie de protestas civiles surgidos a fines de 2019, el aún vigente proceso constitucional iniciado en noviembre del mismo año y la declaración de la pandemia de COVID-19 en marzo de 2020, han culminado en un período con niveles de volatilidad inusualmente altos. Este fenómeno se ha reflejado no solo en la volatilidad de precios de varios activos financieros, que incluso han amenazado la estabilidad del sistema financiero, sino que también se ha materializado en fluctuaciones para una amplia gama de pronósticos sobre la actividad económica a corto y mediano plazo (Sagner, A., & Becerra, J., 2023).

La incertidumbre es un concepto que, por su naturaleza, resulta inobservable y difícil de medir. Representa una situación en la que los agentes económicos carecen de la información necesaria para evaluar con certeza el panorama actual. Esto puede generar efectos adversos, tales como la disminución de la inversión y del consumo, la reducción de gastos precautorios por parte de los hogares y el incremento en los costos de financiamiento (Baker et al., 2016; Pástor y Veronesi 2013; Gilchrist et al., 2014).

El objetivo de este artículo es complementar esta literatura investigando hasta qué punto la incertidumbre tanto local como global son relevantes a la hora de determinar la evolución del tipo de cambio nominal. Si bien la literatura argumenta efectos significativos de las variables monetarias y reales sobre los tipos de cambio<sup>1</sup>, diversos estudios señalan que los modelos que buscan predecir el tipo de cambio no proporcionan un vínculo estrecho entre este y las variables macroeconómicas, especialmente a corto plazo. En particular, las condiciones de paridad típicamente utilizadas en los análisis teóricos - paridad descubierta de la tasa de interés (UIP) y paridad del poder adquisitivo (PPA) - poseen respaldo ambiguo en los estudios empíricos.

En este contexto, un desafío para los responsables de la política monetaria es diseñar estrategias que sean razonablemente robustas frente a especificaciones alternativas en los modelos de tipo de cambio. Esto se debe a la interrelación entre la depreciación del peso chileno y la inflación: si la moneda chilena pierde valor frente a otras divisas, el costo de los bienes importados aumenta, lo que terminaría en definitiva ejerciendo presiones al alza sobre los precios al consumidor y, por ende, la inflación. Adicionalmente, desvíos significativos del tipo de cambio nominal respecto de lo dictado por sus fundamentales amenazan la estabilidad del sistema financiero, lo que motivaría a los responsables de política a aplicar medidas de intervención.

Chile no es la excepción. Luego de las protestas sociales que comenzaron en octubre de 2019 y que derivaron en un período de intensa incertidumbre local, se observó que el tipo de cambio nominal se desviaba significativamente de lo predicho por los modelos utilizados por el Banco Central de Chile, que utilizan

---

<sup>1</sup>Destacan los estudios en esta materia de Obstfeld & Rogoff, 1995 y Engel & West, 2005.

principalmente determinantes de largo plazo. En respuesta a este fenómeno, los responsables de la política monetaria nacional decidieron implementar una medida extraordinaria, instruyendo un programa de intervención cambiaria y una disposición preventiva de liquidez en dólares. Un escenario similar se presentó en julio de 2022, cuando con el propósito de facilitar el ajuste de la economía chilena a las inciertas y fluctuantes condiciones internas y externas, se resolvió implementar un programa semejante de intervención cambiaria y provisión preventiva de liquidez en dólares<sup>2</sup>, resaltando aún más la importancia que puede llegar a tener la incertidumbre en los movimientos del tipo de cambio nominal.

El documento se organiza de la siguiente manera: en la sección 3 se describe el índice de incertidumbre utilizado y los eventos de incertidumbre que explican su dinámica. La sección 4 expone un modelo de corrección de errores (ECM) incluyendo datos a utilizar, resultados y pruebas de robustez. La sección 5 examina un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) poniendo especial énfasis en el análisis de las funciones de impulso respuesta y descomposición de varianzas. Por su parte, la sección 6 extiende el periodo de análisis y realiza un ejercicio de política, mientras que la sección 7 compara a Chile con Latinoamérica a través de un modelo de corrección de errores. Finalmente en la sección 8, se presentan las conclusiones derivadas de las discusiones y análisis previos.

### 3. Incertidumbre de Política Económica local

Para cuantificar la incertidumbre local, se emplea el Índice de Incertidumbre de Política Económica para Chile (EPUC) de carácter mensual, desarrollado por Cerda et al. (2016). Este índice busca capturar la incertidumbre económica ligada a la política interna, integrando la incertidumbre percibida por legisladores, consumidores, empresarios y líderes de opinión acerca del futuro de distintas variables macro y microeconómicas. Su diseño se fundamenta en las propuestas de Baker et al. (2016), con enfoque en la incertidumbre local.

En particular, los autores emplean una base de datos única que agrupa todos los archivos digitales de artículos publicados por “*El Mercurio*” y “*La Segunda*”, dos de los periódicos más relevantes del país<sup>3</sup>, desde 1993 hasta finales de 2019<sup>4</sup>. Posteriormente, realizan un recuento bruto mensual de los artículos, donde se requiere que cada uno contenga, al menos, una palabra perteneciente a cada una de las categorías establecidas: Económica (E), Chile (C), Política (P) e Incertidumbre (U). Es decir, para que un artículo sea contabilizado, debe incluir al menos un término de todas y cada una de las categorías mencionadas. En el Cuadro 1 se proporciona una descripción de los términos que constituyen cada categoría, empleados en la búsqueda de texto.

**Cuadro 1:** Palabras clave que conforman cada categoría

Categoría	Palabras
Economic (E)	Cualquier palabra que comience con “econ”, incluyendo palabras como “economista”, “económico” y “economía”.
Policy (P)	Política* o impuesto* o regulación o regulaciones o recaudación o reforma o congreso o senado* o diputado* o gasto fiscal o gasto público o déficit fiscal o deuda pública o presupuesto fiscal o Banco Central o Ministerio de Hacienda
Uncertainty (U)	Incertidumbre o incierto
Chile (C)	Cualquier palabra que comience con “Chile”.

Nota: Se incluye un \* para tener en cuenta cualquier palabra que comience con la palabra anterior al símbolo. Por ejemplo, “impuesto” incluye tanto la palabra impuesto como impuestos, y “Chile” incluye tanto Chile como Chileno o Chilena, etc.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Cerda et al. (2016) publicados por Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales de la Universidad Católica (CLAPESUC).

Con estos recuentos preliminares, se sigue el procedimiento establecido por Baker et al. (2016) para elaborar el índice. En primer lugar, se ajusta el recuento bruto al número total de artículos publicados por cada periódico en cada mes. Seguidamente, se calcula la desviación estándar de estos recuentos ajustados entre enero de 1993 y diciembre de 2019 y se divide el recuento ajustado de cada periódico por su respectiva

<sup>2</sup>El detalle puede encontrarse en: [Medidas excepcionales / Intervención cambiaria y liquidez](#).

<sup>3</sup>Auditoría de KPMG, primer semestre de 2016.

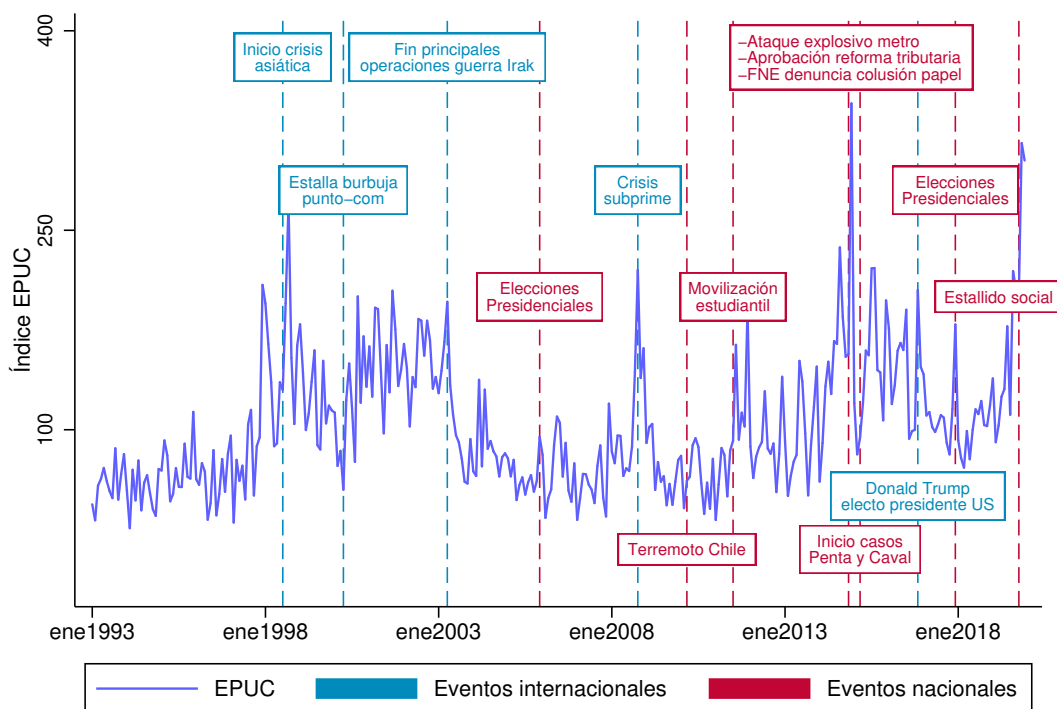
<sup>4</sup>Para garantizar que el índice fuera representativo, los autores recopilan datos de otros tres periódicos -La Tercera, Estrategia y Diario Financiero- y construyen un índice utilizando la misma metodología. El índice promedio sigue de cerca al índice de El Mercurio. Sin embargo, los datos de estos 3 periódicos solo están disponibles a partir de 2007.

desviación estándar para obtener una medida normalizada. Finalmente, se promedia en cada mes estas medidas normalizadas para obtener una serie mensual única, que luego se ajusta para tener una media de 100. La serie resultante corresponde al índice EPUC<sup>5</sup>. Por construcción, se anticipa que este índice pueda también reflejar episodios de incertidumbre global. Sin embargo, la relevancia, dinámica y propagación de estos estarán supeditadas a su impacto en la economía local, que es precisamente el fenómeno que se busca cuantificar.

En la Figura 1 se muestra el comportamiento histórico del EPUC. Como se puede apreciar, el nivel de incertidumbre económica ha fluctuado significativamente en las últimas décadas, donde los puntos álgidos reflejan la crisis asiática, la crisis financiera y la serie de escándalos políticos y reformas durante 2015 en Chile. El índice muestra que los niveles de incertidumbre económica fueron relativamente constantes entre 1993 y el último trimestre de 1997, estabilidad que terminó con la crisis asiática, el default de Rusia y el posterior contagio a otros países, disparando la incertidumbre económica en Chile.

Para 1999 se disipó la mayor parte de la incertidumbre económica, aunque el índice no volvió a los niveles previos a la crisis. La media del EPUC en los cinco años que siguieron a la crisis fue casi una desviación estándar superior a la media de los años entre 1993 y 1998. La primera mitad del 2000 fueron años de altos niveles de incertidumbre económica, marcados por la explosión de la burbuja puntocom, las Guerras del Golfo y otros factores geopolíticos que influyeron de manera crítica en el precio de los alimentos y las materias primas, incluido el precio del cobre. En el segundo semestre de 2003 se observa una gran moderación de la incertidumbre económica que se prolongó hasta el desplome de los mercados internacionales en 2008 con la gran recesión, con un aumento previo pero acotado en las elecciones presidenciales de finales de 2005 entre Sebastián Piñera y Michelle Bachelet.

**Figura 1:** Índice EPUC y eventos relevantes



Fuente: Elaboración propia utilizando datos de Cerda et al. (2016).

Luego de la crisis subprime, destacan dos elementos: la limitada y rápida reducción de la incertidumbre económica que siguió tanto a la mencionada crisis y al terremoto de 2010. Esto resulta peculiar, ya que no es lo que generalmente se observa en otros estudios. Los desastres naturales suelen ser una fuente de gran incertidumbre económica (Baker & Bloom, 2013) y la crisis financiera condujo a un período de varios trimestres de alta incertidumbre en muchos países (Baker et al., 2016).

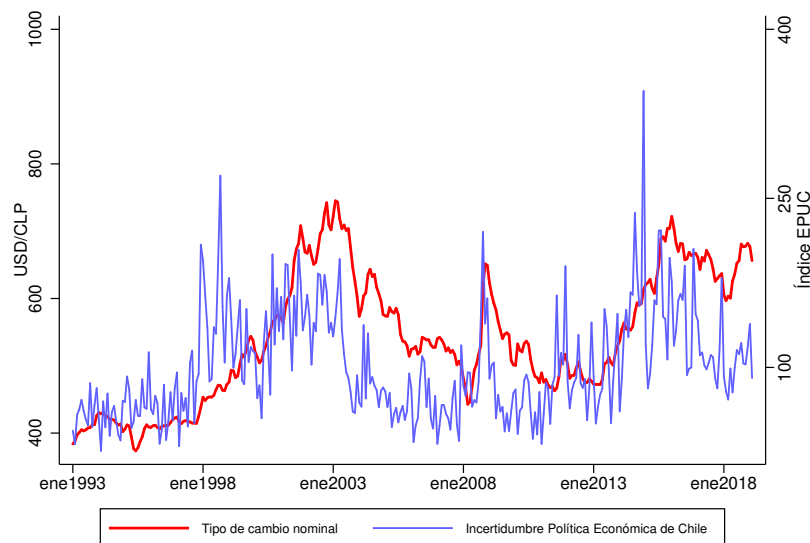
<sup>5</sup>Adicionalmente los autores elaboran un segundo índice siguiendo la misma metodología: el EPU. La única diferencia entre este y el EPUC es que ignora la categoría "Chile". Este será utilizado como un proxy de incertidumbre global en las secciones siguientes.

En 2011, las movilizaciones estudiantiles y la crisis de la deuda europea fueron los siguientes episodios que agitaron los niveles de incertidumbre económica en Chile. Posteriormente, la incertidumbre local, que ya se encontraba en un camino ascendente, llegó a su peak hacia finales de 2015, sobrepasando incluso los niveles alcanzados durante la crisis financiera y la crisis asiática. Este incremento en la incertidumbre puede atribuirse a diversos factores acontecidos en ese trimestre, como los escándalos de corrupción de los casos Caval y Penta, la denuncia de colusión en la industria del papel tissue por parte de la Fiscalía Nacional Económica y la aprobación de la reforma tributaria durante el mandato de la presidenta Michelle Bachelet, los cuales contribuyeron a este panorama de creciente incertidumbre.

Las elecciones presidenciales, tanto locales como internacionales, ejercen una influencia significativa sobre el índice como puede observarse en la Figura 1. Esta relación es especialmente perceptible al considerar el aumento de incertidumbre generado durante la elección presidencial de diciembre de 2018 entre Sebastián Piñera y Alejandro Guillier. Cabe destacar que este episodio provocó un grado de incertidumbre mayor en el índice que las elecciones acontecidas a finales de 2005, en las que se enfrentaron Sebastián Piñera y Michelle Bachelet, lo que puede ser indicio de que la incertidumbre local se ha vuelto más sensible a los eventos políticos relevantes. Por su parte, en el ámbito internacional la victoria de Donald Trump en las elecciones en Estados Unidos llevadas a cabo en noviembre de 2016 también generó un marcado ascenso en la incertidumbre a nivel local.

Finalmente, la Figura 2 ilustra la evolución temporal de las series del EPUC y el tipo de cambio nominal tomando su promedio mensual. Se evidencia una correlación que podría indicar una depreciación de la moneda en períodos de elevada incertidumbre local. Sin embargo, cabe destacar que un análisis gráfico no establece una relación causal. Por lo tanto, para determinar si este efecto es significativo, se implementan diversos métodos de análisis de causalidad en las siguientes secciones.

**Figura 2:** Índice EPUC y tipo de cambio nominal



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile y Cerda et al.(2016). Tipo de cambio nominal en frecuencia mensual corresponde al promedio del mes correspondiente.

## 4. Metodología: Modelo de Corrección de Errores

Como se evidenció en la sección anterior, la incertidumbre de política económica presenta una clara correlación con el tipo de cambio nominal. Esta sección comienza el análisis de dicha relación a modo de comprobar si estamos frente a una mera correlación o existe una relación entre la incertidumbre de política económica y el tipo de cambio nominal, implementando un modelo de corrección de errores para examinar las dinámicas de las variables en el corto y largo plazo, y para verificar la existencia de raíz unitaria para evaluar cointegración.

En la subsección 4.1 se describe este modelo en un contexto general, mientras que la subsección 4.2 proporciona los detalles de él para nuestro caso de estudio. La subsección 4.3 ofrece una descripción de los datos a emplear mientras que el apartado 4.4 presenta los resultados. Esta sección finaliza con diversos análisis para comprobar la robustez del modelo comprendidos en la subsección 10.1.

## 4.1. Descripción

Un modelo de corrección de errores<sup>6</sup> es un tipo de modelo econométrico que busca describir relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables, así como las dinámicas de corto plazo que llevan a dichas variables de vuelta al equilibrio cuando hay desviaciones. Este modelo se usa particularmente en análisis de series temporales de datos que presentan cointegración.

La cointegración es una propiedad de las series de tiempo en la que dos o más series no estacionarias comparten una tendencia estocástica común, lo que resulta en una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas. Supongamos que tenemos dos series de tiempo  $Y_t$  y  $X_t$ , que son integradas de orden 1,  $I(1)$ , es decir que necesitan ser diferenciadas una vez para ser estacionarias. Estas series están cointegradas si existe un vector  $\beta$  tal que la serie  $Z_t = Y_t - \beta X_t$  es estacionaria, es decir,  $I(0)$ .

En el caso más simple, un ECM se puede escribir como:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \gamma \Delta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde:

- $\Delta$  denota la primera diferencia de las variables.
- $\alpha_0$  es la constante.
- $\alpha_1$  es el coeficiente del término de corrección de errores, que refleja la velocidad a la que  $Y_t$  vuelve al equilibrio.
- $\gamma$  es el coeficiente de corto plazo, que capta los efectos inmediatos de los cambios en  $X$  sobre  $Y$ .
- $Y_{t-1} - \beta X_{t-1}$  es el término de corrección de errores, que es la desviación de la relación de equilibrio de largo plazo.
- $\epsilon_t$  es el término de error estocástico.

