

## Pass-through del tipo de cambio en América Latina

Paul Christian Espinoza Ipanaque<sup>1</sup>   - Universidad Continental, Perú

### Resumen

En esta investigación se evalúa y compara la dinámica de traspaso del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor en Colombia, Chile, México y Perú desde febrero de 2003 hasta octubre de 2022. Se utiliza la metodología de vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por su sigla en inglés) siguiendo la descomposición de Blanchard y Quah (1989). Los resultados muestran un nivel relativamente bajo de traspaso, cierta heterogeneidad en sus magnitudes y con un periodo similar mayor a 25 meses para alcanzar su efecto permanente de largo plazo. Esto nos indica que los bancos centrales de la región deben continuar operando dentro de rangos metas para fortalecer el anclaje de las expectativas de inflación. Una limitación del estudio es la no inclusión de datos antes de la adopción de metas de inflación. Este trabajo representa el primer esfuerzo en aplicar el modelo de vectores autorregresivos estructurales con restricciones de largo plazo a través de ceros robusto a las economías de América Latina. Los efectos del traspaso del tipo de cambio en América Latina se han reducido.

*Clasificación JEL: C52, E31, E52, F31.*

*Palabras clave: efecto traspaso, pass-through, tipo de cambio, precios al consumidor, SVAR, América Latina.*

## Exchange rate pass-through in Latin America

### Abstract

This research evaluates and compares the dynamics of the exchange rate pass-through to consumer prices in Colombia, Chile, Mexico, and Peru from February 2003 to October 2022. The structural vector autoregressive (SVAR) methodology is used following the decomposition of Blanchard and Quah (1989). The results show a relatively low level of transfer, some heterogeneity in its magnitudes and with a similar period of more than 25 months to achieve its permanent long-term effect. This tells us that the region's central banks must continue operating within target ranges to strengthen the anchoring of inflation expectations. A limitation of the study is the non-inclusion of data before the adoption of inflation targets. This work represents the first effort to apply the structural vector autoregressive model with long-term constraints through robust zeros to the economies of Latin America. The effects of exchange rate pass-through in Latin America have been reduced.

*JEL Classification: C52, E31, E52, F31.*

*Keywords: Pass-Through, Exchange rate, Consumer prices, SVAR, Latin America.*

<sup>1</sup> Autor de correspondencia. Facultad de Ciencias de la Empresa, Universidad Continental, Perú. San Martín de Porres - Lima, +51979784678, pspino24@gmail.com

\*Sin fuente de financiamiento para el desarrollo de la investigación



## 1. Introducción

Los precios al consumidor en el mundo han presentado tasas de crecimiento de 4.7% y 8.8% para el año 2021 y 2022, respectivamente. Dicho fenómeno no se ha sido visto en las últimas décadas, sin embargo, amenaza en convertirse en una constante en el futuro. Por su parte, América Latina no ha sido ajena al problema, también ha mostrado inusuales incrementos de precios, los cuales tendrían causas externas e internas.

Dentro de estos factores destaca el repunte del tipo de cambio. Es una de las variables más importante en cualquier economía abierta, ya que determina muchas transacciones y condiciones financieras (Carrera, 2014). Sumado a ello, la volatilidad del tipo de cambio retroalimenta a la inflación, la cual es representada por la variación porcentual del índice de precios al consumidor. Es decir, un porcentaje de la variación del tipo de cambio se traspaasa a los precios. En términos económicos es conocido como el *pass-through*.

Froot y Klemperer (1989) mencionan que los choques transitorios del tipo de cambio disminuyen el *pass-through*, mientras que choques permanentes lo incrementa. Por su parte, Miller (2003) sostiene que, economías con alta inflación generan efectos permanentes, lo cual reduce la estabilidad de los precios al productor, importador y consumidor. De esta manera, el grado de *pass-through* aumenta.

Parra (2008) comenta que, el mecanismo se da a través de dos canales. Primero, un canal directo, en el cual el incremento del tipo de cambio afecta al precio de los bienes importados y esto se traslada a los precios al consumidor. Segundo, el canal indirecto, en el cual la variación del tipo de cambio puede afectar los planes de inversión y gasto de los agentes económicos. Así, la menor o mayor demanda agregada se podría trasladar a los precios.

Comprender y medir adecuadamente la dinámica de traspaso del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor es crucial para el análisis y la toma de decisiones en política monetaria (Banco Central de Chile, 2020). De hecho, para Angeles et al. (2019) dicha transmisión se debe evaluar periódicamente. Agregado a ello, un menor traspaso implica para la autoridad monetaria un mejor control de choques inflacionarios, ya que permite ser más independiente del tipo de cambio (Capistrán et al., 2011).

En América Latina los bancos centrales de cada país están encargados de manejar la política monetaria. Lo hacen a través de metas de inflación. Es decir, cuando los precios se desvían del rango meta, los bancos centrales actúan inmediatamente con sus instrumentos de política para que la inflación retorne a su dirección de largo plazo; eso permite anclar las expectativas.

Bajraj et al. (2023) y Arango et al. (2022) encuentran que, existe un fuerte movimiento conjunto de los componentes de la inflación entre países. Así, factores internacionales como el tipo de cambio se podría propagar en los precios (Barberis, 2021). En tanto, explicaciones para este mecanismo las proveen Binice et al. (2022), quienes indican que las economías se encuentran integradas internacionalmente a través de cadenas globales, las cuales se dan por un incremento acelerado del comercio internacional en las últimas décadas.

Dado esto, resulta relevante para las autoridades económicas examinar el *pass-through* del tipo de cambio entre países de América Latina. El presente estudio toma de muestra a Colombia, Chile, México y Perú. Precisamente, a partir del año 2003, dichas economías comienzan a coincidir

con un nuevo régimen monetario, el cual ha generado mayor estabilidad y reducción del traspaso (Sansone y Justel, 2015; Mujica, 2015; Maertens et al. 2012; Winkelried, 2011).

