



FACULTAD DE  
CIENCIAS ECONÓMICAS  
Y DE ADMINISTRACIÓN

DEPARTAMENTO DE  
ECONOMÍA



UNIVERSIDAD  
DE LA REPÚBLICA  
URUGUAY

# Asimetrías del Pass through: El caso uruguayo 2000-2023

Traspaso de variaciones del tipo de cambio a precios: una  
estimación de sus desalineamientos.

Malena Estrella

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad de la República

Montevideo – Uruguay

Noviembre de 2023



FACULTAD DE  
CIENCIAS ECONÓMICAS  
Y DE ADMINISTRACIÓN

DEPARTAMENTO DE  
ECONOMÍA



UNIVERSIDAD  
DE LA REPÚBLICA  
URUGUAY

# Asimetrías del Pass through: El caso uruguayo 2000-2023

Traspaso de variaciones del tipo de cambio a precios: una  
estimación de sus desalineamientos.

Malena Estrella

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, como parte de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Directora de tesis:  
Profesora Gabriela Mordecki

Montevideo – Uruguay

Noviembre de 2023

## Asimetrías del Pass through: El caso uruguayo 2000-2023

Traspaso de variaciones del tipo de cambio a precios: una estimación de sus desalineamientos.

### Resumen

Este documento presenta un análisis del traspaso del tipo de cambio sobre los precios en Uruguay utilizando datos mensuales para el período 2000-2023 incorporando variables endógenas como el IPC, tipo de cambio nominal, IVF de la industria y precios internacionales de *commodities* alimenticios. Luego estudia la posible asimetría y no linealidad del traspaso. Para determinar la magnitud se implementan modelos econométricos de vectores autorregresivos. La presencia de asimetrías es examinada a través de Proyecciones Locales (PL), siguiendo la metodología de Jordà (2005). Se concluye que los efectos de traspaso sobre la inflación son significativos y no unitarios. A su vez se observa que el traslado es positivo en una depreciación y no significativo cuando el tipo de cambio se aprecia.

Clasificación JEL: E31, E58, F31.

Palabras clave: *Pass through*, inflación, tipo de cambio, política monetaria, asimetrías, proyecciones locales, Uruguay.

### Abstract

This document presents an analysis of the exchange rate pass through on prices in Uruguay using monthly data for the period 2000-2023, incorporating endogenous variables such as the CPI, nominal exchange rate, industrial production index and international prices of food commodities. After that, studies the possible asymmetry and non-linearity of the coefficient. To determine the magnitude, econometric vector autoregressive models are implemented. The presence of asymmetries is examined through Local Projections (LP), following the methodology by Jordà (2005). It is concluded that the pass through effects on inflation are significant and not unitary. At the same time, it is observed that the transfer is positive in a depreciation and not significant when the variable is appreciated.

JEL Classification: E31, E58, F31.

Keywords: Pass through, inflation, exchange rate, monetary policy, asymmetry, local projections, Uruguay.

<i>1.Introducción</i> .....	5
<i>2. Política monetaria en Uruguay</i> .....	11
2.1 Política de tipo de cambio .....	13
2.2 Metas de Inflación.....	15
2.3 Régimen de Agregados Monetarios.....	17
2.4 Tasa de política monetaria .....	19
<i>3.Revisión de Antecedentes</i> .....	21
3.1 Antecedentes Internacionales.....	23
3.2 Antecedentes regionales y para Uruguay.....	26
<i>4. Marco teórico</i> .....	29
4.1 Canales de Transmisión del <i>pass through</i> .....	32
4.2 Asimetrías y no linealidades del <i>pass through</i> .....	36
<i>5. Preguntas de investigación e hipótesis</i> .....	39
5.1 Preguntas de investigación .....	39
5.2 Hipótesis.....	39
<i>6. Estrategia Empírica</i> .....	41
6.1 Metodología .....	41
6.2 Datos.....	46
6.3 Resultados.....	48
<i>7. Conclusiones</i> .....	50
<i>8. Referencias Bibliográficas</i> .....	53
<i>1A. Anexos Econométricos</i> .....	61
<i>2A. Anexo Metodológico Proyecciones Locales</i> .....	76

# 1.Introducción

¿Cuál es el impacto de una variación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios? ¿Es concebible un efecto similar, pero de signo contrario ante una apreciación y una depreciación del tipo de cambio? ¿Es este efecto no lineal? Las crisis financieras y los diferentes vaivenes que puede tener las economías actuales se asocian a fuertes movimientos cambiarios que generan incertidumbre por los cambios en términos de inflación y de competitividad que podrían ocasionar y ello afecta directamente en la demanda interna y externa de las economías. Dada la tendencia a la globalización, el deber de mantener un ritmo reducido de incremento de los precios es cada vez más difícil, sobre todo para economías pequeñas y abiertas, siempre que los movimientos en el tipo de cambio se traduzcan en alguna proporción en desequilibrios en los precios. Entender el impacto de cómo las variaciones cambiarias se traducen a los precios domésticos es crítico para que la política monetaria pueda responder ante movimientos de la moneda. La política cambiaria y monetaria es un tema delicado en materia económica por sus profundas implicaciones redistributivas. Tal como afirma John Kenneth (1996) en su libro “El Dinero” la actuación de los ciudadanos con respecto al dinero y a la política monetaria evoluciona en forma cíclica. Cuando se enfrentan a la inflación y la moneda se desvaloriza, velan por estabilidad, pero cuando ésta se ha logrado y se comienzan a notar los costos asociados se solicita abandono de la política, aceptando cierto grado de inflación.

Este documento plantea un análisis de la relación directa y estrecha que existe entre el tipo de cambio y la inflación, principales variables asociadas a la política cambiaria y monetaria, en una economía pequeña y emergente como la uruguaya. Teniendo como marco esa relación, surge la siguiente pregunta: ¿Cómo cambiaría la senda inflacionaria en Uruguay, condicional a las variables de control seleccionadas, si se modifica el tipo de cambio nominal? El presente estudio tiene una doble motivación. En primer lugar, pretende medir empíricamente el traspaso

para distintos horizontes y en segunda instancia analizar la asimetría y no linealidad del traspaso del tipo de cambio sobre los precios que enfrentó el consumidor final para la economía uruguaya durante el período 2000-2023. Para ello se utiliza la metodología VAR y posteriormente la de Jordà (2005) denominada Proyecciones locales. Se estima un modelo de vectores autorregresivos que incluyen en el modelo base las variables: el tipo de cambio nominal, el índice de precios al consumidor, el índice de volumen físico de la industria y los precios internacionales de commodities alimenticias. El enfoque de vector autorregresivo permite determinar la probable endogeneidad entre nuestras variables de interés discriminando entre los diferentes períodos y distinguiendo diferente magnitud de correlación. A partir del VAR estimado la Función de impulso respuesta (FIR) permite simular shocks y medir la reacción de las variables de interés.

Se entiende al coeficiente de traspaso, o *pass through* (PT) de tipo del cambio a precios, como el impacto que genera una variación del tipo de cambio sobre los precios internos de una economía. Entre los estudios que analizan este fenómeno se destaca el trabajo de Burstein y Gopinath (2014) quienes indican que el PT se representa como un coeficiente de variación del tipo de cambio en la regresión de la inflación. En sus comienzos, tal como indica Aron et al. (2014) esta definición sólo contemplaba la respuesta de los precios de importación en moneda nacional ante fluctuaciones del tipo de cambio basándose en Goldberg y Knetter (1997), quienes observaban cómo los precios de los productos importados considerados en moneda nacional variaban ante un cambio en un 1% del tipo de cambio. Sin embargo, esta definición se ha ampliado para abordar el impacto de las variaciones del tipo de cambio en los precios internos de la economía. De forma algebraica se define el *pass through* como la elasticidad de los precios con respecto al tipo de cambio de la siguiente manera:

$$Pass\ Through = \frac{\Delta \log IPC}{\Delta \log TCN}$$

Dada la relación anterior, con un PT unitario, el traspaso de la variación del tipo de cambio a precios es total. Sin embargo, se ha demostrado que existen algunos factores que no permiten que este traspaso sea lineal, como ejemplo tenemos el trabajo de Rubene y Colavecchio (2020) quienes indican que tan incompleto es el traspaso dependiendo del nivel de volatilidad de la inflación, Jasova et al. (2016) o Ben Cheikh (2012) muestran que el coeficiente depende del tipo de shock que impulsa el tipo de cambio y depende de la fase en que se encuentra una economía o la intensidad de la depreciación/apreciación.

La estabilidad de precios es, junto al crecimiento económico y el equilibrio del mercado laboral uno de los principales problemas que enfrentan los hacedores de política económica y el *pass through* es uno de los factores que explican la volatilidad en los precios. Específicamente en este trabajo se intentará analizar la dinámica del *pass through* en las últimas dos décadas en Uruguay demostrando que el traslado del tipo de cambio a precios no es unitario y su impacto sobre la inflación es distinto si nos enfrentamos a una depreciación o una apreciación de la moneda.