Se espera que la desviación del equilibrio de largo plazo en el periodo anterior,  $Y_{t-1} - \beta X_{t-1}$ , sea  $I(0)$ . Cuando esto no ocurre, la desviación del equilibrio deberá corregirse a una velocidad dada por el parámetro  $\alpha_1$ .

Un aspecto importante de los modelos ECM es que, si las variables están cointegradas, los residuos de la relación de equilibrio de largo plazo (el término de corrección de errores) serán estacionarios. Si las variables no están cointegradas, los residuos no tendrán esta propiedad y se está en presencia de una relación espuria.

## 4.2. ECM para el tipo de cambio nominal y EPUC

Como punto de partida, se utilizará la especificación utilizada por el Banco Central de Chile en su modelo para análisis de alta frecuencia del tipo de cambio nominal<sup>7</sup>. Este consiste en un modelo de corrección de errores siguiendo de cerca el enfoque propuesto por Engle and Granger (1987) estimando la siguiente ecuación:

$$\Delta tcn_t = \alpha_0 + \alpha_1(tcn_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \sum_{i=0}^p \delta \Delta X_{t-j} + \sum_{i=0}^p \eta \Delta Z_{t-j} + \epsilon_t$$

donde  $\Delta$  es el operador diferencia,  $tcn_t$  corresponde al logaritmo natural del tipo de cambio nominal,  $X_t$  y  $Z_t$  son vectores que incluyen, respectivamente, los determinantes fundamentales y de corto plazo del tipo de cambio nominal y  $\epsilon_t$  es un proceso estocástico.

El Banco Central de Chile estima dos especificaciones alternativas. Ambas ingresan en el vector  $X$  los precios del cobre y el petróleo, los niveles de precios domésticos y de EE. UU., el margen de los swaps de incumplimiento crediticio de los bonos soberanos chilenos y el diferencial de tasas de interés de un año entre Chile y los Estados Unidos, mientras que el vector  $Z$  incluye el índice bursátil Dow Jones.

<sup>6</sup>Error Correction Model: ECM, por sus siglas en inglés

<sup>7</sup>Banco Central de Chile (2020).

La diferencia entre ambas especificaciones radica en la forma en que se incorpora la información sobre las paridades de las monedas internacionales. La primera especificación incluye la paridad entre el dólar estadounidense y una canasta de países latinoamericanos y exportadores de materias primas, mientras que la segunda incorpora el Nominal Broad U.S. Dollar Index desarrollado por la FRED, que refleja la paridad entre el dólar estadounidense y las monedas de sus socios comerciales.

Se utilizará la segunda especificación mencionada ya que refleja de mejor manera la fortaleza del dólar frente a las demás monedas del mundo. Luego, nuestro modelo base a estimar corresponde a la ecuación del Banco Central ampliada considerando el índice EPUC:

$$\Delta tcn_t = \alpha_0 + \alpha_1(tcn_{t-1} - \beta X_{t-1} - \rho epuc_{t-1}) + \sum_{i=0}^p \delta \Delta X_{t-j} + \sum_{i=0}^p \eta \Delta Z_{t-j} + \epsilon_t$$

Donde  $epuc$  corresponde al índice de Incertidumbre de Política Económica de Chile (EPUC) en logaritmo natural. Como es de esperar, estamos interesados tanto en el parámetro  $\alpha_1$  ya que indica a priori si existe cointegración en las series y por ende, una relación de largo plazo entre las variables, como en el parámetro  $\rho$  que indica la importancia de la incertidumbre local a la hora de explicar los movimientos del tipo de cambio nominal.

A este modelo se le realizan dos modificaciones para ser estimado de forma consistente:

1. No se utilizará el margen de los swaps de incumplimiento crediticio de los bonos soberanos chilenos ya que puede estar fuertemente correlacionada con el diferencial de tasas de interés de un año entre Chile y los Estados Unidos, lo que supondría un problema de multicolinealidad. Esta última será incluida a través del EMBI.
2. Debido a que Nominal Broad U.S. Dollar Index está disponible desde enero de 2006 y acotaría de forma importante el período de análisis, se utilizará la serie descontinuada del Nominal Broad U.S. Dollar Index (Goods Only). Esto no presenta un problema ya que ambas series siguen la misma dinámica en los periodos en común con una diferencia constante en su nivel, por lo que son equivalentes en lo que buscan cuantificar. De esta forma, no se acota de sobremanera nuestro periodo de análisis.

Adicionalmente, se estimarán modelos adicionales que añaden variables típicas usadas en la literatura que miden la incertidumbre local o internacional. La idea detrás es evaluar si el índice EPUC es similar a otros que buscan medir la incertidumbre local, y si éste es robusto a la inclusión de variables de incertidumbre global. Estas corresponden a:

- **Incertidumbre de Política Económica (EPU):** su construcción es análoga al EPUC, con la diferencia que captura toda la incertidumbre económica relacionada con las políticas globales o locales presente en los periódicos chilenos midiendo la cantidad de artículos relacionados.
- **Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX):** refleja la volatilidad implícita en opciones de Standard & Poors 500 a un mes.
- **Merrill Lynch Option Volatility Estimate (MOVE):** mide la volatilidad en el mercado de opciones OTC sobre bonos del tesoro norteamericano.
- **Equity Market Volatility (EMV):** índice que busca medir la volatilidad del mercado midiendo la cantidad de artículos sobre la volatilidad del mercado de valores en los principales periódicos de US.
- **Policy-Related Equity Market Volatility (EMVP):** análogo al EMV, con la salvedad que cuantifica únicamente las fuentes de volatilidad relacionadas con la política económica y que mencionen al menos una palabra contenida en el diccionario para mercado de valores. Tal como el EMV, se computa con los principales periódicos de US.
- **Global Economy Policy Uncertainty (GEPU):** corresponde a un promedio ponderado por el PIB ajustado por poder de paridad de compra, de los índices EPU nacionales de 21 países: Australia, Brasil, Canadá, Chile, China, Colombia, Francia, Alemania, Grecia, India, Irlanda, Italia, Japón, México, Países Bajos, Rusia, Corea del Sur, España, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos, donde todos los índices siguen la metodología de Baker et al. (2016).



### 4.3. Datos

Las fuentes de datos utilizadas son variadas y provienen de distintas instituciones: el tipo de cambio nominal, precio del cobre, precio del petróleo, inflación mensual de Chile, Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX), Merrill Lynch Option Volatility Estimate (MOVE), y el Indicador de Bonos de Mercados Emergentes (EMBI) se derivan de las series publicadas por el Banco Central de Chile. En cuanto a la variación mensual de la Inflación US y el Real Broad Dollar Index, estos se extraen respectivamente de la US Bureau of Labor Statistics (BLS) y de la Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED).

Por su parte, los índices de incertidumbre Equity Market Volatility (EMV), Policy-Related EMV (EMVP) y Global Economy Policy Uncertainty (GEPU) se obtienen del repositorio de [Policy Uncertainty](#), un recurso que recopila todos los índices de incertidumbre que siguen la metodología propuesta por Baker et al. (2016), para todas las economías disponibles. Finalmente, tanto el Dow Jones como el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA)<sup>8</sup> se obtienen de la Bolsa de Santiago.

En el Cuadro 2 se muestra la estadística descriptiva de las series mencionadas. Destaca la similitud tanto del promedio como de las desviaciones estándar de los índices que siguen la metodología de Baker et al. (2016) para su construcción (EPUC, EPU y GEPU).

**Cuadro 2:** Estadística descriptiva

Nombre	Siglas	Promedio	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo
<i>Variables del modelo base</i>					
Tipo de cambio nominal	TCN	573.84	124.89	373.59	955.89
Incertidumbre de Política Económica de Chile	EPUC	104.70	51.91	25.97	345.40
Precio del cobre	CU	2.22	1.21	0.62	4.64
Precio del petróleo	OIL	52.39	29.40	11.30	133.93
Indicador de Bonos de Mercados Emergentes	EMBI	151.45	53.34	54.91	383.05
Inflación US	INF US	0.21	0.28	-1.8	1.4
Inflación Chile	INF CL	0.37	0.44	-1.2	2.6
Real Broad Dollar Index	BROAD	111.08	10.80	90.14	130.75
Dow Jones	DJ	14073.33	8140.02	3310.03	36338.30
<i>Variables de modelos extendidos</i>					
Incertidumbre de Política Económica	EPU	124.40	77.52	31.60	454.58
VIX	VIX	91.04	28.19	41.87	221.94
MOVE	MOVE	19.75	7.86	10.13	62.64
Índice de Precios Selectivo de Acciones	IPSA	0.01	0.01	0	0.06
Equity market volatility	EMV	20.89	8.00	9.57	69.84
Policy-Related EMV	EMVP	10.15	4.05	4.43	32.51
Global Policy Uncertainty	GEPU	137.97	76.14	51.72	435.2

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile, Cámara de Comercio de Santiago, FRED, BLS y datos de Cerda et al. (2016) publicados por CLAPESUC.

Como fue mencionado en la sección 4.1, la formulación estándar de un Modelo de Corrección de Errores (ECM) requiere que todas las variables tengan el mismo orden de integración para argumentar la existencia de cointegración entre las series. En este contexto, el primer paso para nuestro análisis consiste en determinar los órdenes de integración de las variables que se utilizarán en los modelos. Para ello, se aplican las pruebas de Dickey-Fuller (DF) a todas las series. Dado que todas ellas presentan autocorrelación serial en los residuos, resulta necesario efectuar pruebas de Dickey-Fuller Aumentadas (ADF), las cuales incluyen rezagos de la diferencia de la serie hasta eliminar la autocorrelación de los residuos.

El Cuadro 3 resume los resultados obtenidos, presentando para cada serie los test ADF realizados tanto incluyendo como excluyendo tendencia, y aplicando las diferencias de la serie, junto con la interpretación correspondiente de los resultados. Para las series TCN, EPUC, CU, OIL, EMBI, BROAD, DJ, EPU y VIX, no es posible descartar la hipótesis nula de raíz unitaria al realizar la prueba ADF en niveles, con y sin tendencia. Sin embargo, al efectuar la prueba con las diferencias de la serie, se rechaza la hipótesis nula, lo que permite concluir que dichas series poseen una raíz unitaria, siendo por lo tanto I(1).

Por otro lado, las series INF CL, INF US, MOVE, IPSA, EMV, EMVP, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, con y sin tendencia, indicando que estas series son estacionarias y, por ende, I(0), lo cual

<sup>8</sup>Para que el IPSA refleje de mejor manera la incertidumbre, se utiliza la metodología propuesta por Parkinson, M. (1980), que consiste en calcular la volatilidad del índice como  $V = \ln(H/L)$  donde  $V$  es la variación,  $H$  el valor máximo del precio en el día y  $L$  el precio menor.

es congruente con la evidencia empírica.

Finalmente, para la serie GEPU, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al incluir la tendencia, pero no al excluir esta. Esto provee evidencia a favor de que la serie GEPU presenta una tendencia determinística, es decir, es I(1).

**Cuadro 3:** Test Dickey-Fuller aumentado (ADF) para las series

Serie	Nivel con tendencia		Nivel sin tendencia		Diferencias		Conclusión
	$\tau$	$\tau_{vc} = 3,986$	$\tau$	$\tau_{vc} = 3,451$	$\tau$	$\tau_{vc} = 3,451$	-
TCN	-2.29	0.44	-1.60	0.48	-11.09***	0.00	I(1): Raíz unitaria
EPUC	-2.61	0.27	-2.28	0.18	-10.21***	0.00	I(1): Raíz unitaria
CU	-2.42	0.37	-1.30	0.63	-10.65***	0.00	I(1): Raíz unitaria
OIL	-2.85	0.18	-2.01	0.28	-12.82***	0.00	I(1): Raíz unitaria
EMBI	-3.19	0.09	-3.12	0.03	-11.40***	0.00	I(1): Raíz unitaria
BROAD	-1.61	0.79	-1.61	0.48	-8.70***	0.00	I(1): Raíz unitaria
DJ	-2.39	0.38	-1.40	0.58	-19.39***	0.00	I(1): Raíz unitaria
EPU	-2.61	0.28	-1.94	0.31	-10.53***	0.00	I(1): Raíz unitaria
VIX	-3.53**	0.04	-3.21**	0.02	-12.17***	0.00	I(1): Raíz unitaria
INF_CL	-4.68***	0.00	-4.87***	0.00	-	-	I(0): Estacionaria
INF_US	-7.41***	0.00	-7.38***	0.00	-	-	I(0): Estacionaria
MOVE	-4.77***	0.00	-4.78***	0.00	-	-	I(0): Estacionaria
IPSA	-5.59***	0.00	-5.33***	0.00	-	-	I(0): Estacionaria
EMV	-7.01***	0.00	-7.01***	0.00	-	-	I(0): Estacionaria
EMVP	-7.00***	0.00	-7.00***	0.00	-	-	I(0): Estacionaria
GEPU	-5.51***	0.00	-1.77	0.40	-11.36	0.00	I(1): Tendencia det.

Nota: Se realizan test de Dickey-Fuller para todas las series. Al exhibir en todos los casos autocorrelación residual, el test no es válido y se debe utilizar el test de Dickey-Fuller aumentado agregando, para cada caso, rezagos de la diferencia de la variable dependiente hasta que no exista autocorrelación residual en los primeros 12 rezagos. El valor crítico  $\tau_{vc}$  indicado en el encabezado es al 99%. Los valores marcados con \*\*\* indican el rechazo de la hipótesis nula al 99%. Los valores marcados con \*\* indican el rechazo de la hipótesis nula al 95%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile, Cámara de Comercio de Santiago, FRED, BLS y datos de Cerda et al. (2016) publicados por CLAPESUC.

En base en estos hallazgos, se dispone de un conjunto de series I(1) e I(0). Como se mencionó anteriormente, lo ideal sería que todas las series presentaran el mismo orden de integración para evaluar si están cointegradas. No obstante, la relación más relevante que buscamos analizar es entre el EPUC y el tipo de cambio nominal los cuales sí comparten el mismo orden de integración y puede aplicarse un test de Johansen para verificar cointegración. Adicionalmente y para aquellas variables I(0) como los índices de precio o el IPSA, existe extensa literatura que modela su relación con el tipo de cambio nominal por medio de una relación económicamente fundamentada, así como el modelo descrito en 4.2 que se basa en un ECM utilizado por el Banco Central de Chile, por lo que sería un error suprimirlas del modelo a estimar. De todas formas y como es usual, será necesario realizar pruebas al modelo ya que si este estuviese incorrectamente especificado, deberíamos encontrar síntomas que lo indiquen tales como autocorrelación residual, no normalidad en los residuos y/o quiebres estructurales, los cuales serán debidamente testeados luego de la estimación de los modelos.

#### 4.4. Resultados

En Cuadro 4 se observan las diferentes especificaciones, donde se pueden destacar varios puntos. En la primera columna se presenta el modelo más simple incluyendo solo el índice EPUC como variable independiente, donde se confirma la cointegración de las series por la significancia de la variable dependiente rezagada (fila color marrón), el poder explicativo del rezago del índice EPUC (fila color gris), y un Durbin-Wattson cercano a 2.

Por su parte, el modelo utilizado por el Banco Central de Chile se encuentra en la segunda columna, donde se observa la existencia de cointegración por la significancia del rezago de la variable dependiente (fila marrón) a pesar de la no significancia de las mayoría de variables explicativas.

El modelo que es de nuestro principal interés se encuentra en la tercera columna, ya que es análogo al modelo utilizado por el Banco Central de Chile con la diferencia de incluir el índice EPUC. Se observa que el índice EPUC muestra significancia (fila color gris) mientras que se mantiene la cointegración entre las variables que conforman el sistema.

Los modelos extendidos se encuentran desde la columna 4 a la 17. Se observa que en aquellos modelos en los cuales se reemplazó el índice EPUC por otra variable para medir la volatilidad, solo muestra significancia en el caso del EPU (columna 4), la cual es construida de manera muy similar al EPUC. En los demás casos, es decir, al usar el VIX, MOVE, IPSA, EMV, EMVP y GEPU no resultaron ser significativos. Este resultado permite demostrar la importante robustez de la incertidumbre local medida a través del EPUC frente a medidas alternativas utilizadas en la literatura para medir la incertidumbre local o global.

En los modelos extendidos se observa también como se comporta el índice EPUC (fila color gris) cuando se agrega otra variable para medir la volatilidad, mostrando que la significancia del rezago de esta variable se mantiene en todas las especificaciones excepto cuando se encuentra junto con la variable EPU, lo cual posee sentido ya que ambas son construidas de manera muy similar, por lo que resulta muy probable que estén capturando el mismo efecto.

Frente a estos resultados, es posible concluir que el índice EPUC es robusto a diferentes especificaciones y medidas de volatilidad locales y globales, manteniéndose como una variable relevante para explicar el tipo de cambio nominal en todas ellas (a excepción de cuando se controla por el EPU) y verificándose la cointegración de las variables, lo que demuestra la existencia de una relación de largo plazo.

Adicionalmente, se realizan diversas pruebas de robustez para verificar que las relaciones se cumplan y el modelo no presente errores de especificación. Son realizadas para el tercer modelo del Cuadro 4 ya que es la especificación de nuestro interés. En particular, se realiza un test de cointegración de Johansen, un test de CUSUM para detectar quiebres estructurales y el test de Breusch-Godfrey para detectar la presencia de autocorrelación en los residuos. Los resultados se presentan en Anexos 10.1, donde es posible concluir que todos los test y diagnósticos realizados confirman la adecuada especificación y validez del modelo, a su vez que confirman la presencia cointegración. Por ende, se puede afirmar con confianza que el modelo propuesto ofrece un ajuste fiable y robusto para la relación de largo plazo entre las variables de interés.

Por último, cabe destacar que los criterios de información son minimizados en el modelo mas simple, esto es, el modelo de corrección de errores entre tipo de cambio nominal e índice EPUC. Esto abre la posibilidad de realizar pronósticos basados en este modelo, punto que será abordado en la sección 6.2.