Para calcular estimaciones puntuales del *pass-through* del tipo de cambio, gran parte de la literatura económica ha utilizado, en sus diferentes modalidades, los vectores autorregresivos (VAR, por sus siglas en inglés) con descomposición de Cholesky. Así se reporta en investigaciones de Aiyash (2018), Amador (2015), Angeles et al. (2019), Asafo (2019), Córtes (2013), Matuka (2019), Mikland (2021), Ozdogan (2022), Pérez y Vega (2015), Rincon et al. (2021), Rodríguez et al. (2020), Sansone y Justel (2015), Saucedo y Gonzalez (2020) y Urdaneta (2019).

A diferencia de dichos estudios, en la presente investigación se utilizan los vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés) con descomposición de Blanchard y Quah (1989). Este ejercicio econométrico permite incluir teoría económica, la cual se realiza a través de restricciones de largo plazo con ceros. Dicho procedimiento está en línea con el comportamiento de las economías de América Latina, ya que son pequeñas, abiertas y tomadoras de precios internacionales.

Los SVAR son sistemas de ecuaciones donde todas las variables dependen de sus efectos contemporáneos y de sus rezagos. De esta manera, se utiliza modelos SVAR homogéneos para cada economía con el objetivo de evaluar y comparar la dinámica de traspaso del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor en Colombia, Chile, México y Perú desde febrero de 2003 hasta octubre de 2022. En base a esta evaluación se obtiene los *impulsos respuestas* acumulados de los choques de inflación y tipo de cambio.

En línea con ello, se busca responder a la siguiente interrogante: ¿Cómo es la dinámica de traspaso del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor entre los países de Colombia, Chile, México y Perú durante el periodo que va desde febrero del 2003 hasta octubre de 2022? Así, se presenta la siguiente hipótesis de investigación: la dinámica de traspaso del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor entre los países de América Latina es relativamente baja y presenta un periodo similar para alcanzar su efecto permanente de largo plazo.

## 2. Revisión de literatura

Dentro de los estudios más interesantes sobre el traspaso destaca el de Rincon et al. (2021), quien encuentra que la fuerza y duración del choque de tipo de cambio influye en el comportamiento del grado de *pass-through* en Colombia. Específicamente, para la crisis de las dot.com de 2002, crisis financiera de 2008, crisis del petróleo de 2014 y choque COVID-19 encuentran respuestas máximas de 0.03, 0.02, 0.05, 0.01, respectivamente.

Por otro lado, Rodríguez et al. (2020) concluyen que el grado de *pass-through* está en función del nivel de volatilidad del tipo de cambio en México. Así, la elasticidad acumulada de traspaso es de 0.013 en condiciones de baja volatilidad, mientras que alcanza una respuesta mayor de 0.040 en condiciones de alta volatilidad.

Dentro de la investigación para América Latina resalta el documento de Urdaneta (2019), quien encuentra un traspaso promedio de -0.08 para México, 0.25 para Chile y un promedio de 0.10 para Perú y Brasil. Asimismo, Amador (2015), a través de un VAR homogéneo, encuentra un grado de traspaso del tipo de cambio de 0.1, 0.05, 0.04 y 0.10 para Chile, Colombia, México y Perú, respectivamente.

Para el caso de Perú, uno de los estudios más resaltantes lo realizan Pérez y Vega (2015), quienes encuentran asimetría en las respuestas de las variaciones de los precios al consumidor. Es decir, que las respuestas son mayores en entornos de depreciación que en apreciación.

Para el caso de Chile, destaca el trabajo de Mujica (2015), quien menciona que un régimen de metas de inflación contribuye a reducir el efecto traspaso del tipo de cambio.

Alonso (2018) examina las respuestas no lineales asimétricas del *pass-through*. Encuentra un traspaso para el largo plazo de 0.13 y 0.10 para Perú y México, respectivamente.

En cuanto a la relación de la actividad económica con el *pass-through*, Angeles et al. (2019) encuentran que el *pass-through* se incrementa cuando el producto está por encima de su tendencia de largo plazo. Precisamente el traspaso sería asimétrico para México, alcanzando un valor de 0.04.

En un contexto internacional, Aiyash (2018) encuentra un mayor traspaso para las economías importadoras de petróleo. Su estudio se basa principalmente para Estados Unidos y Canadá, encontrando un traspaso de 0.27 y 0.20, respectivamente. Más recientemente, Ozdogan (2022) encuentra un efecto traspaso del tipo de cambio de 0.22 para Turquía. Finalmente, Oktay (2022) encuentra un efecto traspaso de 0.12 para Suiza.

Cabe resaltar el trabajo de Hernández (2015), quien examina el cálculo para obtener el *pass-through* en varios trabajos, indicando que hay un grave error. Es decir, no se debe utilizar en las series de tiempo datos mensuales para calcular variaciones anuales. Además, como las series de datos en América Latina presentan mayor inestabilidad, no es correcto diferenciarlas.

En concreto, cabe resaltar que la mayoría de los estudios realizan estimaciones puntuales para el *pass-through*, y los estudios comparativos entre los países de la región son escasos. En este documento se examina la dinámica del traspaso del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor para cuatro economías de América Latina en el largo plazo.

### 3. Metodología

Se tiene el siguiente vector autorregresivo (VAR) en su *forma reducida*:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + e_t$$

Donde:

$Y_t$  = es un vector de variables con “m” filas y una columna.

$A_0$  = es un vector de constantes con “m” filas y una columna.

$A_i$  = es un vector de coeficientes con “m” filas y “m” columnas.

$e_i$  = es un vector de errores con “m” filas y una columna.

Agregamos al VAR efectos contemporáneos de las variables y se tiene su *forma estructural* (SVAR):

$$Y_t = B^{-1} \Gamma_0 + B^{-1} \Gamma_1 Y_{t-1} + B^{-1} \varepsilon_t$$

Por equivalencia se tiene la siguiente relación:

$$e_t = B^{-1} \varepsilon_t$$

Es decir, los choques de la *forma reducida* ( $e_t$ ) están en función de los choques estructurales ( $\varepsilon_t$ ).