La economía uruguaya presenta algunas características que hacen que el estudio tenga más relevancia. En primer lugar, es una economía pequeña y abierta ubicada en América del Sur entre dos grandes países y al ser principalmente exportadora de materias primas, es tomadora de precios internacionales. Al ser una economía abierta y dependiente del exterior la política económica local en ciertas ocasiones pierde autonomía o eficacia. Además las políticas de los socios en materia de comercio exterior pueden tener gran impacto en la economía uruguaya. Asimismo, al ser una economía bimonetaria, el dólar juega un rol importante como reserva de valor y es en la moneda en que se transan gran parte de los bienes durables. Debido a estos

factores, aunque Uruguay puede tener una política económica e institucional independiente, la apertura económica y financiera deja al país expuesto a shocks externos que ejercen fuerte impacto sobre las principales variables internas, Rego et al. (2011). No es ajena la inflación, sobre todo por los movimientos de las materias primas (energía, alimentos), la disrupción de las cadenas de suministro y también los desbalances entre oferta y demanda y desplazamiento de la demanda entre bienes y servicios que la apertura pueda generar. En un contexto de gran incertidumbre y grandes cambios el estudio de estos impactos adquiere una particular relevancia. El *pass through* es un factor clave en la formación de precios y, en particular, de las expectativas de inflación. De hecho, el *pass through* en Uruguay ha sido uno de los más altos de la región según un estudio elaborado para el FMI por López Mejía et al. (2008). El riesgo es que la inflación alta se mantenga persistente ya que tiene un elevado costo social y económico y más importante aún la inflación alta tiende a generar más inflación en años siguientes de acuerdo con Borio et al. (2017) “inflación elevada genera cambios en los mecanismos de formación de precios y salarios, haciéndolos depender de la inflación reciente”. Poder entender y lograr medir de qué forma las variaciones en el tipo de cambio se traspasan a la inflación tiene especial importancia para diferentes agentes económicos: la autoridad monetaria, el sector real y el gobierno y son clave para el desarrollo de políticas eficaces en un país con una historia de inflación persistente como lo es Uruguay. Si bien fue analizado que esta persistencia inflacionaria se ha ido controlando luego de la crisis de 2002, Fernández et al. (2011) comenta que las características que presenta Uruguay exponen al país frente a shocks externos de forma más intensa. La inestabilidad provocada por estos cambios en las relaciones entre variables macroeconómicas como las tasas de interés, la cantidad de dinero y el tipo de cambio y la inflación, dificultan la medición de la política monetaria. Teniendo en cuenta los vaivenes económicos a los que el mundo está expuesto, la importancia de la dinámica inflacionaria para

Uruguay y cómo esta ha sido manejada por el Banco Central del Uruguay (BCU) desde comienzos del siglo, es importante indagar en especial en uno de los factores que pueden desviar la inflación de su rango meta.

Desde una perspectiva política, el grado de traspaso afecta la efectividad que tiene el tipo de cambio como un amortiguador que contribuye a mantener el equilibrio interno y externo de la economía, Edwards (2006), Carriere-Swallow et al. (2017). Además el tamaño del *pass through* limita la capacidad del banco central para llevar a cabo una política monetaria contracíclica y controlar la inflación, Vegh et al. (2017). Siguiendo esta línea, de acuerdo con Zacheo y Guenaga (2019) un *pass through* reducido genera más discrecionalidad para el manejo de la política del banco central. Un bajo coeficiente de *pass through* indica que un movimiento en el tipo de cambio no tiene un efecto importante sobre la inflación, por ende, el banco central tiene mayor libertad para poder llevar a cabo una política monetaria independiente. Por otro lado, un alto coeficiente indica que un shock cambiario se traspasa en gran medida a los precios induciendo a que la política monetaria requiera una coordinación con la política cambiaria a efectos de reducir el impacto de los shocks cambiarios sobre determinada meta de inflación. En este sentido, Taylor (2000) argumentó que cuanto más estable sea la política monetaria de un país menor será la tasa de inflación y menor será el alcance del traspaso de tipo de cambio sobre los precios de la economía. Asimismo, el comportamiento del tipo de cambio en los últimos quince años ha alertado a varios analistas sobre una posible sobrevaluación o un posible atraso cambiario encareciendo a nuestro país respecto al resto del mundo acentuando la importancia del objeto de análisis. Los significativos movimientos de los precios relativos han renovado la atención hacia dos aspectos de la formación de precios: el *pass through* desde el tipo de cambio y la persistencia que incide en la estabilidad de los niveles de inflación. La relevancia de estudiar este coeficiente radica en la inmediatez que tenemos de comprender la dinámica inflacionaria

y junto a esto lograr acoplar la política monetaria con la cambiaria para actuar sobre la inflación y la competitividad.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 hace una breve revisión de la política monetaria en Uruguay. La sección 3 comenta una síntesis de los antecedentes del *pass through* y la 4 presenta el marco teórico. La sección 5 plantea la pregunta de investigación y sus respectivas hipótesis. La sección 6 presenta la metodología a utilizar y una discusión de los resultados obtenidos. Por último la sección 7 expone las conclusiones del trabajo.

## 2. Política monetaria en Uruguay

Siguiendo a Taylor (2000), el objetivo primordial de la autoridad monetaria es estabilizar la producción, donde se busca que el PIB real oscile en torno al PIB potencial. La regla de política a la Taylor se apoya en una tasa de interés nominal que, cuando el PIB real y la tasa de inflación exceden su objetivo, se incrementa para generar un aumento de la tasa de interés real y así reducir la demanda agregada. Como destacan Brum et al. (2014) la estabilidad de precios es otro de los objetivos primarios de la política monetaria. Dicha estabilidad suele presentarse, entre otros aspectos, como una condición necesaria del crecimiento sustentable y del fortalecimiento del poder de compra de la moneda doméstica. En resumen los fines de la política monetaria son los mismos que los de la política macroeconómica en general: lograr que el nivel general de precios se mantenga estable, que el producto crezca y que la tasa de desempleo sea lo menor posible. Si bien es difícil que la autoridad monetaria pueda lograr todos estos objetivos por carecer de los instrumentos necesarios para ello o porque muchas veces existe un *trade-off* entre objetivos, como, por ejemplo, entre crecimiento e inflación. Zunino (2010), recalca la importancia de la política monetaria como estabilizadora del ciclo económico indicando que ha jugado un rol importante como instrumento en la mejora de resultados macroeconómicos observado desde los años noventa en los países subdesarrollados. Dicho fenómeno es denominado en la literatura como “Gran Moderación”, etapa que hace referencia a un conjunto de mejoras en los resultados económicos dónde se observa una disminución en la volatilidad de la inflación y un mayor nivel de actividad.

Uruguay tiene una historia de sucesivas estrategias de estabilización para enfrentar la inflación dado su carácter de ser una economía pequeña y abierta, Brum et al. (2014). Entre los años 2002 y 2023 Uruguay sufrió varios episodios de depreciación que coinciden con niveles de inflación elevados, se puede corroborar que la evolución entre la inflación y el tipo de cambio no es

aleatoria y muestra una sorprendente correlación positiva. Para ello hay que preguntarnos cómo la política monetaria ha influido en el traspaso y cuáles son los diversos canales por los que se expresa.

Los trabajos de Chiesa et al. (2004), Carlomagno et al. (2010) y Varela y Vera (2002) analizan los canales de la política monetaria en Uruguay en diferentes períodos de tiempo. Según estos autores los mecanismos a través de los cuáles se manifiestan las decisiones de política monetaria sobre la inflación y actividad son: el canal de la tasa de interés, el del tipo de cambio y las expectativas de inflación, actuando a través de diversos canales con diferentes velocidades y magnitudes. El segundo de estos mecanismos es precisamente el objeto del estudio de este trabajo. La magnitud del coeficiente de *pass through* implica la existencia de un margen de acción de la política cambiaria para impactar en el corto plazo en el tipo de cambio. La identificación y entendimiento de cada uno de estos canales es fundamental para determinar la política a aplicar y poder llevar adelante los objetivos planteados.

La histórica persistencia de la inflación en Uruguay ha dificultado la medición de los canales de traspaso de la política monetaria y ha sido una temática recurrente durante el siglo pasado donde se registraron tasas anuales generalmente superiores al 20%, en particular en las décadas del 1960, 1970 y 1980. Los niveles más bajos de inflación se registran a principios y a fines de la década de los años 1960, principios de los 1980 y mediados de los 1990 que coincide con los planes de estabilización de la economía. En el último siglo se destaca la elevada correlación estadística positiva a largo plazo entre la tasa de crecimiento del núcleo monetario y la tasa de inflación, de acuerdo con Brum et al. (2012).