Cuadro 4: Modelos de corrección de errores

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$	$\Delta tcn$
<b>L.tcn</b>	<b>-0.0214**</b> (0.010)	<b>-0.0812**</b> (0.001)	<b>-0.0920**</b> (0.000)	<b>-0.0865**</b> (0.000)	<b>-0.0932**</b> (0.000)	<b>-0.0815**</b> (0.001)	<b>-0.0957**</b> (0.000)	<b>-0.0779**</b> (0.001)	<b>-0.0889**</b> (0.000)	<b>-0.0797**</b> (0.001)	<b>-0.0905**</b> (0.000)	<b>-0.0806**</b> (0.001)	<b>-0.0915**</b> (0.000)	<b>-0.0804**</b> (0.001)	<b>-0.0914**</b> (0.000)	<b>-0.0798**</b> (0.001)	<b>-0.0889**</b> (0.000)
LD.tcn	0.290** (0.000)	0.274** (0.000)	0.239** (0.001)	0.241** (0.001)	0.240** (0.001)	0.274** (0.000)	0.241** (0.001)	0.263** (0.000)	0.233** (0.001)	0.284** (0.000)	0.249** (0.001)	0.277** (0.000)	0.241** (0.001)	0.277** (0.000)	0.241** (0.001)	0.272** (0.001)	0.231** (0.000)
<b>L.epuc</b>	<b>0.00951**</b> (0.004)		<b>0.0121*</b> (0.012)		<b>0.0153</b> (0.253)		<b>0.0124**</b> (0.010)		<b>0.0113*</b> (0.019)		<b>0.0120*</b> (0.012)		<b>0.0120*</b> (0.012)		<b>0.0120*</b> (0.012)		<b>0.0130**</b> (0.008)
L.inf_cl		0.00159 (0.745)	0.00145 (0.764)	0.00148 (0.760)	0.00145 (0.764)	0.00157 (0.749)	0.00125 (0.797)	0.00220 (0.654)	0.00190 (0.695)	0.00202 (0.680)	0.00187 (0.699)	0.00119 (0.812)	0.00120 (0.808)	0.00131 (0.790)	0.00128 (0.794)	0.00133 (0.788)	0.000734 (0.881)
L.inf_us		-0.00129 (0.842)	-0.000509 (0.937)	-0.000707 (0.912)	-0.000486 (0.940)	-0.00130 (0.841)	-0.000631 (0.922)	-0.00220 (0.735)	-0.00122 (0.850)	-0.00200 (0.758)	-0.00121 (0.851)	-0.00101 (0.877)	-0.000341 (0.958)	-0.000967 (0.882)	-0.000312 (0.962)	-0.00131 (0.840)	-0.000512 (0.936)
L.cu		-0.00632 (0.355)	-0.00442 (0.515)	-0.00474 (0.487)	-0.00442 (0.516)	-0.00620 (0.404)	-0.00302 (0.684)	-0.00897 (0.207)	-0.00647 (0.362)	-0.00616 (0.367)	-0.00428 (0.528)	-0.00608 (0.377)	-0.00428 (0.531)	-0.00581 (0.402)	-0.00412 (0.551)	-0.00573 (0.418)	-0.00267 (0.706)
L.oil		0.0204 (0.061)	0.0165 (0.127)	0.0156 (0.153)	0.0170 (0.123)	0.0204 (0.062)	0.0168 (0.122)	0.0195 (0.072)	0.0161 (0.136)	0.0198 (0.069)	0.0160 (0.141)	0.0205 (0.059)	0.0167 (0.125)	0.0201 (0.065)	0.0164 (0.131)	0.0217 (0.060)	0.0197 (0.083)
L.embi		0.00587 (0.201)	0.000350 (0.944)	-0.000679 (0.990)	0.000763 (0.885)	0.00579 (0.247)	-0.000736 (0.894)	0.0113* (0.063)	0.00466 (0.483)	0.00706 (0.131)	0.00155 (0.761)	0.00502 (0.328)	-0.000151 (0.978)	0.00501 (0.315)	-0.000156 (0.977)	0.00703 (0.219)	0.00305 (0.600)
L.broad		0.151** (0.001)	0.132** (0.003)	0.124** (0.007)	0.136** (0.004)	0.152** (0.004)	0.144** (0.006)	0.128** (0.008)	0.117* (0.015)	0.141** (0.002)	0.122** (0.007)	0.151** (0.001)	0.133** (0.003)	0.150** (0.001)	0.132** (0.004)	0.158** (0.001)	0.149** (0.002)
LD.dj		-0.0882* (0.029)	-0.0910* (0.023)	-0.0902* (0.024)	-0.0911* (0.023)	-0.0879* (0.032)	-0.0880* (0.030)	-0.106* (0.013)	-0.104* (0.014)	-0.0999* (0.016)	-0.102* (0.012)	-0.0836* (0.048)	-0.0881* (0.035)	-0.0835* (0.046)	-0.0880* (0.034)	-0.0885* (0.029)	-0.0920* (0.022)
L2D.dj		0.0752 (0.064)	0.0741 (0.065)	0.0749 (0.063)	0.0739 (0.066)	0.0754 (0.067)	0.0771 (0.058)	0.0595 (0.157)	0.0627 (0.132)	0.0673 (0.100)	0.0664 (0.100)	0.0794 (0.060)	0.0767 (0.066)	0.0799 (0.057)	0.0771 (0.064)	0.0742 (0.069)	0.0713 (0.076)
L.epu				0.0118* (0.023)	-0.00373 (0.797)												
L.vix						0.000324 (0.967)	0.00367 (0.639)										
L.move								-0.0104 (0.172)	-0.00755 (0.321)								
L.lipsa										-0.513 (0.184)	-0.501 (0.189)						
L.emv												0.00240 (0.708)	0.00149 (0.814)				
L.emvp														0.00253 (0.659)	0.00161 (0.777)		
L.gepu																-0.00220 (0.732)	-0.00596 (0.359)
Constant	0.0930* (0.040)	-0.300 (0.066)	-0.157 (0.355)	-0.148 (0.396)	-0.168 (0.338)	-0.304 (0.126)	-0.206 (0.302)	-0.204 (0.247)	-0.0969 (0.592)	-0.260 (0.116)	-0.119 (0.489)	-0.310 (0.061)	-0.165 (0.342)	-0.301 (0.065)	-0.159 (0.350)		
AIC	-1544.5	-1139.1	-1143.8	-1142.5	-1141.9	-1137.1	-1142.0	-1139.0	-1142.8	-1138.9	-1143.6	-1137.2	-1141.9	-1137.3	-1141.9	-1137.2	-1142.7
BIC	-1529.4	-1100.4	-1101.6	-1100.3	-1096.2	-1094.9	-1096.4	-1096.9	-1097.2	-1096.8	-1097.9	-1095.1	-1096.2	-1095.1	-1096.2	-1095.0	-1097.0
DW	1.954	2.016	2.025	2.015	2.028	2.017	2.031	2.015	2.019	2.022	2.029	2.014	2.025	2.018	2.027	2.014	2.019

p-values in parentheses

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$

## 5. Metodología: Modelo SVAR

La sección anterior puso de manifiesto la relación de cointegración que existe entre la incertidumbre de política económica y el tipo de cambio nominal. Sin embargo, aún queda por cuantificar en mayor profundidad los impactos que dicha incertidumbre puede tener, así como su dinámica al incorporar la incertidumbre global. Para abordar este aspecto, esta sección formula un Modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR), enfocando el análisis en la descomposición de la varianza y las funciones de impulso respuesta del tipo de cambio nominal frente a shocks de las demás variables del sistema.

La subsección 5.1 describe este modelo en un contexto general, mientras que la subsección 5.2 proporciona los detalles de él para nuestro caso de estudio junto con los datos a utilizar. Esta sección finaliza con el apartado 5.3 que presenta diversos resultados derivados de su aplicación.

### 5.1. Descripción

En esta sección se lleva a cabo la estimación de un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR por sus siglas en inglés). Este modelo representa una sofisticación del modelo de vectores autorregresivos (VAR), en tanto que incorpora restricciones fundamentadas en teorías económicas o criterios estadísticos para posibilitar la identificación de shocks estructurales. Dentro del marco de un SVAR, la estructura de los errores se desglosan en shocks estructurales, que se interpretan como las perturbaciones impactan en forma exógena las variables del sistema.

Lo que resulta en especial relevante para nuestro estudio, es que este modelo facilita la obtención de la descomposición de la varianza del error de predicción (SFEVD por sus siglas en inglés), la cual permite discernir la proporción de las fluctuaciones en una variable que pueden ser atribuidas a un shock ortogonal de otra (Enders, 2015). En este sentido, nos permitiría saber qué proporción de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal son atribuidos a un shock de la incertidumbre local medida a través del EPUC, y cuánto es atribuido a la incertidumbre global.

Adicionalmente, también estamos interesados en las funciones de impulso respuesta. Esta, cuantifica la respuesta de una variable en el sistema ante un shock ortogonal (impulso) en otra variable (respuesta). En otras palabras, muestra cómo un cambio inesperado en una de las variables del sistema se propaga a través del tiempo y afecta a las demás variables, permitiendo no solo tener una medición del efecto, sino también de su persistencia.

Sin embargo, debemos lidiar dos posibles problemas antes de implementar este modelo. El primero proviene de la naturaleza de las series. Como se mostró en el Cuadro 3, la mayoría de las series relevantes para nuestro análisis poseen raíz unitaria, mientras que los SVAR están diseñados para modelar series temporales que son estacionarias. De otra forma, se puede llegar a resultados incorrectos debido a la presencia de relaciones espurias. Para evitar este problema, es común diferenciar las series con raíz unitaria para hacerlas estacionarias antes de estimar un SVAR, lo cual solucionaría el problema ya que en el mismo cuadro mencionado, todas las series no estacionarias rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria al estimar el test ADF en diferencias.

No obstante, existe literatura de series de tiempo que sostiene que, en casos de cointegración, es preferible emplear las series en su nivel original al estimar un modelo SVAR. La razón radica en que, al aplicar diferencias a las series, se elimina la relación de largo plazo existente entre ellas, relación que sabemos, no es espuria, puesto que las series están cointegradas<sup>9</sup>. Este es nuestro caso, ya que en la sección 4 se demostró de forma consistente que las series efectivamente cointegran, por lo que no serán diferenciadas en el modelo SVAR.

La literatura también recomienda acotar el número de variables a utilizar en el modelo SVAR de manera de no disipar dichas relaciones de largo plazo en el sistema. Basándonos en su significancia en el modelo de corrección de errores y en la teoría económica, se utilizará el tipo de cambio nominal, el EPUC, el Nominal Broad U.S. Dollar Index (Goods Only), el Dow Jones y una variable de incertidumbre global como variables endógenas, mientras que el precio del cobre y precio del petróleo serán incluidas como variables exógenas. Sobre estos puntos se ahondará en la sección 5.2.

---

<sup>9</sup>Destacan en ésta literatura Johansen, S. (1995), Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017), Juselius, K. (2006) y Fanchon, P., & Wendel, J. (1992).

El segundo problema consiste en la posible existencia de causalidad simultánea entre las fluctuaciones del tipo de cambio nominal y los niveles de incertidumbre, lo que no supondría un problema en un modelo VAR ya que es precisamente lo que permite al tratar a todas las variables del sistema como endógenas. Sin embargo, en un modelo SVAR en donde es necesario imponer restricciones sobre los efectos contemporáneos que unas variables tienen sobre las otras, la causalidad simultánea puede ser un problema si las restricciones impuestas no reflejan adecuadamente las verdaderas relaciones estructurales entre las variables.

En estos casos, la literatura recomienda utilizar el test de causalidad de Granger. Este, permite determinar si una serie de tiempo es útil para pronosticar otra. Cabe destacar que en estricto rigor esto no prueba causalidad por sí sola, sino que indica que las proyecciones de  $Y$  se vuelven más precisas cuando se incluye información pasada de  $X$ , por lo que para hablar de causalidad dicha relación debe tener un sustento económico detrás. De todas formas, el test de causalidad de Granger nos da una guía en cuanto a las direcciones de las relaciones entre las variables.

Matemáticamente, se postula la siguiente ecuación:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde:

- $Y_t$  es la variable de interés.
- $\alpha$  es la constante.
- $p$  es el número de periodos de retraso a considerar.
- $Y_{t-i}$  y  $X_{t-i}$  son los rezagos de las variables  $Y$  y  $X$  respectivamente
- $\beta_i$  y  $\gamma_i$  son los coeficientes de las variables rezagadas.
- $\varepsilon_t$  es el término de error.

En el contexto del test de causalidad de Granger, se postula la hipótesis nula de que todos los coeficientes  $\gamma_i$  son cero, es decir,  $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$ . Si se rechaza esta hipótesis nula, entonces se concluye que  $X$  “causa en el sentido de Granger” a  $Y$ .

Teniendo en cuenta que estamos en presencia de series de carácter mensual, se realizan las pruebas de causalidad de Granger utilizando 1, 4, 8 y 12 rezagos, con las series en nivel y en diferencias. Se incluyen las variables: tipo de cambio nominal, EPUC, Dow Jones y precio del cobre, además de utilizar el precio del petróleo como variable exógena. En particular, estamos interesados en evidencia que muestre el EPUC causa en el sentido a la Granger al tipo de cambio nominal y que la relación contraria no es cierta.

El Cuadro 5 reporta los resultados de las pruebas de Granger, detallando tanto los estadísticos obtenidos como sus correspondientes p-values. En las filas resaltadas en marrón, la ecuación se formula con el tipo de cambio nominal como variable dependiente y el EPUC como variable independiente. En estos casos, el objetivo es rechazar la hipótesis nula. Como se puede apreciar, la hipótesis nula es rechazada en 5 de las 8 pruebas realizadas.

Por otro lado, las filas marcadas en gris representan los casos donde la ecuación se formula con el EPUC como variable dependiente y el tipo de cambio nominal como variable independiente. En estos casos, nos interesa no rechazar la hipótesis nula. En todas las 8 especificaciones, la hipótesis nula no es rechazada.

Los resultados obtenidos refuerzan la hipótesis de que el EPUC causa al tipo de cambio nominal, y no al revés. Estos hallazgos, en conjunto con la relación de cointegración identificada en la sección 4.4, constituyen robustas pruebas estadísticas que respaldan la premisa de que el EPUC es un factor determinante en la variación del tipo de cambio nominal.

**Cuadro 5:** Pruebas de causalidad a la Granger

Ecuación	Variable	1 rezago		4 rezagos		8 rezagos		12 rezagos	
		$\chi^2$ stat	p-value	$\chi^2$ stat	p-value	$\chi^2$ stat	p-value	$\chi^2$ stat	p-value
<i>Test en nivel</i>									
<b>tcn</b>	<b>epuc</b>	<b>13.37*</b>	<b>0.000</b>	<b>6.00</b>	<b>0.199</b>	<b>19.65*</b>	<b>0.012</b>	<b>32.82*</b>	<b>0.001</b>
tcn	dj	4.22*	0.040	17.28*	0.002	22.67*	0.004	29.68*	0.003
tcn	cu	0.43	0.510	3.60	0.463	15.22	0.055	21.15*	0.048
<b>epuc</b>	<b>tcn</b>	<b>0.51</b>	<b>0.476</b>	<b>9.04</b>	<b>0.060</b>	<b>13.13</b>	<b>0.107</b>	<b>18.43</b>	<b>0.103</b>
epuc	dj	20.91*	0.000	20.60*	0.000	27.43*	0.001	31.55*	0.002
epuc	cu	3.51	0.061	11.49*	0.022	13.46	0.097	17.93	0.118
<i>Test en diferencias</i>									
<b><math>\Delta</math>tcn</b>	<b><math>\Delta</math>epuc</b>	<b>0.97</b>	<b>0.324</b>	<b>6.16</b>	<b>0.187</b>	<b>19.76*</b>	<b>0.011</b>	<b>31.31*</b>	<b>0.002</b>
$\Delta$ tcn	$\Delta$ dj	3.78	0.052	11.05*	0.026	16.04*	0.042	22.81*	0.029
$\Delta$ tcn	$\Delta$ cu	0.02	0.877	2.15	0.709	15.42	0.051	20.88	0.052
<b><math>\Delta</math>epuc</b>	<b><math>\Delta</math>tcn</b>	<b>0.01</b>	<b>0.938</b>	<b>5.32</b>	<b>0.256</b>	<b>10.00</b>	<b>0.265</b>	<b>13.75</b>	<b>0.317</b>
$\Delta$ epuc	$\Delta$ dj	2.38	0.123	7.21	0.125	18.13*	0.020	18.72	0.095
$\Delta$ epuc	$\Delta$ cu	0.29	0.590	10.32*	0.035	14.22	0.076	21.49*	0.044

Nota: Los valores marcados con \* indican el rechazo a la hipótesis nula al 95%. Para el cálculo de los estadísticos se realiza previamente un modelo VAR con los rezagos indicados en la tabla. Se utilizó el precio del petróleo (oil) como variable exógena.

## 5.2. SVAR para el tipo de cambio nominal y EPUC

Se plantea un modelo SVAR con las siguientes variables endógenas<sup>10</sup>: Broad Dollar Index (*broad*), Dow Jones (*dj*), incertidumbre global (*ig*) incluida a través de diversas variables, incertidumbre local (*il*) medida a través del EPUC y tipo de cambio nominal (*tcn*), todas en logaritmo natural.

La relación de las variables con el tipo de cambio nominal resulta plausible en el sentido económico. El índice Dow Jones y los índices de incertidumbre global como el VIX, se perciben comúnmente como un indicador de la salud económica global. Un deterioro de ellos puede sugerir una desaceleración y/o incertidumbre económica, incentivando a los inversores a adoptar una postura más conservadora, lo que se traduciría en la retirada de capitales de mercados de mayor riesgo, como las economías emergentes, generando presiones de depreciación del tipo de cambio nominal en dichas economías.

Un mecanismo similar sigue la incertidumbre local, en el sentido que un territorio con mayor incertidumbre es percibido como menos seguro, lo que generaría salida de capitales y la consecuente depreciación de la moneda. Por su parte, la inclusión del Broad Dollar Index busca captar las fluctuaciones globales en la demanda de dólares que pueden deberse por ejemplo, a la fortaleza de la economía de Estados Unidos o su política monetaria, controlando el modelo por dicho aspecto.

Adicionalmente se incluyen como variables exógenas el precio del petróleo (*oil*) y el precio del cobre (*cu*). Para la primera, está bastante documentado el impacto que posee en los movimientos del tipo de cambio nominal en las economías emergentes, sobretodo en el corto plazo<sup>11</sup>, mientras que para el precio del cobre, posee gran relevancia al ser Chile el principal productor de esta materia prima en el mundo.

Destaca el estudio de De Gregorio, J., & Labbé, F. (2011) que, utilizando una medida de volatilidad para el tipo de cambio real (TCR), muestran que durante el período de bandas cambiarias, los efectos del precio del cobre eran más graduales pero más profundos que cuando se eliminaron dichas bandas. Como es sabido y así lo mencionan los autores, los shocks externos son absorbidos principalmente por el tipo de cambio nominal y luego se transmiten directamente al TCR.