De esta manera, Blanchard y Quah (1989) parten de una premisa de que todo VAR se puede expresar como un vector de medias móviles infinito de la siguiente manera:

$$Y_t = \sum_{k=1}^{\infty} \theta_k \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t$$

Dado esto, el vector  $Y_t$  se puede representar por:

$$Y_t = C \varepsilon_t$$

Donde  $C$  es una matriz cuadrada de polinomios de orden “m”.

Los elementos ( $c_{ij}$ ) que están por encima de la diagonal principal de la matriz  $C$  se igualan a cero. En términos económicos el valor de cada elemento ( $c_{ij}$ ) representa la respuesta acumulada de la variable  $i$  a un choque estructural de la variable  $j$  en el largo plazo.

Se sigue el ordenamiento de las variables propuesto por Sansone y Justel (2015). Por lo tanto, el vector  $Y_t$  viene dado por las siguientes variables:

$$Y_t = [Y_t^* \ i_t^* \ P_t^* \ P_t^O \ P_t^F \ Y_t \ i_t \ E_t \ CPI_t]$$

Donde  $Y_t^*$  es el índice de producción industrial de Estados Unidos,  $i_t^*$  son los treasury bill a tres meses,  $P_t^*$  es un índice mundial de precios de todos los productos básicos,  $P_t^O$  son los precios del petróleo WTI,  $P_t^F$  es un índice de precios de productos de metales, agricultura y fertilizantes,  $Y_t$  es la actividad económica doméstica,  $i_t$  es la tasa de interés de política monetaria doméstica,  $E_t$  tipo de cambio nominal del país doméstico y  $CPI_t$  es el índice de precios al consumidor doméstico.

El SVAR estimado emplea data con frecuencia mensual. Los datos sobre el índice de producción industrial de Estados Unidos, los treasury Bill y el índice mundial de precios fueron tomados de la *Federal Reserve Economic Data* (FRED) del Banco de la Reserva Federal de St. Louis. Adicional a ello, los precios del petróleo y del índice de precios de productos de metales, agricultura y fertilizantes corresponden a la base de datos del Banco Mundial. Por otra parte, las series domésticas fueron tomadas de entidades particulares de cada país y de fuentes oficiales externas, las cuales se detallan a continuación.

Para Colombia se tomó al índice de producción real de la industria manufacturera, el tipo de cambio nominal promedio a fin de periodo y la variación porcentual de los precios al consumidor, los cuales son publicados en la página web del Banco de la República. Además, la tasa de política monetaria corresponde a la base de datos y publicaciones estadísticas de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

Para Chile se utilizó el indicador de actividad económica IMACEC, el tipo de cambio, la variación porcentual del índice de precios al consumidor y la tasa de interés de referencia, las cuales son publicadas por el Banco Central de Chile en su página web.

En México se utilizó el indicador global de actividad económica, la tasa de interés promedio mensual (TIIE a 28 días), como *proxy* de la política monetaria, y el tipo de cambio a final de periodo; los cuales son publicados en la página web del Banco de México. Asimismo, el índice nacional de precios al consumidor se obtuvo de la página web del Instituto Nacional de Estadística y Geografía, el cual se transformó a variaciones porcentuales para que represente a la inflación.

En Perú se tomó al Producto Bruto Interno (PBI), la tasa de interés de referencia monetaria, el tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor, los cuales son publicados en las estadísticas de la página web del Banco Central de Reserva del Perú. Cabe destacar que, los precios se transformaron a variaciones porcentuales. Ante esto, se logra capturar una adecuada representación de la inflación.

De esta manera, se ha seguido la recomendación de Hernández (2015) para el tratamiento de la transformación de los índices de precios al consumidor en las 4 economías de la región.

En Colombia, el índice de producción real de la industria manufacturera y el tipo de cambio nominal promedio a fin de periodo se transformaron a tasas de crecimiento, mientras que la tasa monetaria ingresó en niveles.

Por su parte, en Chile se transformaron a tasas de crecimiento el IMACEC y el tipo de cambio, mientras que la tasa de política monetaria se diferenció.

Con respecto a México, la actividad global y el tipo de cambio se modificaron a tasas de crecimiento, mientras que la tasa de interés se diferenció.

En Perú, el PBI y el tipo de cambio se transformaron a tasas de crecimiento, mientras que la tasa monetaria se diferenció.

Estas últimas transformaciones de las series en las 4 economías de la región resultaron ser estacionarias. Es decir, se ingresaron al paquete econométrico Eviews, se tomó la prueba de Dickey-Fuller aumentado (ADF), y con una probabilidad menor al 5 % se rechazó en todos los casos la hipótesis nula de raíz unitaria. Es importante mencionar que, las series deben de converger a una media para ingresar al modelo SVAR.

Adicionalmente, para obtener los rezagos óptimos de cada SVAR se consideró a la prueba de *lag length criteria* mediante el software Eviews. Por lo tanto, a través de los métodos Bayesian Information Criteria (BIC), Akaike Information Criteria (AIC) y Schwarz Information Criteria (SIC) se eligió los mejores ajustes para cada modelo.

De manera paralela, los residuales del modelo SVAR para cada economía fueron sometidos mediante el software Eviews a las siguientes pruebas: (i) gráficos del correlograma, (ii) autocorrelación, (iii) normalidad, (iv) heteroscedasticidad, y (v) gráficos polinomiales. A partir de los resultados obtenidos, los residuos tienden a un comportamiento normal.

Por otro lado, y siguiendo a Hernández (2015), para el cálculo del *pass-through* se estiman las elasticidades acumuladas de la siguiente manera:

$$PT_t = \left( \frac{\Delta\%CPI_{t,t+\tau}}{\Delta\%E_{t,t+\tau}} \right)$$

En lenguaje simple, el numerador y el denominador son respuestas acumuladas ante shocks en la variable tipo de cambio nominal.