Cabe mencionar otras características particulares que posee el caso uruguayo. Por un lado, el elevado grado de dolarización siendo el tipo de cambio el que actúa como un canal efectivo de la política monetaria y el afán de evitar una gran volatilidad del tipo de cambio llevan a que la

autoridad monetaria intervenga en el mercado de divisas. Por otro lado, ha habido varios cambios de regímenes monetarios en el país que condicionan la transmisión de la política. Medir el grado de eficiencia de la política monetaria o cual variable la explica es difícil por las fallas de mercado, los impactos diferenciales entre los sectores productivos y los efectos redistributivos que esta pueda tener. Históricamente en el país se han utilizado políticas de tipo de cambio para controlar la inflación, luego de la crisis 2002 en Uruguay hubo un cambio en la política monetaria buscando no sólo mantener la estabilidad de precios sino también preservar el valor de la moneda y crear las condiciones necesarias para la estabilidad del sistema financiero. Para ello, se trasladó el uso del ancla nominal pasando, primero, del tipo cambio hacia agregados monetarios y, luego, al control de la tasa de interés dentro de una lógica de *inflation targeting*, Brum, et al. (2014). A continuación, se desarrolla una descripción de los instrumentos monetarios aplicados por el BCU para mantener el ritmo de los precios bajo control.

## **2.1 Política de tipo de cambio**

En el primer gobierno luego del regreso de la democracia, entre 1985 y 1990, el manejo cambiario de la economía se basó en metas sobre el tipo de cambio real, Brum et al. (2014). Dicho instrumento estaba focalizado en no deteriorar el tipo de cambio real. Se implementó manejando de forma implícita el tipo de cambio nominal que suponía flexibilidad al alza y rigidez a la baja. Dicho manejo dejaba poco espacio para realizar una política monetaria autónoma ya que los agregados monetarios eran variables endógenas a las metas cambiarias. Según Brum, et al. (2014) este régimen tenía el carácter de ser gradualista, basado en un crawling – peg activo, pero no formalizado en una “tablita” (como en los 80), con anuncios a-

periódicos de las autoridades y establecimiento de una banda de flotación cambiaria. Dicho régimen sin ancla inflacionaria y combinado con desequilibrios en las cuentas fiscales desembocó en el año 1990 en niveles de inflación de tres dígitos.

Luego se implementó un régimen de estabilización hasta la crisis del 2002 que consistió en un sistema de bandas cambiarias deslizantes con tipo de cambio nominal como ancla para la inflación. Se trataba de un sistema de bandas dentro de las cuales el dólar flotaba y el BCU asumía el compromiso de mantener el tipo de cambio dentro del rango preestablecido, demandando divisas cuando el tipo de cambio tendía a ubicarse en el piso de la banda u ofertando divisas cuando tendía a ubicarse en el techo de la banda. La oferta monetaria quedaba subordinada a la política cambiaria, dejando sin acción la política monetaria ya sea expansiva o contractiva.

Dicho plan de estabilización tuvo efecto en la estabilidad de los precios, caracterizándose por un período fuerte y prolongado de descenso de la inflación llegando a 1998 a niveles de un dígito y con un tipo de cambio que pudo mantenerse sistemáticamente dentro de la banda de flotación. Dicha tendencia positiva para la economía comenzó a revertirse con la devaluación del real brasileño en 1999 como consecuencia de una crisis financiera global que derivó en presiones alcistas del tipo de cambio. En 2001, con la economía en declive con una situación regional complicada en nuestros países limítrofes, Argentina y Brasil, resultó en que se agudizaran las presiones alcistas del tipo de cambio, dificultando la acción de BCU para ubicarlo dentro de la banda. Estos efectos de la región se fueron acentuando con la corrida bancaria en Argentina la cual implicó el contagio en Uruguay donde tuvieron que intervenir el BCU y el Ministerio de Economía. Tal como indican Fernández et al. (2003), la corrida de los depósitos bancarios que sucedió en enero del 2002, generó una fuerte presión de demanda en el mercado cambiario y determinó la venta extraordinaria de divisas por parte del BCU,

impactando fuertemente en las reservas. Dicha situación persistió y se tornó claro que el BCU no iba a poder seguir manteniendo a la divisa dentro del rango meta establecido, no teniendo otra opción más que abandonar el sistema de bandas de tipo de cambio, dejando fluctuar el tipo de cambio nominal a partir de junio de 2002.

## **2.2 Metas de Inflación**

Luego de la crisis del 2002, según Licandro y Mello (2012), se produjeron dos cambios que explicaron el giro en la política monetaria para darle mayor importancia a la estabilización de precios. En primer lugar una de las claves financieras fue la construcción de mercados en pesos y el comienzo de la desdolarización. En segundo lugar, los cambios en la negociación salarial que se comenzaron a hacer en forma centralizada ejecutando contratos de largo plazo que ponían el foco de atención en la inflación esperada. La política de Metas de Inflación o *inflation targeting* había surgido en economías emergentes en la década de 1990, adoptando el esquema como el marco de política monetaria. En 2007 el BCU no fue ajeno a esta política y llevó adelante una política monetaria expansiva basada en objetivos de inflación. Como reseñan Rego et al. (2011) fue allí cuando se empezó a hablar de la adopción del esquema *inflation targeting*; si el régimen monetario lograba controlar las expectativas y aumentaba su credibilidad se generarían condiciones para el correcto funcionamiento de esta política.

Cabe destacar algunas particularidades de la política. El régimen de *inflation targeting* aplicado no se enfocaba en manejar los instrumentos de política monetaria basándose en la inflación presente sino sobre la base estimada del valor futuro. Siguiendo a Bernanke (2003), este tipo de política presenta una “discrecionalidad acotada”, lo cual significa en una primera instancia el libre albedrío de la autoridad monetaria para utilizar instrumentos frente a shocks de corto plazo que puedan afectar el producto y el empleo. Dicho régimen tiene en cuenta la

transparencia con sus decisiones frente a la población con el fin de tener credibilidad y reputación. Para ello se fija una meta cuantitativa de inflación y se asume el compromiso de perseguirla. En la práctica el régimen de *inflation targeting* tiene una característica a resaltar según Aboal et al. (2002): es “forward-looking” ya que, si las políticas monetarias demoran cierto período para verse reflejadas, los hacedores de política monetaria deberán actuar de forma anticipada para lograr sus cometidos. Utilizando las proyecciones de la economía, se fijan metas de inflación esperada. Este régimen es intensivo en conocimiento ya que es necesario contar con modelos de predicción de la inflación y con conocimiento de los canales de trasmisión de política monetaria. Esto lleva a ser un método más desafiante destacando la importancia de la elaboración de predicciones acerca de los canales por los cuales podría variar la inflación. Según Croce et al. (2000) a diferencia de otros regímenes monetarios, el esquema de metas de inflación tiene su ancla nominal incorporada, al comprometer al banco central a implementar políticas coherentes y ofrecer, al mismo tiempo, un patrón transparente que permita al público evaluar la implementación de la política. Gianelli y Licandro (2013) y Levine et al. (2004) concuerdan y defienden la efectividad en materia inflacionaria de la estrategia de regímenes de metas de inflación y acotan que tienen expectativas mejor ancladas. Asimismo el FMI señala que en las economías emergentes donde se han utilizado las metas de inflación se ha podido avanzar en materia institucional.

Esta metodología según Aboal, et al. (2002) se define por el cumplimiento de las siguientes condiciones. La persecución de una meta de inflación explícita, sea como banda o como punto para uno o varios horizontes. Esta meta explícita debe ser el objetivo primordial de la política monetaria, quedando subordinadas las demás variables endógenas como la tasa de interés o el tipo de cambio. A ello se suma la necesaria transparencia del banco central para que comunique efectivamente los rangos inflacionarios al público. Para ello, el ideal es realizar publicaciones

de análisis detallados de la situación financiera, explicando cómo las decisiones afectarán a la política monetaria futura mediante un informe periódico idealmente semestral que detalle lo sucedido y analice los pronósticos futuros. Por último, un elevado grado de compromiso con el objetivo, poniendo foco en las desviaciones que pueda llegar a tener la inflación con respecto al rango fijado.

Ventajas de la utilización de metas de inflación:

- i. Genera exigencias de mayor transparencia en la política monetaria.
- ii. Clarifica al público y al sistema político sobre el estándar de evaluación del desempeño del Banco Central.
- iii. Aumenta flexibilidad de respuesta frente a shocks “normales” durante un ciclo económico (con relación a una política de reglas).
- iv. Evita políticas oportunistas al acotar la discrecionalidad.

Desventajas de la utilización de metas de inflación:

- i. Es desestabilizador con baja credibilidad o con “dominancia” de la política fiscal.
- ii. Disminuye la flexibilidad de respuesta frente a shocks “anormales”, dependiendo de las cláusulas de escape (con relación a una política discrecional).
- iii. Evita responsabilidad del banco central por otros objetivos macroeconómicos.