Luego se plantea el modelo SVAR con las variables endógenas  $Y_t$  y las exógenas como  $Z_t$ , en nivel y con un rezago para cada variable. En su forma matricial, este se ve como:

$$BY_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Phi Z_t + \epsilon_t$$

<sup>10</sup>Se denotan en minúsculas para simplificar las ecuaciones.

<sup>11</sup>Una revisión no exhaustiva sobre esta relación incluye a Ferraro, D., Rogoff, K., & Rossi, B. (2015) y Sari, R., Ham-moudeh, S., & Soyatas, U. (2010) para el mundo, y De Gregorio, J., & Labbé, F. (2011) y Cowan, K., Rappoport, D., & Selaive, J. (2007) para el caso de Chile.

Como se ha mencionado anteriormente, es necesario imponer restricciones de identificación para estimar este modelo. En el marco de una economía pequeña y abierta al mundo, tal como la de Chile, la premisa comúnmente aceptada es que las oscilaciones económicas internas no influirían en los shocks económicos a nivel global. En este contexto, Chile se comporta como un tomador de precio o “*price taker*” en los mercados internacionales, careciendo de la capacidad para incidir sobre variables globales o condiciones económicas internacionales.

Consecuentemente, es razonable postular que las variables globales — *broad*, *dj* y *ig* — no estarían contemporáneamente afectadas por las variables internas *il* y *tcn*, aunque estas últimas sí serían influenciadas de manera inmediata por las variables globales. Adicionalmente, resulta plausible suponer por la propia naturaleza de su construcción, que el índice *gepu* refleja las fluctuaciones del *broad* y del *dj*. Esto se debe a que cualquier noticia que afecte a estas dos variables seguramente se verá reflejada en el valor del *gepu*.

El supuesto clave radica en determinar qué variable no ejerce un efecto contemporáneo sobre la otra, el *tcn* o el *epuc*. Apoyándonos en las pruebas de causalidad de Granger de la sección 5.1 y en la relación de cointegración evidenciada en la sección 4, contamos con una robusta evidencia estadística que respalda la tesis de que el EPUC incide contemporáneamente sobre el tipo de cambio nominal, mientras que la influencia inmediata del tipo de cambio nominal sobre el *epuc* parece no ser significativa.

En términos teóricos, este resultado se alinea con lo esperado, dado que aunque el EPUC puede incorporar noticias relacionadas con el tipo de cambio nominal, estas solo serán contabilizadas si incluyen términos pertenecientes a las categorías de Economía y Política, según se describe en el cuadro 1, limitando así su efecto. Por otro lado, la influencia de la incertidumbre local sobre las fluctuaciones del tipo de cambio nominal está ampliamente respaldada en la literatura.

Acotando los efectos contemporáneos de las variables del sistema de la manera descrita, nos permite estimar el modelo SVAR de forma consistente, el cual en su forma extendida se ve de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \text{broad}_t \\ dj_t \\ ig_t \\ il_t \\ tcn_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \gamma_{30} \\ \gamma_{40} \\ \gamma_{50} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_{55} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \text{broad}_{t-1} \\ dj_{t-1} \\ ig_{t-1} \\ il_{t-1} \\ tcn_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \\ \phi_{31} & \phi_{32} \\ \phi_{41} & \phi_{42} \\ \phi_{51} & \phi_{52} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \text{cut} \\ \text{oilt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^{\text{broad}} \\ \epsilon_t^{\text{dj}} \\ \epsilon_t^{\text{ig}} \\ \epsilon_t^{\text{il}} \\ \epsilon_t^{\text{tcn}} \end{bmatrix}$$

Donde  $\epsilon_t$  denota el vector de innovaciones estructurales mutuamente no correlacionadas. En este sentido, se postula que  $B$  tiene una estructura recursiva tal que los errores  $e_t$  del modelo VAR en forma reducida pueden descomponerse según  $e_t = B^{-1} \cdot \epsilon_t$ <sup>12</sup>.

De esta forma, las restricciones impuestas permiten que el sistema esté identificado y que solo ciertos shocks  $\epsilon_t$  afecten de forma contemporánea las ecuaciones. Por ejemplo, para el caso de la ecuación de la incertidumbre local (*il*) las restricciones implican que este puede verse afectado por shocks contemporáneos y ortogonales del Broad index ( $\epsilon_t^{\text{broad}}$ ), Dow Jones ( $\epsilon_t^{\text{dj}}$ ), incertidumbre global ( $\epsilon_t^{\text{ig}}$ ) y de sí mismo, pero no por shocks contemporáneos del tipo de cambio nominal ( $\epsilon_t^{\text{tcn}}$ ).

### 5.3. Resultados

#### 5.3.1. Importancia de los shocks de incertidumbre local y global en la volatilidad del tipo de cambio nominal

El análisis descomposición de varianza del error de predicción y las funciones de impulso respuesta son los resultados más relevante a la hora de estimar un modelo SVAR, ya que nos permitirán conocer la proporción que explica la incertidumbre local y global en los movimientos del tipo de cambio nominal, su impacto y persistencia.

Se estiman seis modelos distintos, donde la única diferencia entre ellos es la forma en que se mide la incertidumbre global. Las variables utilizadas para cuantificarlas son las mismas utilizadas en los modelos

<sup>12</sup>Descomponer los residuos de esta forma es la conocida descomposición de Cholesky.



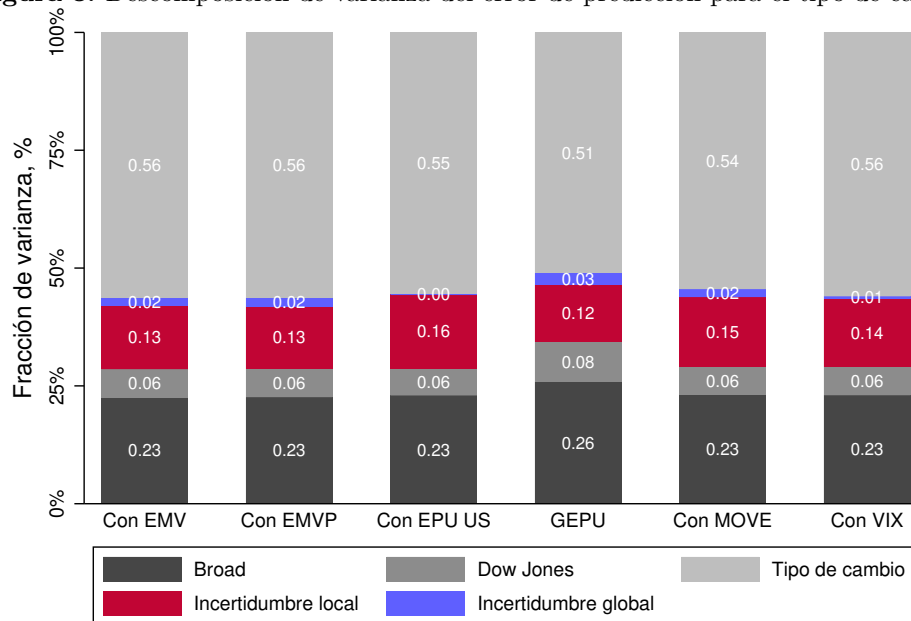
de corrección de errores en cuadro 4: EPU, VIX, MOVE, EMV, EMVP y GEPU, pero en vez de usar el EPU se utilizará el EPU US. Este último es un índice mensual que sigue la misma metodología empleada para el caso del EPUC y EPU, con la diferencia que es para el caso de Estados Unidos y utilizando los 10 periódicos más importantes para dicho país, lo que representa una medida más fiable de la incertidumbre global.

En la Figura 3 se presenta el análisis de descomposición de varianza para el tipo de cambio nominal (variable de respuesta) 24 periodos hacia adelante, calculando el impacto promedio de los shocks de cada variable del sistema (impulso). Este análisis permite evaluar cuánto de la variación de la variable de respuesta puede atribuirse, en promedio, a cada una de las variables de impulso. De este análisis, emergen dos hallazgos destacables.

Primero, se demuestra la robustez de la incertidumbre local (medida a través del EPUC) a la hora de explicar los movimientos del tipo de cambio nominal ya que mantiene una fracción importante independiente de la variable utilizada para medir la incertidumbre global. En particular, la incertidumbre local explica entre un 12 a un 16% de la varianza del error de predicción del tipo de cambio nominal.

Segundo, la incertidumbre local explica una mayor proporción de los movimientos del tipo de cambio nominal que la incertidumbre global, lo cual se mantiene para todas las especificaciones. En el escenario más conservador, que se da al utilizar el índice GEPU, la incertidumbre global explica apenas un cuarto (3%) de la proporción que explica la incertidumbre local (12%) en las fluctuaciones del tipo de cambio.

**Figura 3:** Descomposición de varianza del error de predicción para el tipo de cambio



Los porcentajes corresponden al promedio de la varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal 24 periodos hacia adelante (2 años).  
Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y FRED.

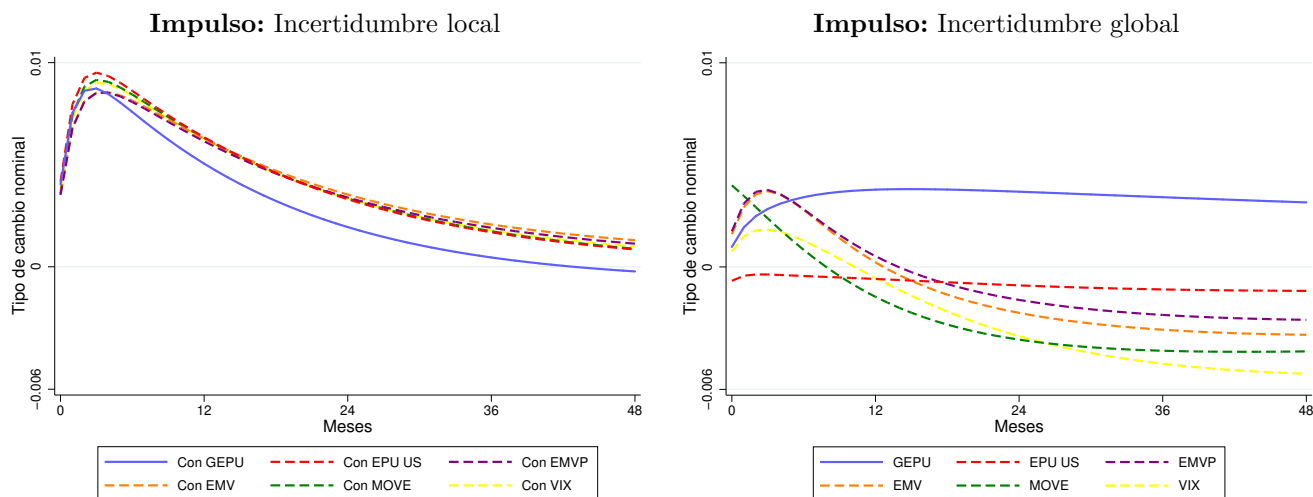
El análisis de las funciones de impulso respuesta (IRF) para el tipo de cambio nominal se ilustra en la Figura 4. El gráfico a la izquierda, que expone el comportamiento del tipo de cambio nominal en respuesta a un shock ortogonal de la incertidumbre local, evidencia que el máximo se logra con rapidez, aproximadamente al tercer mes. A partir de entonces, el efecto empieza a disiparse de manera gradual.

Al comparar la dinámica del tipo de cambio nominal en respuesta a un impulso de la incertidumbre local (gráfico a la izquierda) versus un impulso en la incertidumbre global (gráfico a la derecha), resulta claro que el tipo de cambio nominal responde de manera más intensa ante un shock de la incertidumbre local, efecto que es robusto a las distintas especificaciones. Se evidencia entonces que shocks en la incertidumbre local generan una depreciación mayor y más persistente del tipo de cambio nominal que shocks de incertidumbre global.

Adicionalmente, en la situación de un shock de incertidumbre global, el efecto empieza a tornarse negativo aproximadamente al decimosexto mes. Esto sugeriría un patrón inicial de depreciación seguido de una

apreciación del tipo de cambio nominal. Esta dinámica es coherente con el hecho de que, ante escenarios de incertidumbre global, los inversionistas suelen optar por alternativas más seguras en lugar de inversiones más riesgosas, como lo son las efectuadas en mercados emergentes, depreciando así el tipo de cambio nominal. Sin embargo, una vez que la incertidumbre comienza a disiparse, el apetito por el riesgo se reactiva y se observa un desplazamiento de activos hacia economías de mayor riesgo, apreciando la moneda local.

**Figura 4:** Función impulso respuesta (IRF) para el tipo de cambio nominal



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y [Policy Uncertainty](#).

### 5.3.2. Intercambio de importancias: incertidumbre local y global en el tipo de cambio nominal

La sección anterior demostró, en un análisis de descomposición de varianza, que la incertidumbre local explica una mayor proporción de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal que la incertidumbre global. Además, en un análisis de las funciones de impulso respuesta, se evidenció que ante un shock ortogonal originado por la incertidumbre local, el impacto de depreciación en el tipo de cambio nominal resulta más pronunciado y persistente que frente a un shock generado por la incertidumbre global.

Esta sección tiene como objetivo investigar si estos resultados han permanecido constantes a lo largo del tiempo. Dados que los peaks de incertidumbre en la Figura 1 luego de la crisis subprime son originados principalmente por eventos locales, y conforme a lo discutido en la sección 3, se plantea la hipótesis de que la incertidumbre local ha aumentado su importancia relativa en la última década.

Para testear dicha hipótesis, se aplicará el mismo modelo detallado en la sección 5.3, introduciendo un punto de corte temporal en la muestra. Un candidato inicial para este punto de corte podría ser septiembre de 2008, momento en el que estalla la crisis subprime, una de las más perjudiciales para la economía global en la historia. No obstante, nuestro interés radica en un periodo de baja turbulencia donde, al menos, los impactos más significativos de tal crisis ya se hubieran atenuado para la economía local.

En el caso particular de Chile, gracias a su robusto marco macroeconómico que incluye una efectiva política monetaria y una responsable política fiscal, se lograron implementar medidas contracíclicas que mitigaron las repercusiones de la crisis, propiciando una notable recuperación en 2011 con un crecimiento del PIB de 6.2%<sup>13</sup>. Por lo tanto, un periodo temporal posterior a este punto de recuperación emerge como un candidato. Así, seleccionaremos enero de 2012 como el punto de corte para el análisis<sup>14</sup>.

De este modo, se estimará el modelo:

1. **Antes del punto de corte:** entre enero de 1997 - diciembre 2011

<sup>13</sup>Esto según las cifras del Banco Mundial publicadas en su base de datos. El detalle se encuentra en la serie de [Crecimiento del PIB \(% anual\)](#).

<sup>14</sup>Las conclusiones derivadas se mantienen al utilizar otros puntos de corte tales como enero de 2008 y enero de 2010, los que se reportan en Anexos [10.2](#)

2. **Después del punto de corte:** enero 2012 - diciembre 2019

3. **Muestra completa:** entre enero de 1997 - diciembre 2019

Para ello, se debe elegir una variable para medir la incertidumbre global que represente de mejor manera a los demás modelos que utilizan otro índice para su medición. En los análisis econométricos, es común elegir el modelo más conservador, es decir, el que menos proporción explica de la variable de interés. Este enfoque de “prueba mínima” se basa en la idea de que si el efecto que estamos estudiando es significativo en el modelo más conservador, será aún más significativo en los modelos donde los efectos eran más altos.

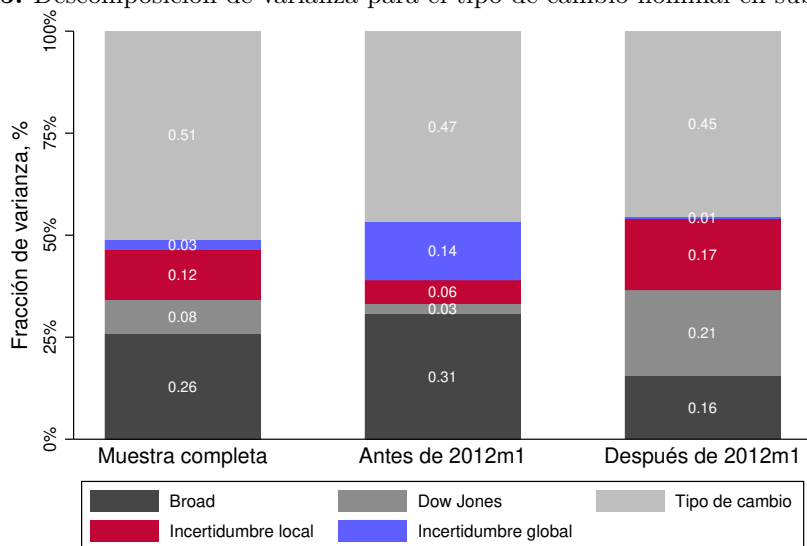
En base a los resultados obtenidos en la sección 5.3, se utilizará como medida de incertidumbre global el GEPU. Lo anterior debido a que este modelo es el que acota de mayor forma los efectos de la incertidumbre local, tanto para el análisis de descomposición de varianza como el de las funciones de impulso respuesta. De esta forma, se establece un límite inferior a los resultados que se obtendrán en este apartado, lo que significa que si se utilizara cualquier otra variable para medir la incertidumbre global, es esperable que los resultados obtenidos fueran aún más pronunciados.

En Figura 5 se muestra el análisis de descomposición de varianza para el tipo de cambio nominal frente a un shock de las variables que conforman el sistema, utilizando las ventanas de tiempo descritas anteriormente.

Con base en dicha figura, es posible evidenciar después de enero de 2012 la incertidumbre local explica mayor proporción de los movimientos del tipo de cambio nominal que en la década anterior, mostrando que la incertidumbre local llega a explicar casi el triple (17% contra 6%) de la varianza del error de predicción del tipo de cambio nominal que el periodo comprendido entre enero 1997-diciembre 2011.

El caso completamente opuesto se da con respecto a la incertidumbre global: en el período comprendido entre enero 1997 - enero 2012, la incertidumbre global explica los movimientos del tipo de cambio nominal en una fracción 14 veces (14% contra 1%) superior que si lo comparamos con el periodo posterior a dicho punto. Este fenómeno se explica por el aumento en la importancia de la incertidumbre global y el Dow Jones a costa de la incertidumbre local y el Broad Index a la hora de explicar los movimientos del tipo de cambio nominal en la última década.