El modelo SVAR con descomposición de Blanchard y Quah (1989) queda expresado de la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} Y_t^* \\ i_t^* \\ P_t^* \\ P_t^O \\ P_t^F \\ Y_t \\ i_t \\ E_t \\ CPI_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{61} & c_{62} & c_{63} & c_{64} & c_{65} & c_{66} & 0 & 0 & 0 \\ c_{71} & c_{72} & c_{73} & c_{74} & c_{75} & c_{76} & c_{77} & 0 & 0 \\ c_{81} & c_{82} & c_{83} & c_{84} & c_{85} & c_{86} & c_{87} & c_{88} & 0 \\ c_{91} & c_{92} & c_{93} & c_{94} & c_{95} & c_{96} & c_{97} & c_{98} & c_{99} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{Y^*} \\ \varepsilon_t^{i^*} \\ \varepsilon_t^{P^*} \\ \varepsilon_t^O \\ \varepsilon_t^{P^F} \\ \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^E \\ \varepsilon_t^{CPI} \end{pmatrix}$$

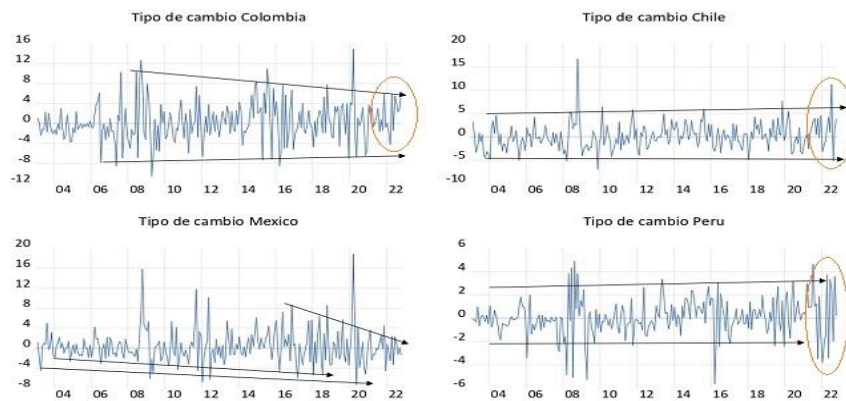
Cabe señalar que, los precios de las economías de América Latina están expuestos a choques externos e internos (es decir, son precios aceptantes), por lo tanto, la restricción en el largo plazo de los coeficientes de la matriz polinomial con ceros resulta ser la más adecuada para examinar el *pass-through* del tipo de cambio a la variación de los precios al consumidor en el largo plazo, tal como se aprecia en la siguiente ecuación:

$$CPI_t = c_{91} * \varepsilon_t^{Y^*} + c_{92} * \varepsilon_t^{i^*} + c_{93} * \varepsilon_t^{P^*} + c_{94} * \varepsilon_t^O + c_{95} * \varepsilon_t^{P^F} + c_{96} * \varepsilon_t^Y + c_{97} * \varepsilon_t^i + c_{98} * \varepsilon_t^E + c_{99} * \varepsilon_t^{CPI}$$

## 4. Resultados y discusión

### 4.1 Hechos estilizados del canal del *pass-through*

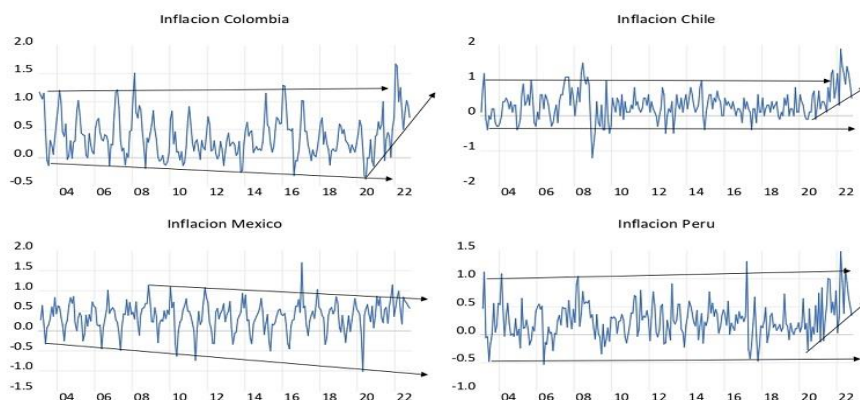
En la Gráfica 1 se puede observar que los tipos de cambio revierten a una media constante en las cuatro economías. Por un lado, México presenta regulares apreciaciones de su moneda local. Por otro lado, es interesante notar la alta volatilidad en los últimos años.



**Gráfica 1.** Variaciones mensuales en porcentajes de los tipos de cambio nominal para las cuatro economías de América Latina (horizonte en años).

Fuente: Elaboración propia con estimaciones de *fuentes oficiales*, Eviews 12.

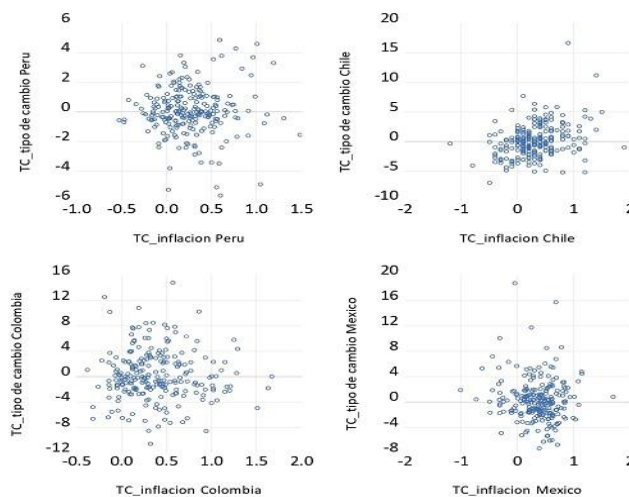
En tanto que, en la Gráfica 2 se observa los comportamientos de las variaciones de los precios a lo largo del periodo de análisis. Todas las series presentan niveles bajos, además a partir del año 2020 se observa un notorio comportamiento alcista. Por su parte, para Colombia, Chile y Perú los movimientos presentan canales relativamente paralelos, mientras que México presenta un canal bajista.