### **2.3 Régimen de Agregados Monetarios**

A partir de fines de junio de 2002 se volvió insostenible el control del tipo de cambio dentro de las bandas de flotación, el país que en los anteriores 50 años había aplicado distintos planes de estabilización basados en mayor o en menor medida en el control del tipo de cambio se vio obligado a tomar decisiones en materia monetaria, atendiendo la necesidad de buscar una nueva ancla para la inflación, Ibarra et al. (2007). En medio de la crisis, las autoridades monetarias determinan la libre flotación del tipo de cambio lo que se tradujo en una gran depreciación y se

reflejó en el aumento de la inflación en la segunda mitad de 2002. En 2003 se comienza a utilizar una política distinta, sin compromiso con el valor del tipo de cambio utilizando la Base monetaria (BM) como instrumento, estableciendo metas de crecimiento de la BM donde el objetivo intermedio eran los medios de pagos. Si bien existía consenso en la debilidad de este tipo de régimen en materia de control de la inflación, se valoró positivamente sus posibilidades para anclar expectativas y se lo entendió como un primer paso para la aplicación de un régimen de objetivos de inflación.

Se estableció así, un sistema más autónomo para el BCU y se pasó hacia el 2004 de tener una meta puntual de la BM a la definición de un rango donde se establece explícitamente que la BM sería la nueva ancla nominal del sistema, flexibilizando la política para el banco central y otorgándole autoridad para poder cumplir con la estabilidad de precios. Gagliardi (2003) describe con detalle cómo funciona este tipo de intervención en el mercado abierto de dinero. Se esperaba que el cumplimiento del objetivo de la BM otorgara credibilidad a la autoridad monetaria, haciendo que el canal de las expectativas colaborara en la reducción de la inflación. Si bien al analizar lo sucedido se puede concluir que se controló la inflación, manteniéndose en niveles de un dígito, la base monetaria tenía una alta volatilidad por lo que en el año 2005, ya con un nuevo gobierno, se introdujo un cambio en el instrumento y la BM dejó de ser el agregado monetario de referencia. En setiembre 2007, debido a las dificultades que suponían el manejo del instrumento de agregados monetarios, y para darle más transparencia a la política, se pasó a utilizar como instrumento la tasa de política monetaria (TPM). De esta forma el agregado monetario, medios de pago, paso a ser un indicador de referencia focalizándose en el compromiso de la inflación. Esta implementación de un régimen de *inflation targeting* contribuyó a anclar las expectativas de inflación, mientras que los desarrollos de los mercados

financieros redujeron la exposición a las fluctuaciones del tipo de cambio restando intensidad al *pass through*.

## **2.4 Tasa de política monetaria**

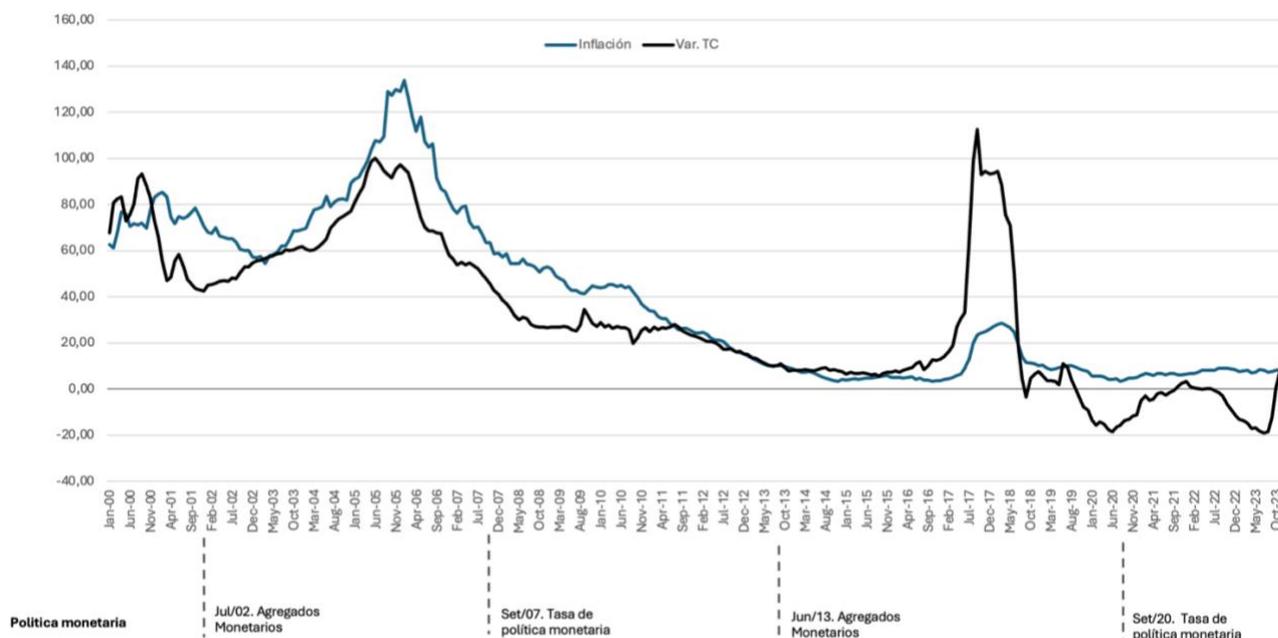
Como Indica Gianelli (2011), en 2007 se produjo el anuncio del BCU de la implementación de un régimen monetario basado en encauzar la política monetaria bajo un régimen de metas de inflación flexible utilizando como instrumento a dicho propósito una tasa de interés referencial en pesos de corto plazo. En setiembre de 2007 la tasa se fijó en 5% y en los meses siguientes subió a 7% y a 7,25%. Entre los motivos que llevaron a adoptar el nuevo esquema monetario, se destaca el hecho de contarse con una amplia experiencia, en diversos países, así como la efectividad en el uso de las tasas de interés sobre los canales de transmisión de la política, incluso en economías pequeñas, abiertas y semidolarizadas como la uruguaya.

En 2008 la tasa de política monetaria se fijó en 7,75%. A partir de setiembre de ese año, se evidenciaron los síntomas de la crisis inmobiliaria estadounidense, luego del cierre de Lehman Brothers (Verick e Islam, 2010). La economía uruguaya y la región se enfrentaron a un escenario de presiones inflacionarias ya que se encarecieron las materias primas, entre ellos los combustibles y los alimentos básicos ejerciendo presión en los precios internos. Asimismo, el dólar tuvo una gran depreciación frente a las principales monedas del mundo, ya que a pesar de que la Reserva Federal (FED) redujo la tasa de referencia a cero, la crisis de confianza hizo que los capitales igualmente prefirieran los bonos de la FED. A lo largo de dicho período el gobierno fue profundizando la política de *inflation targeting*, ajustando el uso de instrumentos de acuerdo con las circunstancias teniendo como objetivo primario el control de la inflación.

La recesión en Estados Unidos en esos años, fijaba pronósticos desalentadores a nivel mundial y los efectos contractivos ya se cuantificaban en diversas partes del mundo. En Uruguay al

cierre de 2008, la inflación fue de 9,2% y en enero de 2009 la TPM se fijó en 10%. En los siguientes doce meses se establecieron reducciones en la tasa de referencia. Se inició un proceso de desaceleración de la inflación hasta ubicarse dentro del rango meta (3% a 7%) ante mejoras en el nivel de actividad impulsado por el gasto privado y la tendencia a la apreciación cambiaria. En 2010 la TPM se mantuvo estable, simplemente tuvo un ajuste marginal de 0,25 puntos básicos pasando de 6,25% a 6,5%. En 2011 se hicieron tres subas en la TPM hasta situarse en 8,75% y la inflación comenzó a acelerarse hasta alcanzar un pico máximo de 8,5%. El ajuste tarifario, la recuperación de los precios de los commodities y el creciente poder adquisitivo comenzó a generar aún más presiones alcistas en los precios de la economía uruguaya. Se produjo un desalineamiento con respecto al rango meta fijado por el BCU. Hasta mediados del 2013 se mantuvo la tasa de política monetaria como el instrumento para manejar los objetivos del BCU persiguiendo la estabilidad en la dinámica inflacionaria bajo metas de inflación y se retomó como instrumento en setiembre de 2020.

**Gráfico 1. Síntesis política monetaria Uruguay 2000-2023- Evolución TCR e Inflación**



Fuente: Elaboración propia en base al INE y BCU.

### 3.Revisión de Antecedentes

La evaluación y el tratamiento del *pass through* ha sido un debate de política económica durante el siglo pasado y sigue siendo uno de los temas más controvertidos de la actualidad afectando tanto a las economías industrializadas como aquellas en desarrollo. Siendo un fenómeno ampliamente estudiado, inicialmente se desarrolló una literatura enfocada desde una perspectiva microeconómica aunque con posterioridad se destacaron desarrollos teóricos y empíricos en el campo macroeconómico, Stulz (2007). El coeficiente de *pass through* puede analizarse bajo diferentes categorías entre las que se destacan su magnitud, velocidad y simetría.

La literatura empírica utiliza una gran variedad de metodologías y sus resultados difieren significativamente en el tiempo y entre los distintos países.