**Figura 5:** Descomposición de varianza para el tipo de cambio nominal en submuestras



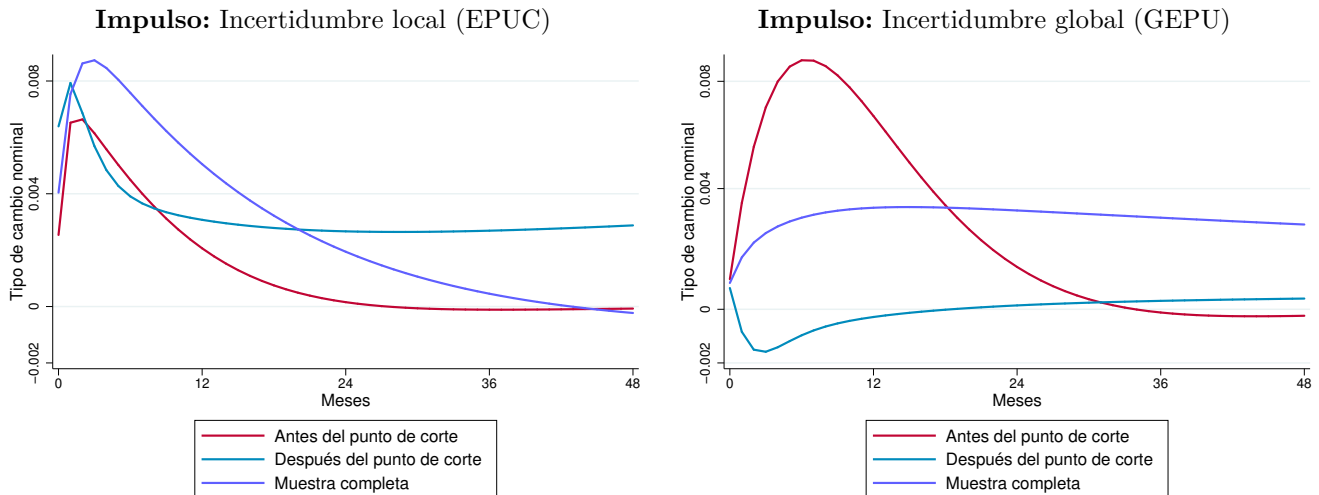
Los porcentajes corresponden al promedio de la varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal 24 períodos hacia adelante (2 años).  
Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y FRED.

Estos resultados sugieren que, durante el periodo de enero de 1997 a diciembre de 2011, la incertidumbre global desempeñaba un rol crucial en la determinación de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal. Sin embargo, en la última década su impacto ha sido completamente relegado a favor de la influencia preponderante de la incertidumbre local.

El análisis de las funciones de impulso respuesta para el tipo de cambio nominal se ilustra en la Figura 6. En la gráfica situada a la izquierda, se presenta la IRF en respuesta a un impulso de la incertidumbre

local. En tal caso, destaca que el impacto sobre el tipo de cambio nominal es bastante limitado y apenas existen diferencias significativas entre las dos submuestras examinadas. Además, después de un periodo de dos años el efecto de un shock ortogonal de la incertidumbre local parece disiparse, especialmente cuando se considera el periodo que va de enero de 1997 a diciembre de 2011.

**Figura 6:** Función impulso respuesta (IRF) para el tipo de cambio nominal en submuestras



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y [Policy Uncertainty](#).

En lo que respecta a la incertidumbre global, se observan algunas discrepancias. Al analizar la gráfica situada del lado derecho, se observa que durante la última década un shock ortogonal de la incertidumbre global logra apreciar el tipo de cambio nominal a corto plazo, aunque este efecto es bastante acotado y tiende a disiparse rápidamente.

Por otro lado, en el periodo que va de enero de 1997 a diciembre de 2011, un shock ortogonal de la incertidumbre global provoca una depreciación del tipo de cambio nominal a corto plazo. Este efecto, aunque también limitado, es de una magnitud notablemente superior a la depreciación producida al examinar la otra submuestra, disipándose a un ritmo menor.

Los hallazgos mostrados en esta sección indican que existe un punto en donde la importancia que posee la incertidumbre local y global en el tipo de cambio nominal tiende a invertirse. En particular, en la década anterior, la incertidumbre global jugaba un papel fundamental en la definición de las oscilaciones del tipo de cambio nominal y su impacto era considerable. Sin embargo, en la última década, su importancia se ha visto desplazada de forma considerable por la incertidumbre local, la cual explica una gran proporción de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal en dicho periodo.

Cabe destacar que el periodo contemplado en estos análisis incluye solo tres meses después del inicio de las revueltas sociales en octubre de 2019, momento durante el cual los índices de incertidumbre local experimentaron fuertes incrementos. Sumado a esto, en los periodos siguientes se presentaron eventos de elevada incertidumbre global, como la pandemia del COVID-19 y el conflicto bélico entre Rusia y Ucrania. Por lo tanto, resultaría interesante evaluar si los resultados obtenidos en esta sección se mantienen al incorporar los años más recientes en el análisis. Este aspecto se tratará con más detalle en la sección siguiente sección.

## 6. Extensión del período de análisis

Los resultados de la sección anterior fueron en base series temporales que llegaban hasta diciembre de 2019. Sin embargo, han ocurrido eventos significativos posteriores a este periodo que han tenido un impacto sustancial en la incertidumbre local y global, como las revueltas sociales, el acuerdo constitucional, las elecciones presidenciales de 2021 y la pandemia de COVID-19. Naturalmente, surge una interrogante clave: ¿persisten estos hallazgos al incorporar el período que comprende estos eventos? Esta sección pro-

fundiza sobre este interrogante.

El principal problema radica en que el índice EPUC fue compilado hasta fin de 2019, lo que imposibilita extrapolar los resultados hallados hasta ahora para períodos posteriores basados solo en él. Sin embargo, existe otro índice de incertidumbre que mantiene su compilación: el Índice Diario de Incertidumbre Económica (DEPUC) desarrollado por Sagner, A., & Becerra, J. S. (2023).

La propuesta consiste en primero, mensualizar este índice diario para luego realizar un empalme de éste índice con el utilizado en las secciones anteriores, el EPUC, por el método de interpolación. De esta forma se generaría un nuevo índice: el índice de Incertidumbre de Política Económica Empalmado (IPPE) que abarca los últimos 4 años que el EPUC por sí solo no logra capturar.

El detalle sobre el índice DEPUC de A., & Becerra, J. S. (2023) y la construcción de nuestro nuevo índice de incertidumbre (IPEE) se encuentran en Anexos 10.3 y Anexos 10.4, respectivamente. En la subsección 6.1, se presentan los resultados obtenidos a partir de la aplicación del modelo SVAR utilizando este nuevo índice empalmado. Por su parte, la subsección 6.2 conduce un ejercicio de política mediante la implementación de un modelo ECM con el propósito de predecir el tipo de cambio nominal en el periodo comprendido entre 2018 y 2023, empleando el mismo índice previamente mencionado.

## 6.1. Resultados

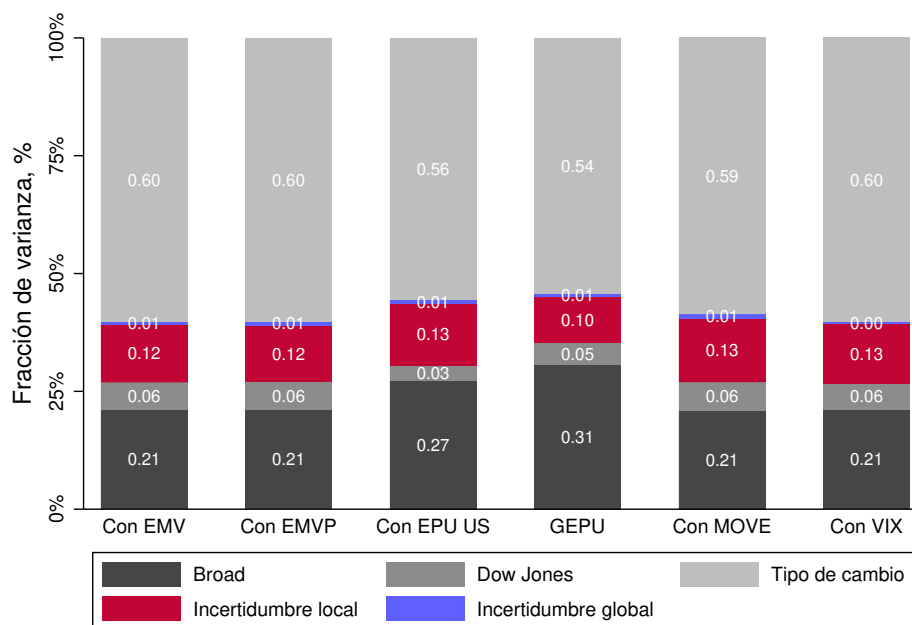
En este apartado se reportan los resultados del modelo SVAR descrito extensamente en la sección 5.2, con la diferencia de que para medir la incertidumbre local utilizamos nuestro nuevo índice de incertidumbre empalmado que permite incluir el periodo entre enero 2020 y mayo 2023 en el análisis: el IPEE.

### 6.1.1. Importancia de los shocks de incertidumbre local y global en la volatilidad del tipo de cambio nominal

La Figura 7 presenta la descomposición de la varianza del tipo de cambio nominal utilizando como medida de incertidumbre local el índice IPEE y midiendo la incertidumbre global por seis medidas diferentes. Como se observa, la incertidumbre local explica una mayor proporción de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal que la incertidumbre global, lo que respalda las conclusiones derivadas de la Figura 3. Esto sugiere que incluso al extender el análisis para incorporar el periodo de alta incertidumbre que abarca de 2020 a 2023, marcado por acontecimientos como la pandemia del coronavirus, las revueltas sociales, el proceso constitucional, elecciones presidenciales, entre otras, la incertidumbre local persiste en su papel preponderante a la hora de explicar los movimientos del tipo de cambio nominal.

Sin embargo, el efecto de la incertidumbre local es más acotado con respecto al caso en donde no se incluía estos tres últimos años. En particular, cuando no incluíamos esta ventana de tiempo la incertidumbre local llegaba a explicar entre un 12-16% (ver porcentajes de incertidumbre local en Figura 3) de la varianza del error de predicción del tipo de cambio nominal, mientras que al extender el período de análisis este porcentaje se reduce, oscilando entre un 10 y 13%.

**Figura 7:** Descomposición de varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal



Los porcentajes corresponden al promedio de la varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal 24 períodos hacia adelante (2 años).  
Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y FRED.

Una explicación sería mencionar que el aumento de la incertidumbre medida en el IPEE se consolida en marzo de 2020, periodo en el cual se anunció la cuarentena nacional producto del COVID-19 y, al ser este un evento que aumentó los niveles de incertidumbre de manera global y que hasta el día de hoy tiene efectos en el mundo, es de esperar su importancia haya aumentado. Sin embargo como se observa en la misma figura, la proporción y dinámica de la incertidumbre global a la hora de explicar la variación tipos de cambio disminuyó respecto a cuando no incluíamos el período 2020-2023 en el análisis (ver porcentajes de incertidumbre global en Figura 3).

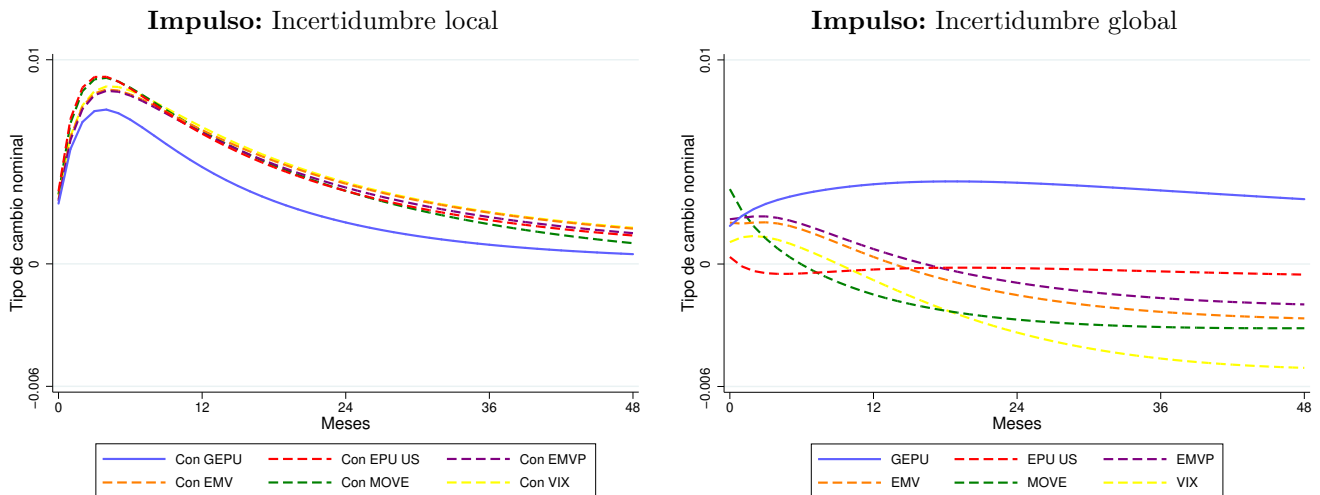
Más bien lo que observamos al incluir este periodo de tiempo en el análisis es que se generó un quiebre estructural en las medidas de incertidumbre local en noviembre de 2019 impulsada tanto por factores globales como locales, lo que inició una fuga de capitales que llevó a una rápida depreciación del tipo de cambio nominal. Sin embargo, con el paso del tiempo, los agentes económicos han ajustado sus expectativas y han incorporado este escenario de elevada incertidumbre en sus decisiones de inversión como algo duradero, aumentando los niveles de inversión en el país a pesar de la alta incertidumbre.

A su vez, durante este período y en respuesta a este entorno de creciente y persistente incertidumbre, el Banco Central de Chile debió aplicar medidas excepcionales, interviniendo el mercados de divisas en dos ocasiones, una acción que resultó en una atenuación del impacto de la incertidumbre a la hora de explicar los movimientos del tipo de cambio nominal.

Este escenario, que persiste hasta la actualidad, ha suavizado las presiones depreciativas sobre el tipo de cambio nominal, restándole importancia a la incertidumbre local. Lo anterior puede apreciarse en las funciones de respuesta al impulso para el tipo de cambio nominal, presentadas en la Figura 8. En ellas, se observa que la influencia de la incertidumbre local en el tipo de cambio nominal ha experimentado una leve disminución en comparación con el análisis previo que no incluía esta ventana temporal (Figura 4). De forma específica, el peak de dicho efecto controlando por el GEPU se ha reducido de un 0.8% al tercer mes en los análisis previos, a aproximadamente un 0.65% en el mismo mes. Esto denota una disminución en el impacto depreciativo que la incertidumbre local tiene sobre la línea base del tipo de cambio nominal.

En síntesis, la adaptación gradual de los agentes económicos a este entorno de incertidumbre persistente junto con la intervención cambiaria del Banco Central en momentos de alta incertidumbre, han contribuido a moderar el efecto de la incertidumbre local a la hora de explicar las fluctuaciones del tipo de cambio nominal.

**Figura 8:** IRF para el tipo de cambio nominal

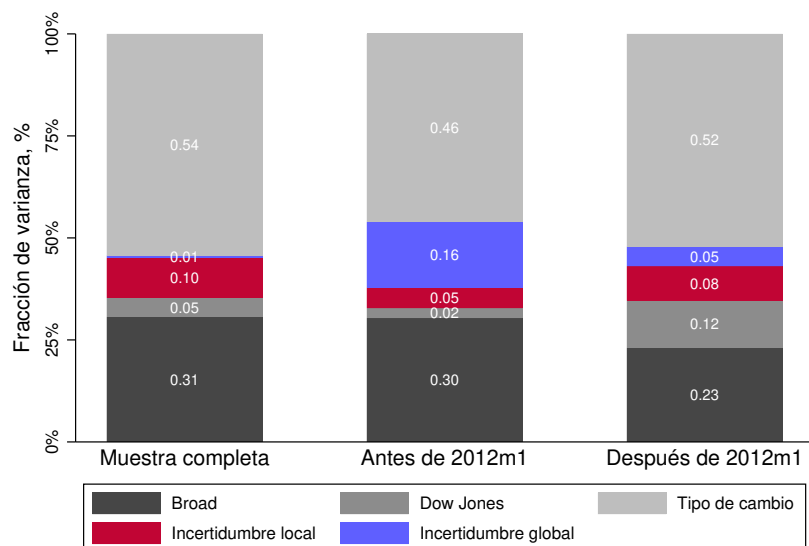


Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y [Policy Uncertainty](#).

### 6.1.2. Intercambio de importancias: incertidumbre local y global en el tipo de cambio nominal

Respecto al análisis en submuestras, se observa que la fracción que explica el IPEE del movimiento del tipo de cambio nominal para el periodo enero 2012 - mayo 2023 es de 8% en condiciones que cuando no se incluía la ventana de tiempo enero 2020-mayo2023, explicaba un 17%, lo que representa evidencia adicional a nuestra hipótesis: la adaptación gradual de los agentes económicos a este entorno de incertidumbre persistente junto con la intervención cambiaria del Banco Central en momentos de alta incertidumbre ha reducido la proporción de la incertidumbre local en las fluctuaciones del tipo de cambio nominal.

**Figura 9:** En submuestras: Descomposición de varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal



Los porcentajes corresponden al promedio de la varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal 24 períodos hacia adelante (2 años).

Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y FRED.

Además, se observa que la incertidumbre global y el Broad index aumentaron sus contribuciones. Esto nos indica que las condiciones globales sí han ganado relevancia relativa a la hora de explicar la variación del tipo de cambio nominal, punto que también fue mencionado: los aumentos en los niveles de incertidumbre se consolidan en marzo de 2020, periodo en el cual se anunció la cuarentena nacional producto del COVID-19. Al ser este un evento que aumentó los niveles de incertidumbre de manera global es de

esperar que su importancia se haya incrementado.