**Gráfica 2.** Variaciones mensuales en porcentajes de los índices de precios al consumidor para las cuatro economías de América Latina (horizonte en años).

Fuente: Elaboración propia con estimaciones de fuentes oficiales, Eviews 12.

De manera complementaria, en la Gráfica 3 se observa la probable relación entre las variaciones del tipo de cambio y la inflación. Es interesante notar que, en Chile, al parecer, existe una relación directa, mientras que en México parece ser lo contrario. Asimismo, las economías de Colombia y Perú presentan dispersión similar, la cual no es fácil identificar una posible dirección.

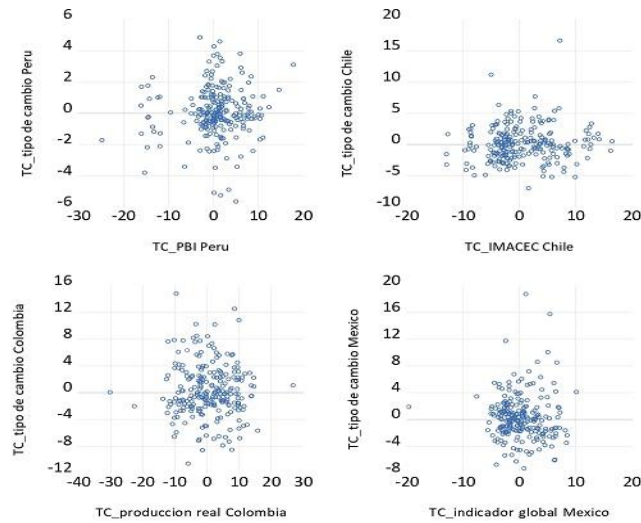


**Gráfica 3.** Diagrama de dispersión entre las variables tipo de cambio e inflación para las cuatro economías de América Latina (TC es la tasa de crecimiento porcentual mensual).

Fuente: Elaboración propia con estimaciones de fuentes oficiales, Eviews 12.



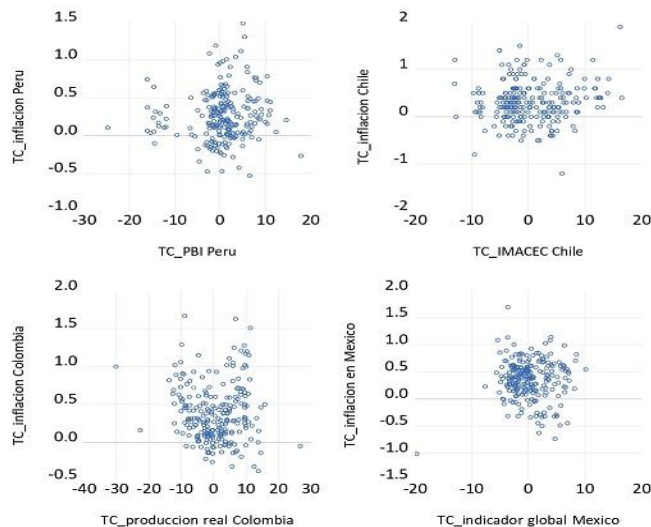
Por otra parte, las variables del canal indirecto, en una primera relación entre los tipos de cambio y la actividad económica, la podemos observar en el Gráfico 4. Para las economías de Perú y Colombia, al parecer, no existe relación, ya que se forma una nube de puntos de forma vertical. Sin embargo, se evidencia una probable relación en Chile y México.



**Gráfica 4.** Diagrama de dispersión entre las variables tipo de cambio y la actividad económica para las cuatro economías de América Latina (TC es la tasa de crecimiento porcentual mensual).

Fuente: Elaboración propia con estimaciones de *fuentes oficiales*, *Eviews 12*.

Asimismo, la Gráfica 5 muestra una segunda relación entre la actividad económica y la inflación. Para las economías de Perú y Colombia se observa una dispersión parecida de forma vertical, mientras que en Chile y México la relación es más notoria. Bajo estas evidencias, los datos muestran mayor claridad del canal en Chile y México.

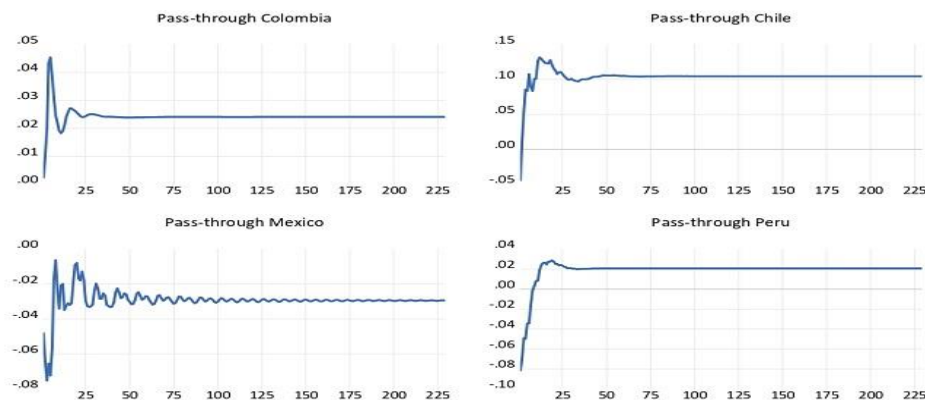


**Gráfica 5.** Diagrama de dispersión entre las variables inflación y actividad económica para las cuatro economías de América Latina (TC es la tasa de crecimiento porcentual mensual).