A destacar, Menon (1995) presenta uno de los estudios más completos sobre el *pass through*, analiza 43 economías industrializadas y concluye que el traspaso es incompleto y que este varía significativamente entre los países en análisis. McCarthy (2000) demuestra que la tasa de transferencia está correlacionada positivamente con la apertura del país, con la persistencia de la variación del tipo de cambio, y negativamente correlacionada con la volatilidad del tipo de cambio. Goldfajn y Werlang (2000) analizan 71 economías emergentes y desarrolladas y encuentran que el traspaso es sustancialmente mayor en las primeras.

Si bien dicha literatura es extensa, poco se profundiza sobre el rol de las no linealidades y asimetrías existentes en el mecanismo de traspaso en particular para las economías latinoamericanas. Brito y Mendoza (2018) indican que no prestar atención a dicha asimetría puede derivar en la adopción de supuestos equivocados al estimar la trayectoria de la inflación y por ende se torna difícil determinar acciones de política adecuadas para controlarla.

Existen ciertos factores que pueden generar asimetrías y no linealidades en el traspaso. El primer factor que se menciona es el *market share*. Este se basa en que las empresas podrán recurrir a la estrategia de *pricing to market*, es decir van a ajustar sus *mark-up* o aumentarán la participación en el mercado cuando hay una variación cambiaria. En segundo lugar, según Bussiere (2013) cuando las empresas exportadoras están en plena capacidad los precios de exportación reaccionan más durante una apreciación que en una depreciación de la moneda. Ante una apreciación del país destino, los exportadores deben aumentar su capacidad si quieren mantener sus precios constantes. Pollard y Coughlin (2004) indican que esto podría llevar mucho tiempo dado que deberían incrementar sus activos fijos o variables. Por ende, lo que podría suceder es que incrementen sus márgenes de ganancia en lugar de aumentar su

producción y ello resulte en un mayor coeficiente de traspaso. En esta línea, Peltzman (2000) expone que los precios de las exportaciones son rígidos a la baja; cuando el tipo de cambio se deprecia los exportadores aumentan los precios de exportación más de lo que los disminuyen cuando hay una apreciación. Otro de los factores que explica la asimetría en el traspaso es la sustitución de bienes. Tal como indica Pollard y Coughlin (2004), ante una depreciación de la moneda las empresas exportadoras podrían utilizar insumos locales en vez de importados y así no alterarían sus costos de producción. Dicha sustituibilidad haría que el traspaso sea menor y absorbería parte del shock modificando estratégicamente los insumos de los productos. Por último, otros de los factores a resaltar para demostrar la asimetría del traslado son los costos de menú y la calidad de las firmas, las empresas más productivas con mayor demanda y ganancias son más elásticas con respecto al traspaso.

### **3.1 Antecedentes Internacionales**

La literatura empírica acerca del *pass through* comenzó en los años 1970 y el tema era tratado únicamente desde el punto de vista microeconómico empleando como fundamento la ley de un único precio en una economía abierta. Posteriormente, entraron en juego otros factores determinantes como las expectativas de inflación, el régimen inflacionario o la volatilidad de la tasa de cambio. En estos trabajos se hace hincapié de la dinámica del PT en el tiempo, indicando que este no es constante y que depende de la composición de shocks que afectan a la economía. Así, se han desarrollado modelos de proyecciones macroeconómicas utilizados por los bancos centrales con el objetivo de estimar diversas variables ante determinados shocks que suceden en la economía.

Según Forbes et al. (2015) son pocos los trabajos que analizan los co-movimientos el tipo de cambio y los precios, y no fundamentan porque estos pueden ser respuestas endógenas a otras perturbaciones de la misma economía, no consideran que este último ítem puede ser factor de inconsistencia en las estimaciones. Partiendo de evidencia reciente para Reino Unido estos trabajos muestran que la relación entre inflación y tipo de cambio está interrelacionada con la naturaleza de los 'shocks' cambiarios, Forbes et al. (2015). Siguiendo esta línea de pensamiento, Corsetti et al. (2008) señalan que el coeficiente de *pass through* es sensible a los shocks que impactan en la economía. Así, el enfoque que ha surgido con el *pass through* es uno en el cual la tasa de inflación es función de la variación del tipo de cambio nominal y otras variables de control sugeridas por la teoría económica, Campa et al. (2002), Choudhri y Hakura (2006), Gagnon y Ihrig (2004), Edwards (2006). Asimismo, se destaca que las estimaciones del coeficiente son heterogéneas para los diferentes países y aún tomando en cuenta el mismo país a lo largo del tiempo, Campa y Goldberg (2002), Gagnon y Ihrig (2004), Carriere-Swallow et al. (2017).

Tal como se mencionó, parte de la literatura en esta temática pone especial foco en los motivos de los shocks que dan origen al movimiento de tipo de cambio. Dichos trabajos surgen de los trabajos teóricos de macroeconomía internacional de Dornbusch (1985) y de Krugman y Obstfeld (1994), de los que se desprende que las firmas ajustan sus precios y márgenes dependiendo del shock económico que reciban. Así, podemos encontrar varios trabajos que enfatizan cómo diferentes shocks en la economía se desenvuelven en un nivel de *pass through* diferente, entre estos trabajos encontramos Shambaugh (2008), Forbes et al. (2015) y Comunale y Kunovac (2017), para ello utilizan modelos VAR encontrando que el coeficiente no es constante en el tiempo y está ligado a la coyuntura económica inherente a cada economía.

En los países en desarrollo, se constatan varios estudios entre ellos Ca'Zorzi et al. (2007) quienes realizan un análisis de doce países de Latinoamérica, Asia y Europa y concluyen que el grado de *pass through* en estos países es mayor al observado en países desarrollados. Otro estudio del FMI caracteriza dos niveles de traspaso relacionados con la etapa anterior y posterior a la introducción de metas de inflación. Choudhri y Hakura (2006) encuentran evidencia sólida de una asociación positiva y significativa entre el traspaso y la tasa de inflación promedio de los países, incluso indican que el *pass through* puede ser cercano a uno en períodos hiperinflacionarios. Por su parte, Edwards (2006) investiga si la implementación de *inflation targeting* en países industrializados y emergentes se tradujo en una caída del coeficiente. Confirma esta tesis para países subdesarrollados los trabajos de Schmidt-Hebbel y Werner (2002) o de Aguirre y González (2019).

Cavalieri (2006) indica que la estabilidad de precios genera que los shocks del tipo de cambio sean transitorios, no permanentes y asociado a esta conjetura se estudian diversos factores por los cuales este coeficiente de traspaso sería mayor para economías en desarrollo que para economías desarrolladas. A su vez Devereux y Yetman (2002) introducen la idea que políticas menos acomodaticias con rigideces nominales asociadas a costos de menú generan un traspaso de la inflación a los precios significativamente menor.

Por su parte, Carriere-Swallow et al. (2017) y Schmidt -Hebbel y Werner (2002) testean de forma empírica la hipótesis de un menor traspaso de *pass through* cuando existe mayor credibilidad de política monetaria. Siguiendo esta línea, Edwards (2006) infiere que la caída en el traspaso obedeció a una menor volatilidad en las expectativas lo cual opera como ancla nominal sobre los shocks de tipo de cambio.

A continuación se presentan algunos trabajos relevantes, enfatizando la evidencia de efectos asimétricos del traspaso que motivan el análisis econométrico desarrollado en este estudio. Se

destacan los trabajos de Pollard y Coughlin (2004) quienes analizan el traspaso asimétrico del tipo de cambio (TC) a precios de los bienes importados para Estados Unidos. Luego Webber (2000) encuentra un traspaso asimétrico en varios países asiáticos y analiza que durante la depreciación este coeficiente es mayor con respecto a una apreciación. Por otra parte, Bussiere (2013), prueba no linealidades para países del G7 centrándose en precios de exportación e importación. Rubene y Colavecchio (2020) examinan asimetrías en el coeficiente en los precios de importación y exportación, se encuentra que frente a shocks persistentes que generan grandes depreciaciones, el traspaso es mayor en comparación con depreciaciones transitorias. Asimismo, sugieren que este traspaso es heterogéneo en los diferentes países de la zona euro. En países emergentes la no linealidad fue estudiada por Caselli y Roitman (2016) quienes también indican que las depreciaciones son más significativas que las apreciaciones en el impacto del tipo de cambio sobre los precios.

### **3.2 Antecedentes regionales y para Uruguay**

A nivel regional se destaca que, aunque el coeficiente de *pass through* haya disminuido en los últimos años, continúa siendo una variable significativa para comprender el comportamiento de los precios para los países de América Latina. A nivel país para Brasil se destacan los trabajos de Heringer y Pirez (2010) y Nogueira y León (2008), quienes sostienen que el traspaso ha disminuido conforme a la estabilidad de la inflación. Por su parte para Chile, en el estudio de García y Restrepo (2011) se confirma que el traspaso disminuyó a partir del abandono del régimen de bandas de flotación cambiaria en 1999. En Perú Winkelried (2002) y en México Cueva (2018) observan no linealidad en el *pass through* y retoman la importancia de la magnitud de la depreciación, siendo mayor el traspaso cuando la moneda se deprecia. Para Argentina, se destaca el trabajo de Barberis (2020), que demuestra que existen asimetrías en el

coeficiente de traspaso. También Chelala (2014) concluye que las apreciaciones del tipo de cambio en Argentina no tienen un efecto simétrico al de las depreciaciones sobre el nivel de precios. Por su parte Montes Rojas (2019) demuestra que en ese mismo país hay un mayor traspaso en períodos de recesión.