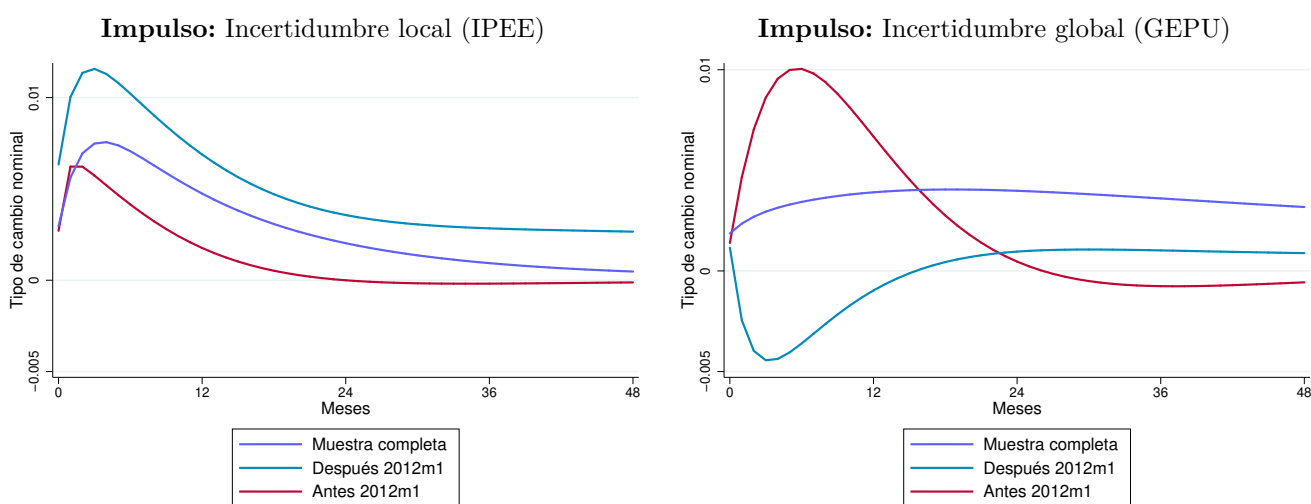
Por último, en la Figura 10 se observa el comportamiento de las funciones de impulso respuesta para el tipo de cambio nominal, utilizando las submuestras. En este caso, no hay mucha diferencia con el análisis realizado al tener como ventana de tiempo 1997m1-2020m1 (Figura 6). Solo resulta particular que ahora el efecto inicial de apreciación del tipo de cambio nominal para la ventana de tiempo 2012m1-2023m5 que tiene la incertidumbre global se incrementa, pero al cabo de 14 meses se convierte en uno de depreciación de la moneda local.

Lo anterior ocurre porque la información de IPEE es especialmente relevante en tiempos de ciclos normales de la economía, pero puede contener componentes de información similares a las variables de rendimiento del mercado financiero durante períodos turbulentos en los mercados financieros y en la economía real, disipando su efecto. Esto puede generar resultados menos consistentes a la hora de evaluar su impacto<sup>15</sup>. Esto es precisamente lo que ocurre. Si observamos en la Figura 9, la suma de las proporciones que explican el Dow Jones y el Broad pasan de un 30 % para el período antes de enero de 2012 a un 35 % para el período después de enero del 2012.

Una interpretación alternativa reside en la estrategia de inversión denominada “*carry trade*”. Esta consiste en solicitar préstamos en una divisa con una baja tasa de interés y utilizar los fondos obtenidos para invertir en otra moneda que presente una tasa de interés considerablemente mayor. Entonces durante un shock de incertidumbre global puede ocurrir “*carry trade*”: los inversores, buscando mayores rendimientos para compensar el riesgo adicional, podrían aumentar sus inversiones en la economía emergente, donde las tasas de interés suelen ser más altas. Esto incrementa la demanda de la moneda de dicha economía, generando su apreciación en el corto plazo.

No obstante, si la incertidumbre persiste o se intensifica a mediano y largo plazo, el riesgo percibido de depreciación de la moneda del mercado emergente puede incrementar. Los inversores, en respuesta a este riesgo, podrían empezar a deshacer sus operaciones en la economía emergente, vendiendo su moneda y reinvertiendo en monedas con tasas de interés más bajas y percibidas como más seguras. Este cambio en la dinámica del mercado aumenta la oferta de la moneda emergente, conduciendo a su depreciación en el mediano y largo plazo. Por lo tanto, a pesar de la apreciación inicial, el efecto neto de un shock de incertidumbre global tiende a ser una depreciación.

**Figura 10:** En submuestras: Función impulso respuesta para el tipo de cambio nominal



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016) y [Policy Uncertainty](#).

## 6.2. Ejercicio de política

Este apartado está dedicado a constatar el incremento en la eficacia predictiva que los modelos de tipo de cambio nominal habitualmente empleados podrían experimentar al integrar como variable explicativa

<sup>15</sup> Así lo demuestran Junttila, J., & Vataja, J. (2018) para EE. UU., el Reino Unido y economías europeas en general utilizando el EPU de cada país.



la incertidumbre de política económica, lo que mejora la capacidad de toma de decisiones en materia de política pública y monetaria al permitir considerar una gama más amplia de modelos en el análisis.

Para comprender el contexto de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal en el marco de la política monetaria y su creciente relevancia, es esencial recordar que desde la adopción del régimen de tipo de cambio flexible en Chile hace 24 años, el Banco Central de Chile sólo se ha visto obligado a intervenir en el mercado cambiario en cinco ocasiones. Estas intervenciones se han producido durante situaciones de extrema volatilidad o momentos en los que el peso chileno se ha desviado significativamente de sus fundamentos económicos.

En este sentido, destacan las dos últimas recientes intervenciones. La primera, posterior al periodo de protestas sociales que comenzaron en octubre de 2019 y que derivaron en un periodo de intensa incertidumbre local, terminó desencadenando un desvío significativo del tipo de cambio nominal respecto de lo predicho por los modelos utilizados por esta institución, los que utilizan principalmente determinantes de largo plazo. En respuesta a este fenómeno, se decidió implementar una medida extraordinaria, instruyendo un programa de intervención cambiaria y una disposición preventiva de liquidez en dólares. Un escenario similar se presentó en julio de 2022, cuando con el propósito de facilitar el ajuste de la economía chilena a las inciertas y fluctuantes condiciones internas y externas, se resolvió implementar un programa semejante de intervención cambiaria y provisión preventiva de liquidez en dólares.

Dado este escenario, resulta crucial disponer de modelos de predicción que integren la incertidumbre de política económica entre sus factores determinantes a corto y largo plazo. Por consiguiente, se propone realizar una comparativa en la predicción del modelo de tipo de cambio nominal utilizado por el BCCh con una variante de este mismo modelo, diferenciándose únicamente en la inclusión de la incertidumbre de política económica. Se efectuará la predicción desde enero de 2019 hasta mayo de 2023, un período marcado por una elevada incertidumbre local y que también abarca las dos intervenciones cambiarias previamente mencionadas.

Para llevar a cabo lo anterior, se utilizará el índice de incertidumbre de política económica empalmado (IPEE) descrito en la sección 10.4. El modelo a utilizar será uno de corrección de errores (ECM) tomando como base la especificación utilizada por el BCCh en su modelo para análisis de alta frecuencia del tipo de cambio nominal, el cual fue descrito en detalle en la sección 4.2. La ecuación a estimar se define como:

$$\Delta tcn_t = \alpha_0 + \alpha_1(tcn_{t-1} - \beta X_{t-1} - \theta ipee_{t-1}) + \sum_{i=0}^p \delta \Delta X_{t-j} + \sum_{i=0}^p \eta \Delta Z_{t-j} + \epsilon_t$$

Donde:

- $\Delta$  corresponde al operador de diferencias
- $tcn_t$  corresponde al tipo de cambio nominal en  $t$
- $tcn_{t-1}$  corresponde al rezago del tipo de cambio nominal
- $X_t$  un vector de variables que incluyen los fundamentales de largo plazo
- $Z_t$  un vector de variables que incluyen los fundamentales de corto plazo
- $ipee$  corresponde al índice de incertidumbre de política económica empalmado

Se ingresan en el vector  $X_t$  los precios del cobre y el petróleo, los niveles de precios domésticos y de US, el EMBI y el Nominal Broad U.S. Dollar Index<sup>16</sup>, mientras que el vector  $Z_t$  incluye el índice bursátil Dow Jones.

Este último se incluye con tres rezagos de su diferencia,  $\Delta dj_{t-i}$  con  $i$  de 1 a 3. Adicionalmente también se incluyó el primer rezago de la diferencia Nominal Broad U.S. Dollar Index,  $\Delta broad_{t-1}$ . La idea detrás es capturar de mejor manera las dinámicas de corto plazo a su vez que son variables significativas en el modelo, minimizando los criterios de información Akaike y Bayesian.

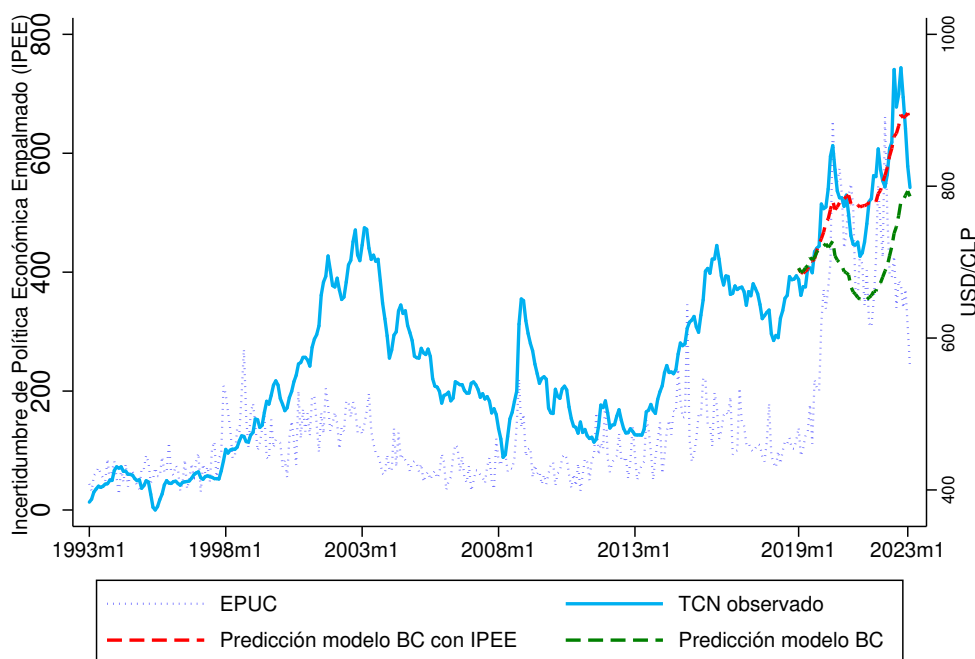
El modelo se restringe hasta diciembre de 2018 y se aplica para realizar predicciones dinámicas desde enero de 2019 hasta mayo de 2023, abarcando un total de cinco años y cinco meses. Así, se efectúan

<sup>16</sup>Este se empalmó con el Nominal Broad U.S. Dollar Index (Goods Only) por el método de interpolación hacia atrás.

dos pronósticos empleando este modelo: uno que excluye el IPPE, que correspondería al modelo base del BCCh, y otro que sí incorpora este índice.

En la Figura 11 se encuentran los resultados. En primer lugar, se identifica la razón detrás de las intervenciones cambiarias: la predicción, representada en verde y que corresponde al modelo base, indica que la marcada depreciación observada del tipo de cambio nominal, línea celeste, se desviaba considerablemente de la trayectoria prevista por los fundamentales de largo plazo. Este desajuste fue, en esencia, el factor que motivó las intervenciones en el mercado cambiario<sup>17</sup>.

**Figura 11:** Predicción de tipo de cambio nominal



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016), Cámara de comercio de Santiago, FRED y BLS.

En contraposición, el modelo que incluye el IPEE consigue predecir con una notable mayor precisión el incremento del tipo de cambio nominal durante todo el período de pronóstico, incluso en octubre de 2019, cuando se iniciaron las revueltas sociales. Claramente esto se debe a la incorporación de la incertidumbre en el modelo a través de este índice, que experimentó un aumento explosivo durante dicho período (ilustrado por la línea punteada), permitiendo explicar el aumento del tipo de cambio nominal más allá de lo que sus fundamentos de largo plazo predicen.

A partir de este ejercicio, se puede constatar que la incertidumbre tiene un impacto significativo en la mejora de la capacidad predictiva de los modelos de tipo de cambio nominal. Lo anterior va en línea con lo mostrado en otros estudios. Por ejemplo, Junttila, J., & Vataja, J. (2018) muestran que la inclusión de medidas EPU, ya sea para EE. UU., el Reino Unido o para las economías europeas en general, mejora la capacidad de pronóstico de los modelos basados en información estándar del mercado financiero, especialmente para el período anterior a la crisis mundial de 2008.

La limitación reside en que de la forma planteada no es posible predecir períodos que aún no ocurren ya que las medidas de incertidumbre como el EPUC o el IPEE son variables ex-post, por lo que en una primera etapa se requeriría predecir los niveles de incertidumbre futuros para predecir el tipo de cambio nominal. En este sentido, existe una vasta literatura que ha logrado construir modelos predictivos aprovechando la incertidumbre de la política económica. Destaca el estudio de Pástor, L., y Veronesi, P. (2013), en el que se desarrolla un modelo de equilibrio general de elección de política gubernamental. En este modelo, los precios de las acciones responden a las noticias políticas, lo que sugiere que la incertidumbre política conlleva una prima de riesgo que se intensifica en condiciones económicas adversas. Este modelo ofrece evidencia empírica en línea con sus predicciones, reforzando su relevancia y aplicabilidad.

<sup>17</sup>Esto es de hecho lo que menciona la institución en su comunicado oficial de [Medidas excepcionales](#).

En consecuencia, se propone una exploración más profunda en este punto, incorporando un mayor espectro de medidas de incertidumbre y/o metodologías con el objetivo de diversificar y enriquecer los modelos existentes. Esto permitirá determinar con mayor precisión si las desviaciones de los fundamentos del tipo de cambio nominal se deben efectivamente a condiciones de incertidumbre, ya sean locales o globales, y si son provocadas por factores políticos, económicos o una combinación de ambos. En definitiva, estos resultados abren un abanico de posibilidades para futuras investigaciones en esta área.

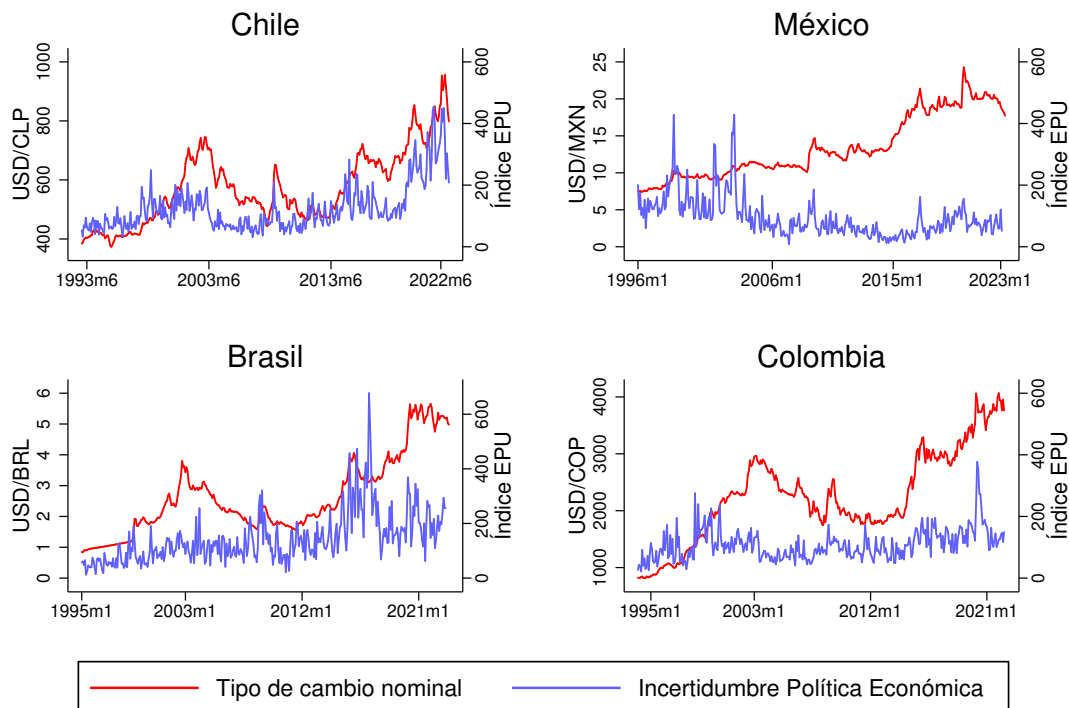
## 7. El caso de Latinoamérica

El objetivo de este apartado es mostrar si la relación hallada en la sección 4 entre el tipo de cambio nominal y los índices de incertidumbre se mantienen para otros países similares a Chile. En particular, se busca testear la hipótesis de que pueda existir una relación de cointegración entre la incertidumbre de política económica y el tipo de cambio nominal en países similares a Chile.

En este sentido, se construyen modelos de corrección de errores de frecuencia mensual por país para aquellos territorios Latinoamericanos en los que se haya construido un índice de incertidumbre siguiendo la metodología de Baker et al (2016). Estos países corresponden a: México, Brasil y Colombia. En Figura 12 se observan los tipos de cambio e índices EPU<sup>18</sup> para los países de comparación, en donde se observa que la relación no es tan clara para ellos como lo es a priori para el caso de Chile.

Se estimará un modelo por país similar al modelo de frecuencia mensual utilizado para el caso de Chile en la sección 4, con algunas diferencias. Primero, no se incluirá el precio del cobre ya que esta es una variable relevante para el tipo de cambio nominal de Chile, más no para los países mencionados. Tampoco se incluirá el EMBI ya que restringe de forma importante la cantidad de observaciones y no mostró significancia en ninguna especificación en los modelos del caso de Chile. Por otra parte, se incluirá la tasa de política monetaria (o tasa objetivo) y promedio mensual del precio del índice bursátil más relevante por país para controlar por la mayor cantidad de variables idiosincráticas a cada territorio.

**Figura 12:** Tipo de cambio nominal e índice de Incertidumbre de Política Económica



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile y Cerda, Silva and Valente (2016) para el caso de Chile, Banco Central do Brasil y Bloom and Davis (2016) para el caso de Brasil, Banco de México y Bloom and Davis (2016) para el caso de México y Banco de la República de Colombia y Gil and Silva (2018) para el caso de Colombia.

<sup>18</sup>Para los casos de México y Brasil solo se han construido índices EPU, es decir, aquellos que incorporan la incertidumbre tanto interna como externa, por lo que para los tres países Latinoamericanos de comparación se utilizará esta versión.