Fuente: Elaboración propia con estimaciones de *fuentes oficiales*, *Eviews 12*.

## 4.2 Estimación del *pass-through* para países de América Latina

La Gráfica 6 representa la dinámica de traspaso del tipo de cambio para las 4 economías de América Latina. Es interesante notar que Chile presenta el mayor grado de traspaso, alcanzando un efecto permanente de largo plazo de 0.10. Por su parte, las economías de Colombia y Perú presentan un grado de traspaso de 0.02. En contraste, México presenta una elasticidad constante negativa de 0.03. Además de ello, se puede observar que el tiempo que toma el *pass-through* en llegar a su efecto constante para todos los países es a partir de los 25 meses en promedio.



**Gráfica 6.** Elasticidad acumulada de traspaso del tipo de cambio a la inflación en países de América Latina (horizonte en meses).

Fuente: Elaboración propia con estimaciones obtenidas de SVARs, *Eviews 12*.

En la tabla 1 se puede observar las características numéricas de la dinámica del *pass-through* entre las 4 economías de América Latina. De acuerdo con ello, Chile presenta mayor volatilidad, así como un mayor máximo. Por su parte, Colombia y Perú muestran estadísticas bastante bajas y similares. Cabe resaltar que, México ha presentado durante el periodo de análisis, máximos y mínimos negativos, mientras que su volatilidad es bastante baja.

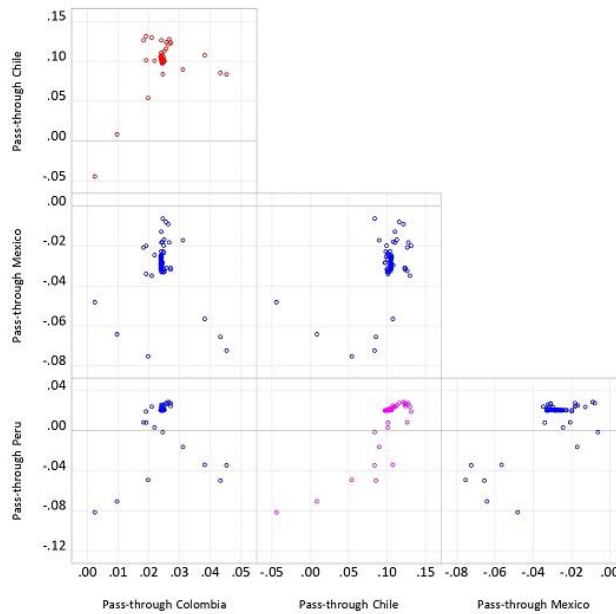
**Tabla 1.** Estadísticas descriptivas del *pass-through* del tipo de cambio en países de América Latina.

	COLOMBIA	CHILE	MÉXICO	PERÚ
Media	0.0242	0.1037	-0.0294	0.0186
Mediana	0.0241	0.1046	-0.0293	0.0207
Máximo	0.0453	0.1313	-0.0063	0.0287
Mínimo	0.0024	-0.0441	-0.0752	-0.0816
Desviación Estándar	0.0029	0.0132	0.0069	0.0127
Observaciones	229	229	229	229

Fuente: Elaboración propia con estimaciones obtenidas de SVARs, *Eviews 12*.

En cuanto a la relación entre los traspasos de los países de América latina, la Gráfica 7 muestra algunos resultados interesantes. Así, al parecer, existe cierta evidencia de una relación entre Chile y

Perú (con un coeficiente de correlación de 0.82), la misma que se observa, en menor grado, entre Colombia y Chile (con 0.44 de coeficiente de correlación). En tanto que, para los otros emparejamientos no hay evidencia clara.



**Gráfica 7.** Diagrama de dispersión de las elasticidades de traspaso acumuladas del tipo de cambio y la inflación entre las cuatro economías de América Latina.

Fuente: Elaboración propia con estimaciones obtenidas de SVARs, *Eviews 12*.

La potencia del modelo SVAR permitió observar las respuestas acumuladas de la variación porcentual de los índices de precios al consumidor ante choques internos y externos. Sumado a ello, la descomposición de Blanchard y Quah (1989) resulta ser la más apropiada para el análisis de largo plazo entre las cuatro economías de América Latina, ya que variables de la región no tienen efecto alguno sobre las variables foráneas.

Dado esto, se encontró las elasticidades acumuladas de traspaso del tipo de cambio a la inflación de cada economía. Los resultados muestran un nivel bajo de traspaso con un periodo similar para alcanzar su efecto permanente de largo plazo. Precisamente, Chile presenta el mayor grado. Por su parte, Perú y Colombia presentan un comportamiento en magnitud bastante similar, mientras que México presenta un efecto negativo durante todo el periodo.

Esto significa que, en un plazo mayor a 25 meses el 10% de la depreciación del tipo de cambio se traspasa a los precios al consumidor en Chile, mientras que en Colombia y Perú es de tan sólo un 2%. En contraste, un 3% de la apreciación se traspasa en México.

En consecuencia, la dinámica de traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor entre los países de Colombia, Chile, México y Perú ha presentado un grado bastante bajo, alcanzando su efecto permanente dentro de un periodo similar y con cierta heterogeneidad en sus magnitudes. En ese sentido, los resultados respaldan la hipótesis del presente trabajo de investigación.

Entre los factores que estarían incidiendo en los resultados en las cuatro economías, destacamos la baja volatilidad del tipo de cambio, la cual constantemente está revirtiendo a su media.

Incluso México durante su periodo de análisis presenta continuas tasas de crecimiento negativas. Cabe decir que, en Colombia, Chile y Perú el comportamiento de las tasas de inflación ha mostrado un canal horizontal constante, mientras que en México el canal parece ser bajista.