Para Uruguay se destacan los trabajos de Varela y Vera (2002) que discuten diferentes canales de transmisión de política monetaria y destacan el rol que tiene el traspaso de tipo de cambio a precios. Los autores a su vez demuestran comportamientos irregulares del *pass through* en función de variables como la brecha de producto o el nivel de depreciación. En otro estudio, López Mejía et al. (2008) analizan la trayectoria del *pass through* luego de la crisis del 2002, teniendo como hipótesis una fuerte caída asociada al cambio de régimen en la política monetaria. Por su parte Carlomagno et al. (2010) estiman un *pass through* no unitario pero que afecta tanto el precio de los bienes y servicios de consumo final como de intermedio, reconocen al coeficiente como el principal canal de transmisión. Estos autores confirman los resultados hallados en trabajos previos: un shock sobre el tipo de cambio que dé lugar a la depreciación del peso impulsa la inflación subyacente al alza. En línea con lo estudiado, para Uruguay, Fronés y Glejberman (2011) utilizando modelos de vectores autorregresivos con umbrales analizan asimetrías en el comportamiento del coeficiente y encuentran que el traslado no es lineal y que depende de ciertas variables: la brecha del producto, la volatilidad en el tipo de cambio y el nivel de inflación. Otro trabajo que cabe señalar es el de Gianelli (2011) que analiza magnitud y velocidad de traspaso y sostiene que hay una caída significativa de dicho coeficiente a partir de la aplicación de las bandas de flotación en el país. Por su parte, Zacheo y Guenaga (2019) estudian el efecto del diseño de política monetaria y la credibilidad sobre el traspaso, para ello estiman coeficientes condicionales a distintos shocks y ponderan la credibilidad como factor determinante para explicar la magnitud. Encuentran que aumentar la desviación de las

expectativas de inflación en 1% duplica el tamaño del coeficiente cuando las expectativas no están alineadas con la meta de inflación y recalcan que el traspaso de tipo de cambio a precios es condicional a los distintos tipos de shocks siendo mayor cuando ocurren shocks financieros a nivel internacional. Por último Cuitiño et al. (2022) analizan los factores que determinan el PT mediante la estimación de un modelo DSGE neokeynesiano para subrayar la importancia de la credibilidad en la política monetaria y cómo juegan los diferentes tipos de shocks que afectan a la economía en la configuración del coeficiente.

A continuación, en la Tabla 1, un breve resumen de la literatura que destaca en Uruguay para explicar el *pass through* y la estimación puntual del coeficiente.

**Tabla 1. Síntesis de la literatura para Uruguay**

<b>Autores</b>	<b>Metodología</b>	<b>Período</b>	<b>Estimación Puntual</b>
Varela y Vera (2002)	Curva de Phillips con modelos de heteroscedasticidad autorregresiva	1979-2001	0,22 (3 meses)
López Mejiía, Rebucci y Saizar (2008)	Regresión de la inflación siendo la variación del TC uno de los regresores	1990-2002/2003-2005	0,56-0,24 (3 meses)
Carlomagno, Lanzilotta y Zunino (2010)	Estimación S-VEC para estimar canales de transmisión de política monetaria	1999-2009	0,45 (2 meses)
Frones y Glejberman (2011)	Estimación de una curva de Phillips de Corto Plazo	1987-2010	0,11 (3 meses)
Gianelli (2012)	Modelo semi-estructural para precios y salarios	1989-2010	0,40 (12 meses)
Zacheo y Guenaga (2019)	Modelo que utiliza técnicas Bayesianas	2005-2017	0,13 (12 meses)

#### 4. Marco teórico

Para estudiar el *pass through*, por un lado, se desarrolla una literatura enfocada desde una perspectiva microeconómica y posteriormente se desarrolla una literatura que pone especial foco en desarrollos empíricos en el campo macroeconómico. De acuerdo con Stulz (2007), la teoría de la determinación del *pass through* del tipo de cambio a los precios tiene como punto de partida la literatura sobre la Ley de Un Solo Precio (*LSP*) y de Paridad de Poderes de Compra (*PPC*) mencionado en los trabajos seminales de Cassel (1916) y Dornbusch (1985). Posteriormente, se desarrolla una literatura con modelos que introducen al análisis la existencia de bienes que no se comercian internacionalmente. Dichos modelos tienen como punto de partida el modelo de Salter (1959) y el de Swan (1963) que incorporan los bienes no transables.

En la tradición neoclásica contemporánea existen cuatro teorías de determinación del tipo de cambio. La primera de las teorías es la Ley de un solo precio, la cual es la base de la teoría de la paridad del poder de compra (*PPC*) en sus distintas versiones: absoluta y relativa. En la teoría de la *PPC* los trabajos hacen énfasis en el análisis de modelos macroeconómicos con foco en la paridad de poderes de compra. Dornbusch y Krugman (1976) señalan que “Bajo la piel de todo experto en economía internacional descansa una profunda creencia en el cumplimiento de alguna variante de la *PPC*”. Es una de las teorías más utilizadas para determinar el tipo de cambio y es conocida como la teoría inflacionaria del tipo de cambio ya que busca predecir los niveles de precios entre los países. En dicha teoría se constituye un modelo básico de determinación del tipo de cambio real (*TCR*), que establece que los diferenciales de inflación son apalancados por sucesivos ajustes en el tipo de cambio nominal (*TCN*), por lo que el impacto en los precios relativos es transitorio y el *TCR* termina retornando a su tendencia inicial.

Según Krugman y Obstfeld (1994), la Ley de un solo precio (*LSP*) establece que, en los mercados competitivos, en donde se supone ausencia de costos de traslación y barreras al comercio, y donde los países se consideran precios aceptantes a nivel mundial, el arbitraje asegura que bienes idénticos en los diferentes países deben venderse al mismo precio en términos de una misma moneda. Esta relación es lo que asegura el cumplimiento de la *LSP*:

$$P = EP^*$$

En donde  $P$  es el precio doméstico de un producto,  $P^*$  es el precio internacional de un producto idéntico y  $E$  el tipo de cambio nominal. Según esta teoría el grado de traslación de las variaciones de tipo de cambio a los precios es completo, es decir el *pass thorough* es igual a uno, esto sucede ya que el precio internacional está dado. Por su parte la *PPC*, toma como referencia una canasta de bienes. Así, se distinguen dos corrientes dentro de la misma, la primera es la de paridad de poder de compra absoluta y la segunda es la paridad de poder de compra relativa. En la *PPC* absoluta se confirma que  $P = EP^*$  de esta forma los niveles de precios en los dos países deben ser iguales al expresarlos en la misma moneda. En este caso, las variaciones del *TCN* se traspasan al nivel de precios domésticos y por ello el *pass thorough* sería igual a la unidad. En este caso el *TCR* es igual a  $(EP^* / P)$ . Por su parte, en la versión relativa de la teoría de *PPC*, el *TCR* es igual a una constante, no necesariamente igual a la unidad, por ello:  $(EP^*) / P = \theta$ , que implica que los precios domésticos varían en una proporción que mantiene constante el poder adquisitivo de la moneda nacional con relación a la otra divisa. Tomando logaritmos y diferenciando se obtiene:

$$\delta + \pi^* - \pi = 0$$

‘ $\delta$ ’ refiere a la variación de tipo de cambio nominal, ‘ $\pi^*$ ’ es la inflación de precios externos y ‘ $\pi$ ’ es la inflación doméstica. Bajo esta versión de la *PPC*, las variaciones del tipo de cambio

nominal se traducen de forma completa a los precios. Es importante mencionar que para que el traspaso sea completo el grado de translación se dará solo en el caso de un país pequeño y sus niveles de demanda y oferta no afectan en la determinación de precios a nivel mundial.

La teoría sustenta que, debido a los supuestos de competencia perfecta, los cuales suponen costos de transacción, si la igualdad de precios no se mantuviera el arbitraje se encargaría de alcanzar la igualdad de precios cuando  $P > E \times P^*$  ya que los agentes económicos preferirían comprar en el país extranjero el mismo bien obteniendo una ganancia y estos repetirían el proceso hasta que los precios converjan entre la economía doméstica y la extranjera.

Uno de los principales motivos del no cumplimiento de la *PPC* son las diferencias en las canastas de bienes que se utilizan para la medición o los costos de transacción que convierten a un bien transable en no transable. Por este motivo el mecanismo de arbitraje que haría cumplir la paridad de poder de compra mediante el cual el precio de un bien en distintas economías tendría a igualarse no se cumpliría. La importancia del componente no transable es mayor ya que los precios de muchos bienes reflejan un componente de insumos no transables. Asimismo, la elasticidad ingreso de la demanda de los servicios no transables es mayor a uno, es decir, cuando las economías alcanzan mayores niveles de ingresos el gasto se modifica y se desplaza desde bienes transables hacia los servicios no transables.