En Cuadro 6 se encuentran los resultados, en donde se vuelve a confirmar la importancia del índice EPUC para Chile en el tipo de cambio nominal y la existencia de cointegración en las series al observar la fila marrón. Luego, para los países de México y Brasil se evidencia posible cointegración entre las series. Sin embargo, en el caso de Brasil el estadístico está en el límite y para Colombia no hay significancia. Además, el índice EPU no es significativo para ninguno de los tres países de comparación como puede evidenciarse en la fila sombreada en gris.

**Cuadro 6:** Modelos de frecuencia mensual para Latinoamérica

	Chile	México	Brasil	Colombia
	(1)	(2)	(3)	(4)
	D.tcn	D.tcn	D.tcn	D.tcn
<b>L.tcn</b>	<b>-0.0843**</b>	<b>-0.156**</b>	<b>-0.0340*</b>	<b>-0.0805</b>
	(0.000)	(0.005)	(0.033)	(0.386)
LD.tcn	0.263**	0.342**	0.384**	0.0388
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.715)
<b>L.epuc</b>	<b>0.0113**</b>	<b>-0.00506</b>	<b>0.000161</b>	<b>0.00104</b>
	(0.005)	(0.439)	(0.976)	(0.942)
L.oil	0.0171**	-0.0223	0.0173	0.00862
	(0.000)	(0.185)	(0.177)	(0.684)
L.inf	-0.000849	-0.0115	-0.00406	-0.0212
	(0.846)	(0.079)	(0.533)	(0.069)
L.inf_us	0.000693	-0.00537	-0.00263	0.00189
	(0.908)	(0.549)	(0.764)	(0.892)
L.tpm	-0.00000348	0.00374	-0.000223	0.00544
	(0.997)	(0.088)	(0.605)	(0.076)
L.ind_burs	-0.00549*	0.0413	-0.00447	0.0214
	(0.026)	(0.069)	(0.564)	(0.511)
L.broad	0.127**	0.153	0.139*	0.189
	(0.002)	(0.136)	(0.048)	(0.342)
LD.dj	-0.0792*	-0.0618	-0.0870	0.0974
	(0.022)	(0.363)	(0.125)	(0.331)
L2D.dj	0.0621	0.161*	0.104	0.0343
	(0.072)	(0.012)	(0.065)	(0.719)
Constant	-0.161	-0.632	-0.641	-0.478
	(0.208)	(0.147)	(0.061)	(0.216)
AIC	-1290.6	-619.0	-1043.8	-498.7
BIC	-1247.2	-583.4	-1000.1	-463.0
DW	2.021	1.937	1.910	2.004

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$

Esto indica que Chile es un caso único dentro de Latinoamérica en donde la incertidumbre de política económica local es especialmente relevante a la hora de explicar las fluctuaciones del tipo de cambio nominal en el corto plazo y que dichas relación se mantiene en el largo plazo.

Cabe preguntarse el motivo de este resultado. Para ello, es preciso tomar en cuenta dos factores determinantes: el nivel de globalización y la Inversión Extranjera Directa (IED) que posee cada país. La hipótesis detrás de los resultados evidenciados es que Chile al ser el país más globalizado y con mayor IED entre los considerados en la comparativa, se propicia una relación más robusta entre las fluctuaciones del EPU y el tipo de cambio nominal a través de la salida de capitales que terminan generando variaciones en el tipo de cambio nominal.

Para el primer factor, existen diversas formas de medir la globalización de un país, pero existe un índice que es bastante completo midiendo este aspecto y que es popular en los últimos años: el Índice de Globalización KOF (KOFGI) desarrollado por el KOF Swiss Economic Institute.

El KOFGI es un índice compuesto que mide la globalización a lo largo de la dimensión económica, social y política para casi todos los países del mundo en una escala de 1 (menos) a 100 (más globalizado) desde 1970 hasta 2020. Para su construcción se basa en las variables como el comercio de bienes (en % del PIB), comercio de servicios (en % del PIB), diversidad de socios comerciales, prevalencia de las regulaciones comerciales, los ingresos fiscales comerciales, las tasas arancelarias promedio, número de acuerdos comerciales, entre otras.

La segunda variable relevante para nuestro análisis, la IED, puede ser cuantificada utilizando las series publicadas por el Banco Mundial<sup>19</sup>.

El Cuadro 7 muestra el promedio de ambas variables en las últimas décadas para Chile, Brasil, Colombia y México. Como se puede observar, Chile sobresale con los promedios más altos tanto en el KOFGI como en la IED, lo cual respalda la hipótesis planteada. Por lo tanto, el mecanismo sugerido es que, al ser Chile el país más globalizado y con mayor cantidad de inversión extranjera directa, un shock de incertidumbre de política económica provoca de manera más consistente salidas de capitales que las economías de comparación, lo que termina teniendo efectos depreciativos más importantes de la moneda local.

**Cuadro 7:** Promedio del Índice KOF e IED para varios países

País	Índice KOF	IED (%PIB)
Chile	70.76	6.33
Brasil	58.72	2.96
Colombia	55.76	3.44
Mexico	61.81	2.63

Nota: Para el Índice KOF, se considera el promedio de dicho índice entre 1993 y 2020. Para IED, se considera el promedio entre 1993 y 2022.

<sup>19</sup>Disponibles en [Inversión extranjera directa, entrada neta de capital \(% del PIB\) - Chile, Brasil, Colombia, México](#).

## 8. Conclusión

Históricamente, la incertidumbre ha jugado un papel determinante en la toma de decisiones de los agentes económicos. Chile no es una excepción a esta regla. En los últimos años, caracterizados por episodios de intensa incertidumbre en torno a la política económica, su importancia se ha magnificado, afectando significativamente a diversas variables económicas fundamentales.

El presente estudio evidencia la importancia de la incertidumbre política y económica local en el tipo de cambio nominal en Chile. Implementando un modelo de corrección de errores (ECM), se demuestra su importancia en los movimientos a corto y largo plazo del tipo de cambio nominal revelando cointegración entre las series, relación que no se replica en los países latinoamericanos de comparación. Este resultado es robusto tanto al controlar por diversas medidas de incertidumbre global como a múltiples pruebas que confirman la fortaleza de la especificación del modelo y de la relación de cointegración.

Asimismo, utilizando un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) se da cuenta que la incertidumbre local es de mayor relevancia que la incertidumbre global en la explicación de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal. Este efecto ha cobrado especial relevancia en la última década, donde la incertidumbre local explica una mayor proporción de los movimientos del tipo de cambio que la global, hallazgos robustos al controlar por diversas medidas de incertidumbre global, distintos intervalos de tiempo y cortes en la muestra.

Finalmente, la incertidumbre local ha demostrado mejorar la capacidad predictiva de los modelos macroeconómicos comúnmente utilizados para predecir el tipo de cambio nominal. Estos resultados abren un amplio espectro de posibilidades en materia de política macroeconómica al considerar su importancia en los modelos de predicción del tipo de cambio nominal, a su vez que plantea el desafío de hallar medidas que permitan mitigar su impacto en las fluctuaciones de la moneda nacional y por consiguiente, en la estabilidad del sistema financiero.

## 9. Referencias

- Baker, S. R., & Bloom, N. (2013). Does uncertainty reduce growth? Using disasters as natural experiments (No. w19475). National Bureau of Economic Research.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., & Kost, K. J. (2019). Policy news and stock market volatility (No. w25720). National Bureau of Economic Research.
- Central Bank of Chile (2020). Use of macroeconomic models at Central Bank of Chile, Santiago, Chile.
- Cerda, R., Silva, A., & Valente, J. T. (2016). Economic policy uncertainty indices for Chile. *Economic Policy Uncertainty working paper*.
- Cowan, K., Rappoport, D., & Selaive, J. (2007). High frequency dynamics of the exchange rate in Chile. Santiago: Central Bank of Chile.
- De Gregorio, J., & Labbé, F. (2011). Copper, the real exchange rate and macroeconomic fluctuations in Chile (Vol. 640). Santiago: Central Bank of Chile.
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series fourth edition*. New York (US): University of Alabama.
- Engel, C. & West, K. D. (2005). Exchange rates and fundamentals. *Journal of political Economy*, 113(3), 485-517.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fanchon, P., & Wendel, J. (1992). Estimating VAR models under non-stationarity and cointegration: alternative approaches for forecasting cattle prices. *Applied Economics*, 24(2), 207-217.
- Ferraro, D., Rogoff, K., & Rossi, B. (2015). Can oil prices forecast exchange rates? An empirical analysis of the relationship between commodity prices and exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 54, 116-141.
- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics (No. w20038). National Bureau of Economic Research.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. OUP Oxford.
- Junttila, J., & Vataja, J. (2018). Economic policy uncertainty effects for forecasting future real economic activity. *Economic Systems*, 42(4), 569-583.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford University Press, USA.
- Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge University Press.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of political economy*, 103(3), 624-660.
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of financial Economics*, 110(3), 520-545.
- Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *Journal of business*, 61-65.
- Reboredo, J. C. (2012). Modelling oil price and exchange rate co-movements. *Journal of Policy Modeling*, 34(3), 419-440.
- Sagner, A., & Becerra, J. S. (2023). Twitter-based economic policy uncertainty index for Chile. *Economic Analysis Review*, 38(1), 41-69.

Sari, R., Hammoudeh, S., & Soytas, U. (2010). Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate. *Energy Economics*, 32(2), 351-362.



## 10. Anexos

### 10.1. Análisis de robustez al Modelo de Corrección de Errores (ECM)

Como se mencionó en la sección 4.3 se realizan pruebas post estimación para verificar que las relaciones se cumplan y el modelo no presente errores de especificación. Para ello, se realizarán pruebas de robustez para el tercer modelo del Cuadro 4 ya que es la especificación de nuestro interés.

Primero, se realiza un test de Johansen, el cual se utiliza para probar la cointegración de varias series de tiempo. El test puede verse como una generalización del test de Engle-Granger para más de dos series, ya que estas se basan en un ECM, centrando el análisis en los rangos de ciertas matrices. Formalmente, consideremos el siguiente ECM de orden  $p$ :

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \mu + \varepsilon_t$$

donde  $X_t$  es un vector de  $n$  variables,  $\Delta$  es el operador de las diferencias (i.e.,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ),  $\Pi$  y  $\Gamma_i$  son matrices de coeficientes,  $\mu$  es un vector de términos constantes y  $\varepsilon_t$  es el error estocástico.

En este modelo, la matriz  $\Pi$  es lo relevante. Si su rango es cero, entonces no hay ninguna relación de cointegración. Si su rango es igual a  $r$ , entonces hay al menos  $r$  relaciones de cointegración. La prueba de Johansen testea la hipótesis nula de que el rango de  $\Pi$  es  $r$  contra la hipótesis alternativa de que el rango es mayor que  $r$ .

En el Cuadro 8 se muestran los resultados de este test para nuestro modelo de interés. Se puede observar que la hipótesis nula no es rechazada cuando se testea que  $r = 4$  lo que indica no solo que las variables cointegran, sino que hay al menos 4 vectores de cointegración, cada uno de los cuales es una combinación lineal de las variables que es estacionaria, lo que es evidencia adicional a favor de la cointegración entre las series.

**Cuadro 8:** Resultados de las pruebas Johansen para cointegración

Rango	Parámetros	Valor propio	Trace Statistic	5% Valor Crítico
0	9	-	556.7139	192.89
1	26	0.55346	357.5785	156.00
2	41	0.41280	226.0793	124.24
3	54	0.39377	102.4550	94.15
<b>4</b>	<b>65</b>	<b>0.13668</b>	<b>66.1530*</b>	<b>68.52</b>
5	74	0.08782	43.4479	47.21
6	81	0.07616	23.8805	29.68
7	86	0.05719	9.3346	15.41
8	89	0.03350	0.9196	3.76
9	90	0.00372	-	-

Nota: Se utiliza un rezago de las variables. Los valores marcados con \* indican el no rechazo a la hipótesis nula al nivel del 5%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile, FRED, BLS y datos de Cerda et al. (2016) publicados por CLAPESUC.

Como ya se ha destacado, la ausencia de autocorrelación en los residuos es un supuesto fundamental para la validez de las relaciones de cointegración en el modelo de corrección de error (ECM). Si los residuos no cumplen dicha propiedad, es posible que nos encontremos frente a una relación espuria. Aunque el Cuadro 4 sugiere que el estadístico de Durbin-Watson se aproxima a 2, lo cual es indicativo de la ausencia de autocorrelación en residuos con rezagos de bajo orden, es imprescindible explorar la presencia de autocorrelación de órdenes superiores. Para ello, recurrimos al test de Breusch-Godfrey.

El test de Breusch-Godfrey, que se extiende más allá del alcance del test de Durbin-Watson, nos permite probar la autocorrelación de los residuos en niveles de rezago más altos. El principio de esta prueba radica en la estimación de una regresión auxiliar que incluye los rezagos de los residuos como variables explicativas adicionales. A partir de esta regresión, se calcula un estadístico de prueba LM (Multiplicador de Lagrange) que sigue una distribución Chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de rezagos incluidos en el modelo. Si este estadístico de prueba supera el valor crítico de la distribución Chi-cuadrado, se rechaza la hipótesis nula, indicando así la presencia de autocorrelación en los residuos.

En el Cuadro 9 se muestran los resultados de este test para nuestro modelo de interés utilizando 2, 4, 8, 10 y 12 rezagos. Se observa que en todos los casos no es posible rechazar la nula de no autocorrelación, por lo que se rechaza la idea de autocorrelación en los residuos y el modelo está correctamente especificado.

**Cuadro 9:** Resultados de la prueba Breusch-Godfrey para autocorrelación

Rezagos	$\chi^2_{stat}$	P value
2	0.741	0.6906
4	4.076	0.3958
6	4.127	0.6595
8	12.500	0.1303
10	15.295	0.1217
12	16.053	0.1888

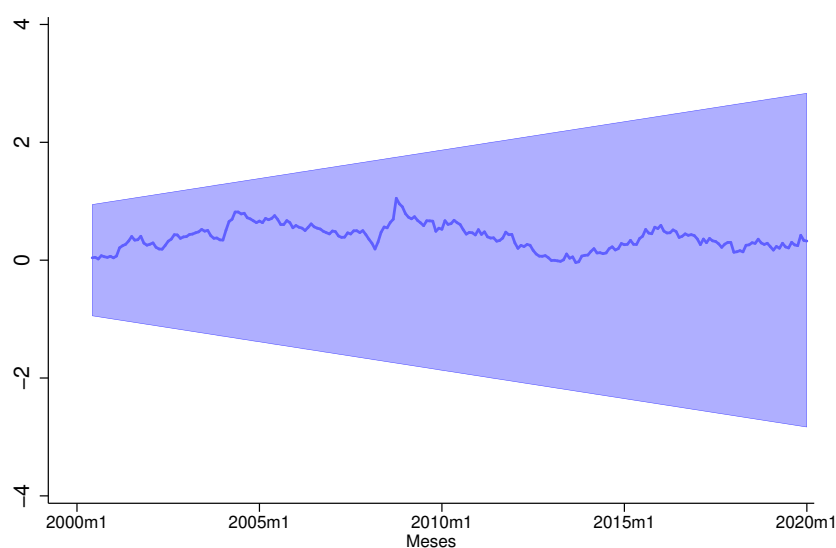
Nota: En la prueba de Breusch-Godfrey, la hipótesis nula es que no existe autocorrelación hasta un rezago especificado.

Finalmente, recurrimos también al test de CUSUM para detectar la existencia de posibles quiebres estructurales en el modelo. Esta prueba estadística es particularmente útil para identificar cambios no especificados a priori en los parámetros de un modelo a lo largo del tiempo. Se basa en la suma acumulada de los residuos del modelo a lo largo del tiempo. Bajo la hipótesis nula de estabilidad de parámetros, esta suma acumulada debería oscilar aleatoriamente alrededor de cero. Al contrario, si existiese un cambio estructural en el modelo se manifestaría como una tendencia en la suma acumulada de los residuos, alejándose del cero.

En su representación gráfica, se traza la suma acumulada de residuos en el tiempo junto con dos bandas de confianza al 95%. Si la línea de la suma acumulada permanece dentro de estas bandas, no se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros. En cambio, si la línea sale de estas bandas en algún punto del tiempo, se interpreta como evidencia de un quiebre estructural en el modelo, lo cual implica la presencia de un cambio en al menos uno de los parámetros del modelo.

Los resultados se muestran de forma gráfica en la Figura 13, en donde se observa que la suma acumulada de los residuos no sale de los intervalos de confianza al 95%, lo que es indicativo de ausencia de quiebres estructurales en el modelo.

**Figura 13:** Test de CUSUM



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile, Cerda et al. (2016), Bolsa de comercio de Santiago, FRED y BLS  
Intervalos 95% de confianza

En base a los resultados obtenidos tanto en la sección 4.4 y la presente, se logra validar de manera robusta la existencia de una relación de cointegración entre las series bajo estudio, lo cual confirma la presencia de una dinámica de largo plazo entre ellas. Este hallazgo es respaldado por el enfoque Engle-Granger

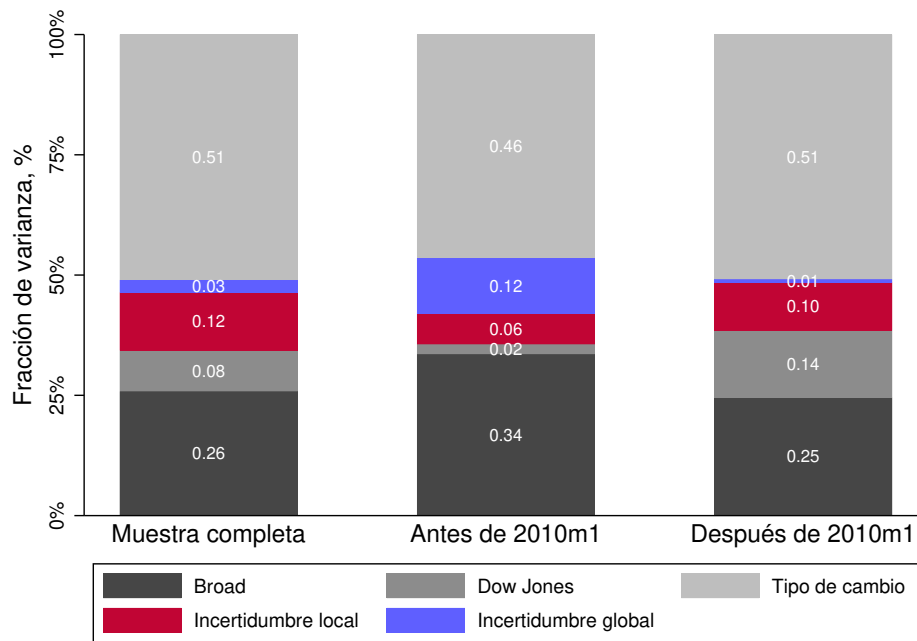
para un modelo de corrección de errores y Johansen para verificar existencia de relaciones de cointegración.