También es importante resaltar que, al parecer, en Chile y México estaría operando tanto el canal directo como el indirecto, mientras que en Colombia y Perú la relación no es muy clara. Sin embargo, existe evidencia de cierta relación entre el *pass-through* entre Chile y Perú, y en menor medida entre Chile y Colombia. Dado lo anterior, estos resultados refuerzan el análisis conjunto de dichas economías en la presente investigación.

En consecuencia, resulta importante conocer y comparar el *pass-through* en el largo plazo entre economías de la misma región. Cabe indicar que, una limitación del presente estudio es la no inclusión de datos antes de la adopción de metas de inflación, sin embargo, durante ese periodo la alta volatilidad podría hacer difícil la interpretación econométrica.

En términos comparativos, los hallazgos encontrados en el presente estudio están en línea con los de Rincon et. al. (2021) y Amador (2015), al parecer las magnitudes del *pass-through* en Colombia se mantienen en promedio en niveles bajos.

En lo que respecta a la economía de México, los resultados están en la misma dirección de Urdaneta (2019). Sin embargo, difiere ligeramente con Rodríguez et al. (2020), Angeles et al. (2019) y Amador (2015). La razón detrás de esto sería el tipo de descomposición del modelo SVAR, ya que dichos autores utilizan cholesky. Cabe señalar que, Alonso (2018) encuentra un coeficiente relativamente alto, pero utiliza otra metodología como lo son las proyecciones locales.

Para el caso de Chile, los resultados están en sintonía con Amador (2015). No obstante, los hallazgos difieren de Urdaneta (2019), quien utiliza información trimestral en logaritmos y diferencias para las series. Cabe resaltar que, los resultados para la economía del sur arrojan mayor volatilidad del *pass-through* y mayor magnitud; dicha relación estaría de la mano con la teoría de Miller (2003).

Asimismo, para el caso de Perú los hallazgos encontrados están en paralelo con los de Pérez y Vega (2015), quienes encontraron un efecto de 0.03. En tanto que, Urdaneta (2019), Amador (2015) y Alonso (2018) encuentran coeficientes más altos. De hecho, al parecer, el *pass-through* ha disminuido constantemente en el largo plazo para esta economía.

Por otro lado, con referencia a un contexto internacional, los resultados para Chile presentan similares valores con lo encontrado por Oktay (2022), la razón sería que ambas son economías pequeñas y abiertas. Asimismo, los resultados de Aiyash (2018) y Ozdogan (2022), los cuales presentan mayores grados de traspaso, difieren con respecto a las economías de la región, ya que presentan diferentes estructuras económicas.

## 5. Conclusiones

El presente estudio representa el primer esfuerzo en aplicar el modelo de vectores autorregresivos estructurales con una descomposición a lo Blanchard y Quah (1989) robusto a las economías de Colombia, Chile, México y Perú. Con esta ejecución se estimó las elasticidades acumuladas de traspaso del tipo de cambio a la variación porcentual de los precios al consumidor, de manera que los resultados sean comparables. Ante ello, se consideró un periodo común para todas las series.

A la luz del análisis realizado, se evidencia niveles bajos de *pass-through*, alcanzando efectos persistentes de 0.02, 0.10, -0.03 y 0.02 para Colombia, Chile, México y Perú, respectivamente. Estos resultados estarían en línea con las diferentes medidas de política económica por parte de las entidades reguladoras. Entre estos eventos, destaca la constante intervención de los bancos centrales de cada país con sus diferentes instrumentos de política monetaria para mantener a la inflación dentro de los rangos metas.

Las elasticidades de traspaso acumuladas del tipo de cambio a la inflación para las cuatro economías de América Latina alcanzan una ventana de temporalidad común mayor a 25 meses en promedio. En términos comparativos, Chile presenta una mayor magnitud e impulso en los primeros 18 meses, mientras que en Colombia el efecto presenta el menor periodo. Por su parte, Perú presenta el movimiento más lento. Finalmente, México, en todo el periodo de análisis, presenta constantes apreciaciones de su moneda local, lo cual hace que el efecto sea negativo y más volátil.

Además, se encontró evidencia de alta correlación entre el *pass-through* de Chile y Perú, mientras que en menor medida para Colombia y Chile. Estos resultados refuerzan la importancia de realizar un análisis conjunto, ya que las economías de América Latina son pequeñas, abiertas y están expuestas a diferentes choques. Así, los hallazgos obtenidos son de suma importancia para la toma de decisiones, el diseño y control de la política monetaria por parte de los bancos centrales de América Latina.

Finalmente quedan las siguientes interrogantes para ser examinadas en un futuro: ¿Cuáles han sido los determinantes de la dinámica del *pass-through* del tipo de cambio en América Latina? ¿existe sincronización del *pass-through* en América Latina? Y ¿por qué Chile presenta mayor *pass-through* entre los países de Colombia, México y Perú?

## Referencias

- [1] Aiyash, Eiman (2018). *Shocks pass-through to prices in U.S. and Canada: Evidence from oil and exchange rate markets*. [Tesis de Maestría, Eastern Illinois University]. Repositorio Institucional Eastern Illinois University. <https://thekeep.eiu.edu/theses/3557>
- [2] Alonso, R. (2018). Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú. *Revista Estudios Económicos*, (35), 55-81. Banco Central de Reserva del Perú. <https://doi.org/10.21678/apuntes.70.657>
- [3] Amador, J., Dos Santos, E., Mauricio, F., Esteban, H., Grippa, F., Manías, J. y Posadas, C. (2015). ¿Ha aumentado el *pass-through* de tipo de cambio en América Latina? *Observatorio Económico Latam*. BBVA research. <https://doi.org/10.1787/888933302769>
- [4] Angeles, D., Córtes, J. y Sámano, D. (2019). Evolución y características del traspaso del tipo de cambio a precios en México. Documentos de investigación N° 2019-10. Banco de México. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2019.10>
- [5] Arango, L., Orraca, M., & Molina, G. (2022). The influence of global inflation on emerging market economies inflation (Working paper N° 2022-15). Banco de México. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2022.15>
- [6] Asafo, S. (2019). Exchange rate *pass-through* to prices: bayesian VAR evidence for Ghana. *Munich Personal Repec Archive* (92967). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3362644>