Por otra parte, el modelo de *PPC* plantea una serie de inconvenientes que caben resaltar, en primer lugar, las propiedades estocásticas de las series de tiempo utilizadas para el análisis son no estacionarias en niveles, por ello una depreciación produce un aumento proporcional en los precios que no se observa empíricamente, Stulz (2007). Además, las pruebas de *PPC* tienen baja potencia, por lo que es muy importante que el tamaño de la muestra sea grande.

El segundo enfoque que tiene de sustento la teoría del *pass through* es el desarrollado por Salter (1959) y el de Swan (1963) introduciendo bienes que no se comercializan internacionalmente. Dornbusch (1985) presenta algunos supuestos para plantear este modelo: una economía pequeña y abierta, que produce bienes exportables, importables y bienes no transables. Estos últimos se consideran no transables por sus altos costes de transporte y por ello no son afectados por el *TCN*. Precios de bienes exportables e importables dados en los mercados internacionales, términos de intercambio fijo. Bienes transables en donde se cumple la teoría de la *LSP* tal que  $P = EP^*$  y  $TCR = PT/PNT$ .

Si se supone que el *TCR* está en su nivel de equilibrio “*k*” entonces:  $PT/PNT = k$ , en este caso un cambio de tipo de cambio se traslada de forma completa a los precios. Sin embargo, si el *TCR* está desalineado con respecto de su nivel de equilibrio, el traspaso será menor.

Esta teoría es compartida por Balassa (1973) y Samuelson (1959) quienes establecen una relación entre la evolución de la productividad y el *TCR*. Explican el no alineamiento del *TCR* respecto a la *PPC* a partir de la evolución diferente del crecimiento entre los sectores transables y no transables, lo que resulta en una apreciación real. Un aumento del *TCR* implica que la producción de bienes transables es más rentable que la producción de no transables y por ello se reasigna el destino del consumo desde el sector no transable hacia el transable y viceversa.

#### **4.1 Canales de Transmisión del *pass through***

Luego del modelo *PPC* se dio un cambio metodológico ocurrido con la introducción de los modelos de equilibrio general estocásticos y con los modelos neo-keynesianos planteando la introducción de rigideces nominales. Tal como indica Stulz (2007), el primer trabajo que incorpora estos desarrollos en un contexto de economía abierta es el de Obstfeld & Rogoff

(2002) el cual aceptaba la PPC y generaba un *pass through* a precios igual a la participación de los bienes importados en la canasta de consumo. De esta forma, se puso el foco de atención en el análisis de las devaluaciones de cadena productiva, entendiendo que una devaluación puede generar dos efectos en una economía, uno directo y otro indirecto.

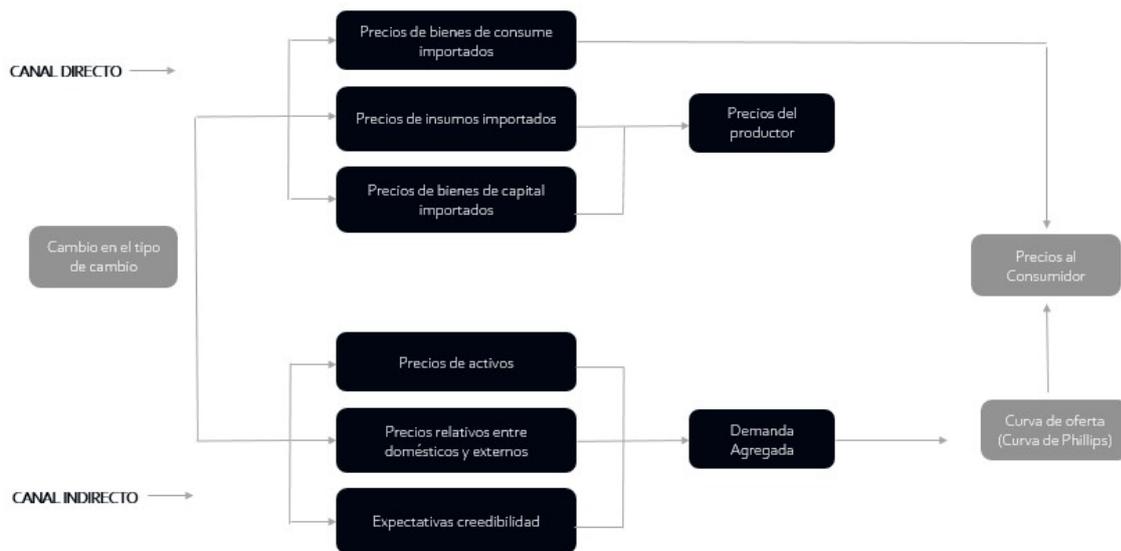
La determinación de precios se realiza en tres niveles diferentes: los precios del importador, los del productor y del consumidor. En cada uno de los niveles, los precios están afectados por diversos shocks de oferta y demanda internos y externos. El efecto de estos shocks puede ser asumido o trasladado de un nivel al otro, del importador al productor del productor al consumidor o del importador al consumidor, o puede ser asumido por el mismo nivel afectado a través de una modificación en los márgenes de ganancia. En el caso particular de un shock del tipo de cambio siguiendo a Miller (2003) podemos distinguir dos canales a través de los cuales las oscilaciones cambiarias se trasladan a los precios. El efecto directo es el que se observa a través de un ajuste del precio de consumo de importados o afectando el costo de los bienes transables. En primer lugar, entonces, existiría a priori un canal directo en el cual los precios de los bienes transables, que componen el índice, y los costos de los insumos transables, que forman parte de la producción de bienes y servicios no transables, reaccionan ante una variación del tipo de cambio. En este caso, tenemos dos casos posibles; el primero sería si los productos están fijados en moneda extranjera, en dicho caso una depreciación se trasladaría de forma total. En un segundo caso, se da cuando los productos pasan por diferentes sistemas de distribución y van adquiriendo mayor valor agregado en la cadena de producción haciendo que el *pass through* no sea total, se esperaría que el *pass through* fuera menor al 100%, tal como indican Castaglione (2017) y Borensztein y Queijo von Heideken (2016).

Por su parte, el efecto indirecto ocurre a través de mecanismos que inciden sobre la oferta y la demanda agregada y que son finalmente trasladados a los precios finales. Por ejemplo, una

depreciación del tipo de cambio encarece los bienes importados con respecto a los bienes domésticos. Así, se incrementa la demanda de los bienes domésticos y se generan presiones al alza de los precios. Según Miller (2003), esta volatilidad en el tipo de cambio no genera un aumento proporcional y directo en los precios, pero sí presiones subyacentes.

Miller (2003) presenta tres canales indirectos. El primero de ellos es el aumento de la demanda de productos nacionales, debido al encarecimiento relativo de productos del exterior y consecuentemente esto llevará a un aumento de la inflación local. En segundo lugar, dicho impacto ocurre a través de los shocks de los tipos de cambio sobre los activos. Si se presenta por ejemplo una devaluación se verán afectados los saldos y el poder adquisitivo de los diversos agentes económicos. Asimismo, si los agentes tienen deudas en moneda extranjera y sus activos no se encuentran en la misma moneda, su poder adquisitivo se deteriora generando presiones contractivas en la demanda agregada y en la capacidad de gasto y endeudamiento de los agentes. Por último, el tercer mecanismo se presenta a través la credibilidad y expectativas sobre el tipo de cambio. Ello impacta sobre los niveles de inversión futuros y sobre la demanda agregada. Si las metas de inflación no son creíbles, las expectativas de los agentes serán más volátiles y puede que frente a una expectativa de aumento de precios, se responda ajustando los precios al alza con antelación y ello genere presiones inflacionarias. En el Gráfico 2 se esquematiza una explicación descriptiva de estos canales, de acuerdo con Miller (2003).

**Gráfico 2. Canales de transmisión de un shock del tipo de cambio nominal**



Fuente: Miller (2003)

Los resultados encontrados por McCarthy (2000) y Billmeier y Bonato (2002) señalan que un shock en el tipo de cambio tiene un impacto menor a medida que se avanza en el canal de distribución de la determinación de precios, así se obtiene que a pesar de que los precios importados responden de forma significativa al cambio del TCN, los precios al consumidor muestran una variación menor. Lo que puede estar indicando que el impacto del tipo de cambio puede haber sido absorbido en el nivel intermedio de precios, ya sea por los productores o mayoristas a través de un ajuste en los márgenes de ganancia.

Según Miller (2003) las particularidades que genera la transmisión del shock cambiario sobre los precios determinan tres aspectos a ser evaluados: magnitud, velocidad y simetría. La magnitud del coeficiente mide la proporción de la variación del tipo de cambio que se traduce a los precios. La velocidad es el tiempo en que este efecto tarde en visibilizarse sobre el nivel de precios, diferenciando entre elasticidades de corto plazo o de largo plazo. Por último, la simetría se vincula a la dirección de estos shocks cambiarios, el pass through puede estar vinculado a variaciones asociadas a una suba en el tipo de cambio (depreciaciones) o a una baja

del mismo (apreciaciones). Tal como indican Rubene y Colavecchio (2020), el efecto sobre el coeficiente no es el mismo e identifican no linealidad de traspaso que podría derivarse del nivel de volatilidad, inercia de la inflación, diferencias en las brechas de producto o el tipo de shock al que se enfrenta la economía.