Adicionalmente, se confirma la correcta especificación del modelo, que posee ausencia de autocorrelación en los residuos respaldado por la prueba de Durbin-Watson y el test de Breusch-Godfrey, que permiten evaluar la presencia de autocorrelación de bajos y altos órdenes. Por su parte, la estabilidad del modelo es verificada a través del test de CUSUM, concluyendo que nuestro modelo no presenta cambios significativos en sus parámetros a lo largo del tiempo.

En resumen, todos los indicadores y diagnósticos realizados confirman la adecuada especificación y validez en términos de cointegración y por ende, se puede afirmar con confianza que el modelo propuesto ofrece un ajuste fiable y robusto para la relación de largo plazo entre las variables de interés.

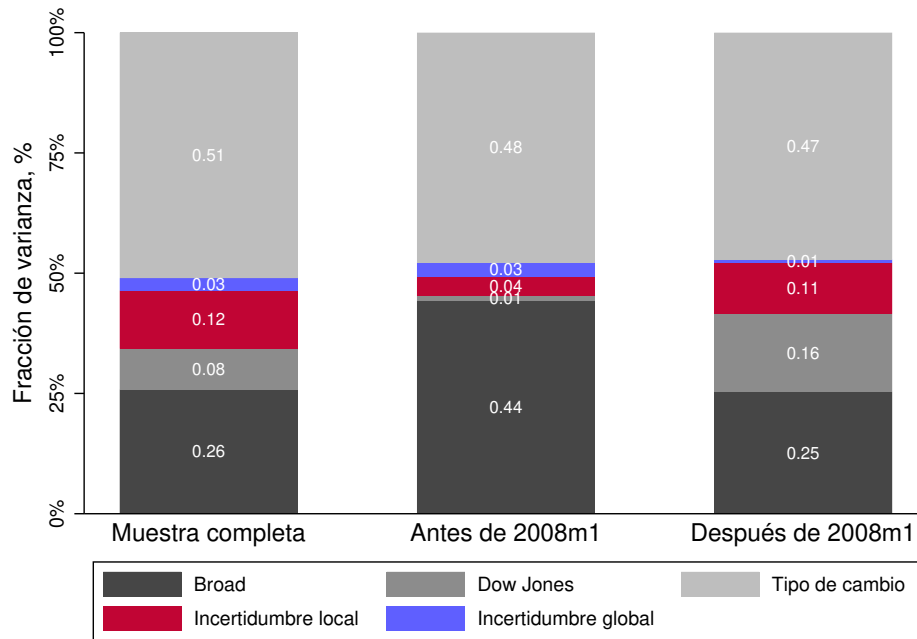
## 10.2. Resultados SVAR con distintos puntos de corte

**Figura 14:** Descomposición de varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal: Corte en 2010



Los porcentajes corresponden al promedio de la varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal 24 períodos hacia adelante (2 años).

**Figura 15:** Descomposición de varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal: Corte en 2008



Los porcentajes corresponden al promedio de la varianza del error de predicción para el tipo de cambio nominal 24 períodos hacia adelante (2 años).

### 10.3. Índice Diario de Incertidumbre Económica (DEPUC)

El DEPUC es una métrica de incertidumbre de alta frecuencia (diaria) que se construye a partir de la información recopilada de los tweets emitidos por diversas cuentas de noticias, periódicos y radios de Chile. Esta medida se asemeja al EPUC en su metodología, siguiendo de cerca el enfoque propuesto por Baker et al (2016). Este índice está disponible hasta mayo de 2023.

Su construcción implica la aplicación de técnicas de web scraping para contabilizar los tweets que incluyen palabras o frases clave en las categorías de Economía (E), Política (P), Incertidumbre (I), así como una categoría adicional (C) que capta aspectos de la situación económica actual, en particular las protestas civiles y la crisis del COVID-19 en Chile.

Un tweet  $Y$  será considerado parte del índice DEPUC si y solo si  $Y$  contiene al menos un término de cada una de las categorías de Economía (E), Política (P), Incertidumbre (U) y la categoría adicional (C). Matemáticamente, esto se expresa en que  $Y$  pertenece al conjunto si y solo si  $Y$  es un elemento que resulta de la unión de los conjuntos  $E$ ,  $P$ ,  $U$  y  $C$ , es decir,  $Y \in DEPUC \iff Y \in (E \cup P \cup U \cup C)$ .

El Cuadro 10 proporciona el detalle de los términos utilizados en cada categoría. Como se puede apreciar, este enfoque abarca un rango más amplio de términos en comparación con el diccionario del EPUC, destacando la inclusión de palabras y términos específicos en la categoría C que miden la incertidumbre en los periodos de las revueltas sociales, el acuerdo constitucional, crisis de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) y el coronavirus.

Finalmente, los autores estandarizan las series de la misma manera que se realiza con el EPUC, tal como se describió en la sección 3. Es publicado por el Banco Central de Chile y abarca desde el 30 de enero de 2012 hasta la actualidad, siendo publicado con un mes de desfase<sup>20</sup>.

La Figura 16 presenta la evolución conjunta del DEPUC y el tipo de cambio nominal durante el periodo que abarca el índice. A simple vista, se percibe una correlación entre ambas variables, que evidencian una naturaleza “ruidosa”, característica común en series de datos de alta frecuencia como las diarias.

Es importante señalar la disyuntiva a la que nos enfrentamos. Aunque la frecuencia diaria y la cobertura de periodos más recientes brindan una ventaja significativa del DEPUC respecto al EPUC, no permite

<sup>20</sup>Se puede encontrar en la BDE del Banco Central de Chile en la sección de Estadísticas Monetarias y Financieras, [Índice diario de incertidumbre económica](#).

**Cuadro 10:** Diccionario DEPUC

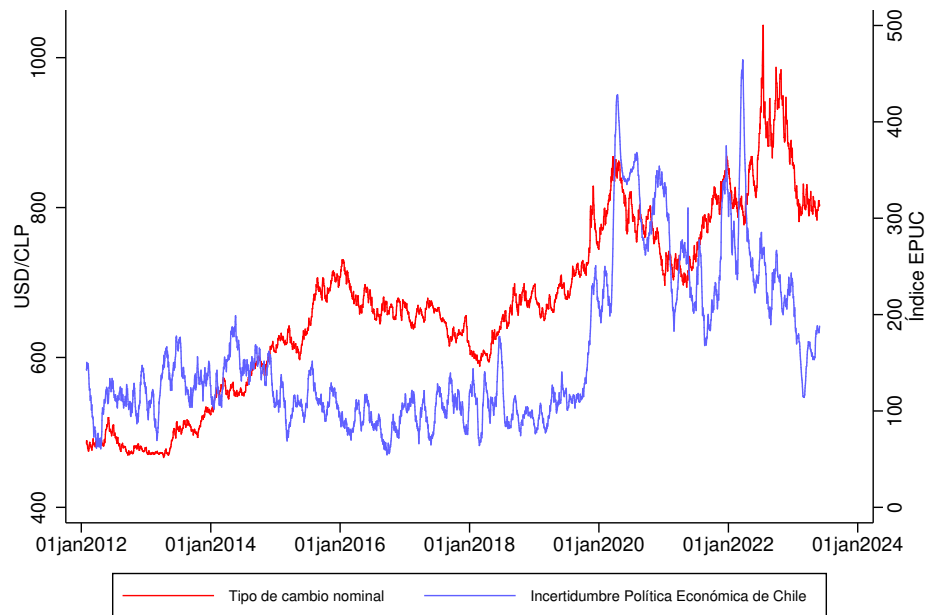
<b>Categoría</b>	<b>Subcategoría</b>	<b>Palabras/términos</b>
Economía (E)		Cualquier palabra / término que inicie con “econ”
Política (P)	Política fiscal	“política fiscal”, “impuesto”, “gasto público”, “deficit fiscal”, “presupuesto”, “tributaria”, “deuda pública”, “gasto fiscal”, “presupuesto fiscal”, “Ministerio de Hacienda”, “Hacienda”
	Política monetaria	“Banco Central”, “política monetaria”, “Reserva Federal”, “FED”, “tipo de cambio”, “BCCh”, “dólar”
	Política comercial	“arancel”, “tratado de libre comercio”, “TLC”, “comercio internacional”
Incertidumbre (U)		Cualquier palabra / término que inicie con “incer” o “incier”
Chile (C)		“país”, “estallido social”, “crisis”, “crisis social”, “nomasafp”, “AFP”, “colusión”, “pensiones”, “nueva constitución”, “constitución”, “asamblea constituyente”, “asamblea”, “constituyente”, “COVID”, “coronavirus”, “pandemia”

Fuente: Sagner, A., & Becerra, J. S. (2023).

realizar análisis en marcos temporales más antiguos como sí lo permite el EPUC. De forma de aprovechar los beneficios que ambos índices ofrecen, se propone realizar un empalme de los índices, lo que permitiría extender la ventana de análisis temporal aprovechando la retroactividad del EPUC, lo cual implica entre otros ajustes, la mensualización del índice DEPUC, lo que será cubierto en subsección [10.4](#).

De este modo se enriquece el análisis sin perder ninguna ventaja de cada índice e incluso, potenciándolas en este enfoque integrado.

**Figura 16:** Tipo de cambio nominal y DEPUC: frecuencia diaria



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile y Cerda et al.(2016). Tipo de cambio nominal en frecuencia mensual corresponde al promedio del mes correspondiente.

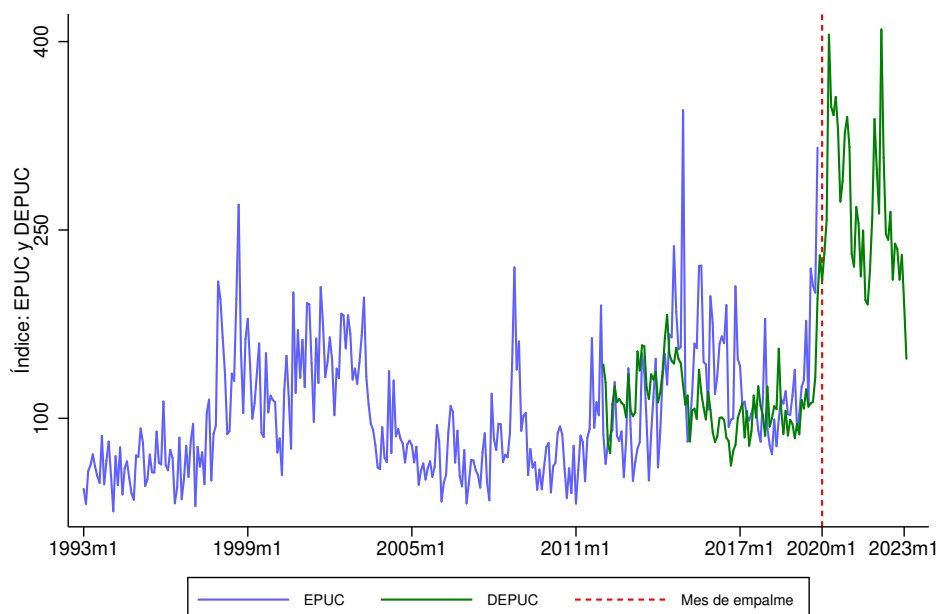
#### 10.4. Empalme del EPUC y DEPUC

Para realizar el empalme de ambos índices lo primero es mensualizar el índice de frecuencia diaria DEPUC. Ya que el índice está normalizado al igual que el EPUC y siguiendo con la metodología de construcción propuesta por Baker et al. (2016), se tomará su promedio simple para cada mes.

La Figura 17 muestra las dos series temporales, con el DEPUC ajustado a una frecuencia mensual. Se observa que hasta 2015, el DEPUC y el EPUC mantienen niveles muy similares. Sin embargo, entre 2015 y 2017, el DEPUC tiende a registrar valores inferiores al EPUC hasta 2017, punto en que las series vuelven a mostrar niveles cercanos entre sí. Destaca la consistencia en sus fluctuaciones: ambas series aumentan y disminuyen en los mismos períodos.

Cuando se busca empalmar dos series de tiempo que se encuentran estandarizadas como es nuestro caso, lo más relevante es examinar la tendencia que ambas mostraban previo al mes en el cual se traslapan. Anterior a dicho punto (enero de 2020), tanto el EPUC como el DEPUC reflejaban un fuerte incremento, atribuible a los periodos de revueltas sociales e inicio de la pandemia del coronavirus. En este sentido, el DEPUC sigue retratando la tendencia alcista que el EPUC venía experimentando hasta el punto donde termina su compilación.

**Figura 17:** Series EPUC y DEPUC mensualizado



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile y Cerda et al. (2016). Serie DEPUC mensualizada tomando el promedio simple en el mes correspondiente.

En base a esto se testean dos métodos de empalme: la concatenación directa de ambas series y el empalme por el método de interpolación.

El primero consiste en tomar la serie EPUC hasta enero de 2020, y después de ese punto, tomar la serie DEPUC, realizando el empalme directamente en el punto de intersección sin ningún ajuste adicional.

El segundo método es la interpolación o “*chain linking*”, el cual se utiliza para unir dos series que tienen un período en el cual se traslapa, es decir, un intervalo en el que se disponen de datos de ambas series<sup>21</sup>. Es un método comúnmente utilizado para empalmar series de tiempo cuando ambas miden la misma variable, pero con una metodología o base diferentes. En el caso particular de nuestras series EPUC y DEPUC, el fin del traslape ocurre en diciembre de 2019, en donde la serie EPUC finaliza.

Para ejemplificar el método de interpolación, supongamos que queremos interpolar enero de 2020. La aplicación de este método implicaría tomar último valor observado de la serie EPUC en diciembre de 2019 y aplicarle la tasa de crecimiento observada en la serie DEPUC de diciembre 2019 a enero de 2020. Lo mismo se realizaría de forma dinámica para los siguientes valores a interpolar.

Esta operación se expresa como:

$$I_{ene2020} = EPUC_{dic2019} \cdot \left( 1 + \frac{DEPUC_{ene2020} - DEPUC_{dic2019}}{DEPUC_{dic2019}} \right)$$

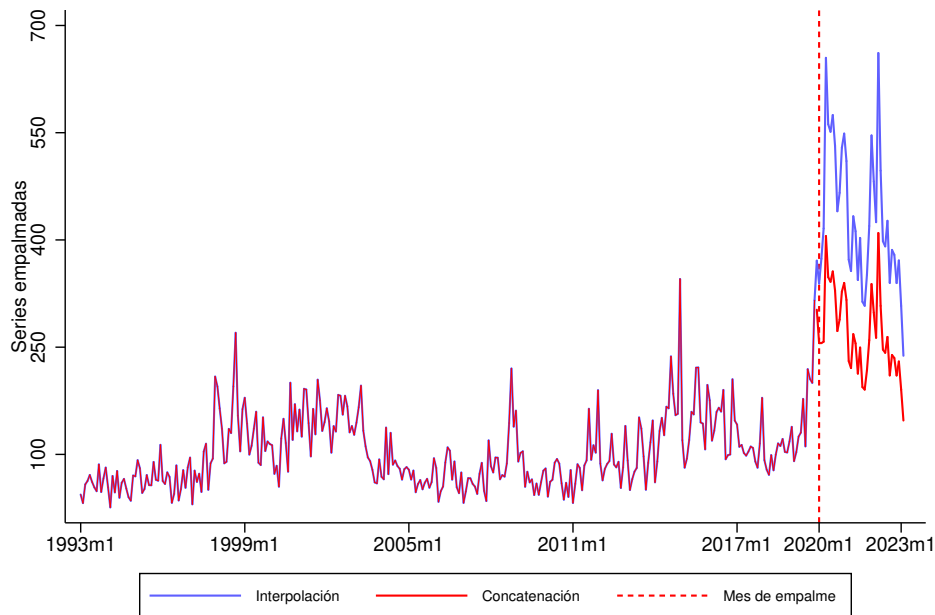
Donde:

- $I_{ene2020}$  es el valor interpolado para enero de 2020.
- $EPUC_{dic2019}$  es el último valor observado de la serie EPUC, en diciembre de 2019.
- $DEPUC_{ene2020}$  y  $DEPUC_{dic2019}$  son los valores observados de la serie DEPUC en enero y diciembre de 2019, respectivamente.

En la Figura 18 se observan los resultados de empalmar las series mediante estos dos métodos. Como se puede observar, la serie empalmada por el método de interpolación va muy por sobre la serie generada por el método de concatenación siendo, en promedio, 160 puntos más alta.

<sup>21</sup>CEPAL 2016, Empalmes de series: Aspectos metodológicos y prácticas internacionales. Seminario de Cuentas Nacionales de América Latina y el Caribe. El detalle se encuentra en el siguiente [link](#).

**Figura 18:** Serie empalmada: método de concatenación e interpolación



Fuente: Elaboración propia utilizando datos del Banco Central de Chile y Cerda et al. (2016). Serie DEPUC mensualizada tomando el promedio simple en el mes correspondiente.

Aunque el método de concatenación puede generar una transición menos abrupta en el periodo en que ambas series se traslapan, no tiene un fuerte respaldo económico o estadístico. Se basa simplemente en unir dos series temporales sin realizar ajustes significativos para cambios estructurales o diferencias en los niveles y escalas entre las series.

Por otro lado, el método de interpolación es frecuentemente utilizado para empalmar series de tiempo, sobre todo las que respectan a las estadísticas de Cuentas Nacionales<sup>22</sup>, ya que genera una serie temporal que incorpora de manera integral los cambios estructurales y las diferencias de nivel y escala, ajustándose de manera óptima al comportamiento subyacente de las series. Por lo tanto, aunque pueda presentar un salto más abrupto, el resultado representa una visión más realista y fundamentada, por lo que se utilizará la serie de incertidumbre generada por éste método de empalme para los resultados<sup>23</sup> de la subsección 6.1.

<sup>22</sup>Este y otros métodos se detallan en el siguiente [documento](#) publicado por el Banco Central de Chile en 2003, en donde se realiza una revisión de experiencia internacional de Empalme de series anuales y trimestrales del PIB con casos de uso.

<sup>23</sup>De todas formas los resultados que se presentan en la siguiente subsección 6.1 también fueron realizados utilizando el método de empalme por concatenación, sin cambios significativos que merezcan reportar dichos resultados.