- [7] Bajraj, G., Carlomagno, G., & Wlasiuk, J. (2023). *Where is the inflation? The diverging patterns of prices of goods and services* (Working paper N° 969). Banco Central de Chile. <https://www.bcentral.cl/en/content/-/details/working-papers-969>
- [8] Banco Central de Chile. (Diciembre 2020). Dinámica y determinantes de la inflación en Chile. <https://doi.org/10.2307/j.ctv2kjcwgq.9>
- [9] Barberis, M. (2021). Asimetrías del traspaso del tipo de cambio a precios: el caso argentino 2004-2019. *Ensayos Económicos*, (76). <https://doi.org/10.1016/j.espe.2015.09.002>
- [10] Blanchard, O., & Quah D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *The American Economic Review*, 79(4), 655-673. <https://doi.org/10.3386/w2737>
- [11] Binici, M., Centorrino, S., Cevik, S. & Gwon, G. (2022). *Change: the role of global and domestic factors in post-pandemic inflation in Europe* (Working paper N° 241). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400225789.001>
- [12] Capistrán, C., Ibarra, R., & Ramos, M. (2011). *El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para la economía mexicana* (Documento de investigación N° 2011-12). Banco de México. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2011.12>
- [13] Carrera, C. (2014). Tracking the Exchange rate management in Latin America. Documento de trabajo N° 2014-20. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/documentos-de-trabajo.html#2014>
- [14] Córtes, J. (2013). Estimating the exchange rate pass-through to prices in Mexico. *Monetaria*, XXXV (13). <https://www.cemla.org/monetaria.html>
- [15] Froot, K., & Klemperer, P. (1989). Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters. *The American Economic Review*, 79(4), 637-654. <https://doi.org/10.3386/w2542>
- [16] Hernández, J. (2015). Revisión de algunas estimaciones recientes del traspaso del tipo de cambio a los precios en México. *Ensayos sobre Política Económica*, (33), 190-196. <https://doi.org/10.1016/j.espe.2015.09.002>
- [17] Maertens, L., Castillo, P., & Rodriguez, G. (2012). Does the exchange rate pass-through into prices change when inflation targeting is adopted? The Peruvian case study between 1994 and 2007. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 1154-1166. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.07.001>
- [18] Matuka, A. (2019). Exchange rate pass-through top rices: var evidence for Albania. *International Journal of Business, Economics and Management*, 6(5), 303-3015. <https://doi.org/10.18488/journal.62.2019.65.303.315>
- [19] Miller, S. (2003). Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002. *Revista Estudios Económicos*, (10). <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/ejemplares-publicados.html>
- [20] Mikland, H. (2021). *El traspaso del tipo de cambio a la inflación de los precios al consumidor: un análisis para la economía haitiana (2010-2017)* [Tesis de maestría, Universidad de Chile]. Repositorio Académico de la Universidad de Chile. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2011.12>
- [21] Mujica, P. y Saens, R. (2015). Traspaso de tipo de cambio y metas de inflación en Chile. *Revista CEPAL*, (117), 145-155. <https://doi.org/10.18356/2869e7f9-es>
- [22] Oktay, A. (2022). Heterogeneity in the Exchange rate pass-through to consumer prices: the Swiss franc appreciation of 2015. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 158 (21). <https://doi.org/10.1186/s41937-022-00102-7>
- [23] Ozdogan, Z. (2022). An analysis of Exchange rate pass-through to domestic prices: evidence from Turkey. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 15(29), 67-86. <https://doi.org/10.17015/ejbe.2022.029.05>
- [24] Parra, J. (2008). Sensibilidad del IPC a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo. Borradores de Economía N° 542. Banco de la República, Colombia. <https://doi.org/10.32468/be.542>
- [25] Pérez F. y Vega, M. (2015). Asymmetric Exchange rate pass-through: evidence from Peru. Documento de trabajo N° 2015-11. Banco Central de Reserva del Perú. <https://doi.org/10.18800/2079-8474.0472>

- [26] Rincon, H., Rubiano, P., Yaya, L., & Zárate, H. (2021). *Traspaso de la tasa de cambio a la inflación básica en Colombia: un análisis de parámetros cambiantes en el tiempo* (Borradores de Economía N° 1177). Banco de la República Colombia. <https://doi.org/10.32468/be.1177>
- [27] Rodríguez, J., Hernández, L. y Vásquez, B. Galán (2020). Efecto Pass-Through en México en condiciones de alta y baja volatilidad. *Revista mexicana de economía y finanzas*, 15(1), 57-80. 2020. <https://doi.org/10.21919/remef.v15i1.403>
- [28] Sansone, A., & Justel, S. (2015). Exchange rate pass-through top rices: var evidence for Chile. Documentos de Trabajo N° 747. Banco Central de Chile. <https://repositoriodigital.bcentral.cl/xmlui/handle/20.500.12580/3579>
- [29] Saucedo, E., y Gonzalez, J. (2020). Exchange rate pass-through top rices in Mexico: a study of the main border and non-border cities. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas, Nueva Época*, 16(2), 1-24. <https://doi.org/10.21919/remef.v16i2.468>
- [30] Urdaneta, D. (2019). *Pass-through cambiario de shocks locales y globales en la inflación: Evidencia de las Américas*. [Maestría, Pontificia Universidad de Católica de Chile]. Biblioteca de la Pontificia Universidad Católica de Chile. <https://doi.org/10.7764/tesisuc/eco/28249>
- [31] Winkelried, D. (2011). Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru. Documento de trabajo N° 2011-12. Banco Central de Reserva del Perú. <https://doi.org/10.18800/2079-8474.0474>