#### **4.2 Asimetrías y no linealidades del *pass through***

La evidencia empírica señala que el coeficiente de traspaso no es unitario ni estático en el tiempo y que se ve afectado por una serie de factores macroeconómicos y microeconómicos. En esta sección se resumirán las principales explicaciones detrás del traspaso asimétrico y no lineal.

En el ámbito microeconómico, la literatura indica ciertos aspectos de organización industrial que afectan la capacidad que poseen las empresas para trasladar variaciones en el tipo de cambio a los precios al consumidor de forma unitaria. Uno de estos aspectos es la política de fijación de diferentes precios en los distintos mercados. Esta circunstancia implica una decisión por parte del empresario de discriminar los distintos precios y absorber parte del movimiento del tipo de cambio. Así la firma puede ajustar su margen de ganancia específico a cada mercado. A mayor discriminación de precios, menor será el *pass through*. Otro de los factores por los cuales el tipo de cambio no se traduce de forma unitaria a los precios son los costos de menú, estos son los costos que enfrenta una firma al actualizar sus precios, esta rigidez nominal impide que los precios se ajusten de forma inmediata con los movimientos en los tipos de cambio.

Asimismo, cabe destacar que la sustituibilidad de productos importados y nacionales juega un rol importante: cuando se deprecia el tipo de cambio los precios de los bienes importados se vuelven más caros con respecto al precio de los bienes nacionales. Si hay determinada sustituibilidad por estos bienes entonces caerá la demanda de bienes importados y aumentará la

demanda de bienes nacionales. Para ello, las empresas importadoras preferirán sacrificar sus márgenes de ganancia para no perder competitividad. El *pass through* será menor cuanto mayor sea la sustituibilidad entre bienes importados y nacionales. Por otra parte, la composición de la canasta de precios al consumidor es un aspecto importante ya que cuanto mayor sea la participación de bienes importados en la misma, mayor será el coeficiente de *pass through*. Por otra parte, el grado de concentración de mercado juega un rol importante, si hay competencia perfecta el coeficiente será mayor. Si la competencia es imperfecta, entonces las variaciones en el tipo de cambio podrían ser absorbidas por las ganancias de las empresas y junto a esto el *pass through* disminuiría. Asimismo, otro factor a considerar es el peso de los insumos importados en la canasta de precios al consumidor, cuánto mayor sea la participación de bienes importados, mayor será el *pass through*.

Otro determinante microeconómico para considerar es la dependencia de insumos importados para la producción; aquí juega un rol esencial la estructura productiva de las empresas y su disponibilidad de recursos. Cuanto mayor sea la utilización por estas empresas de insumos importados el traspaso a precios se verá reflejado con mayor incidencia. Por último las restricciones de capacidad juegan un rol importante. Según Brusiére (2013) cuando las empresas exportadoras se encuentran en plena capacidad es razonable entender que los precios reaccionarán más frente a una apreciación del país destino, ya que los exportadores deberán aumentar su capacidad de producción para mantener sus precios. Sin embargo, abrir nuevas plantas y su desarrollo lleva tiempo y por ende según Pollard y Coughlin (2004), el sector exportador reaccionará incrementando sus márgenes de ganancia en lugar de aumentar su producción lo que resulta en un mayor coeficiente de traspaso.

Dentro de los factores macroeconómicos se destaca en primer lugar la credibilidad de las políticas del banco central. Al existir credibilidad, una variación cambiaria no afectará las

expectativas de los agentes económicos y por ende no se verá reflejada directamente en la inflación. En segundo lugar, la indexación de los salarios es otro punto a tener en cuenta ya que tienen importancia sobre los bienes no transables, un alto grado de indexación de los salarios reflejará de forma más rápida y en mayor medida las variaciones del tipo de cambio. En tercer lugar, la persistencia inflacionaria de cada economía. Siguiendo Devereux y Yetman (2002), se entiende que conforme se reduce la inflación, disminuye el grado del traspaso. Ello sucede ya que las expectativas de inflación de los agentes económicos están en la misma línea y no se genera inercia inflacionaria. Taylor (2000) demuestra que las empresas fijan sus precios de forma anticipada y dicha fijación responderá a posibles aumentos de los costos percibidos como persistentes. Por lo contrario, en un contexto de menor inflación los agentes no modifican sus precios al presentarse un choque en el tipo de cambio ya que lo perciben como transitorio. Ca-Zorzi y Hahn (2007) también encuentran que el mayor nivel de traspaso en economías emergentes está relacionado con una mayor persistencia inflacionaria. Otro factor macroeconómico a destacar es la trayectoria de la demanda agregada. Si una economía atraviesa un período de contracción de su demanda, las empresas verán reprimidas sus posibilidades de volcar las variaciones del tipo de cambio a los precios para no perder *market share* y trasladarán esta pérdida a sus propias ganancias.

Asimismo la apertura comercial infiere en la no linealidad del *pass through* pudiendo tener dos efectos contrapuestos. Por un lado, incentiva la competencia en el mercado de bienes transables dificultando la transmisión de variaciones a los costos y por otro lado, significa una mayor dependencia de insumos importados por parte de las industrias nacionales y una mayor sensibilidad de que estas transfieran las variaciones a sus propios precios.

El último factor macroeconómico muy relevante para comprender la no linealidad del traspaso son los ciclos económicos por los que atraviesa la economía. Generalmente en fases recesivas

las empresas tienden a asumir el costo de dichos shocks cambiarios con tal de no perder participación en el mercado ya que existe una contracción de la demanda interna y les es difícil hacer un traspaso unitario del tipo de cambio a los precios.

## 5. Preguntas de investigación e hipótesis

### 5.1 Preguntas de investigación

Dado el objetivo que persigue esta investigación, la pregunta que va a intentar responder este trabajo es ¿Es el coeficiente de traspaso significativo en Uruguay? ¿Cómo cambiaría la senda inflacionaria en Uruguay si se modifica el tipo de cambio nominal?

Accesoriamente, nos preguntamos por cada una de las dimensiones:

- ¿Es el traspaso lineal frente a una depreciación que ante una apreciación del tipo de cambio?
- ¿Cómo ha cambiado en los últimos años el coeficiente con respecto a los análisis realizados para Uruguay?

### 5.2 Hipótesis

Sobre la base de los antecedentes presentados y de la teoría reseñada, las hipótesis son:

1. Se propone que, el signo y la magnitud del *pass through* es significativo, positivo y menor a la unidad y el *pass through* es no lineal para el período 2000 - 2023 en Uruguay.
2. Se espera que la magnitud del efecto *pass through* del tipo de cambio sobre los precios sea mayor durante los períodos de depreciación que durante los períodos de apreciación de la moneda.

3. Se formula que en el traspaso del TC a precios también intervienen otras variables macroeconómicas como la evolución de la economía (aquí representado por el IVF de la industria) y la evolución de los precios internacionales de los alimentos.

## 6. Estrategia Empírica

### 6.1 Metodología

En la presente sección se expone la metodología del trabajo<sup>1</sup>. Como se mencionó, el énfasis del análisis se concentra en la estimación de la elasticidad de *pass through*, para lo cual se utilizan las funciones de impulso respuesta a partir de la estimación de un modelo de vectores autorregresivos (*VAR*) y luego aplicando las LP se estudian las asimetrías del traspaso.

Se han utilizado distintas metodologías para analizar el efecto de las variaciones cambiarias sobre los precios. Desde metodologías VAR, las cuales permiten tener en cuenta la relación entre variables y consideran endógenas ciertas variables explicativas, vistas en los trabajos de Bravo y García (2001), Miller (2003), McCarthy (2000), Hahn (2003). Hasta metodologías que analizan el *pass through* a partir de una única ecuación, indicando causalidad, estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), como por ejemplo Campa y Goldberg (2002). Asimismo, algunos trabajos analizan este coeficiente a partir de una curva de Philips, como las investigaciones de Varela y Vera (2002) y Chelala (2014).

En el presente estudio, en primer lugar se estima el coeficiente de traspaso de tipo de cambio a precios a través de la construcción de un modelo VAR. Se utiliza dicho modelo ya que presenta técnicas estadísticas para la predicción e inferencia estructural de series de tiempo multivariadas. En particular, a partir del VAR se pueden estimar funciones impulso respuesta (FIR), que corresponde al análisis dinámico de un shock a lo largo del tiempo.

---

<sup>1</sup> Se emplea el paquete estadístico Eviews para realizar las estimaciones. Para las proyecciones locales se aplica el add-in que desarrolla Ocakverdi (2016) en base a Jordà (2005).

El modelo se estima a partir de la siguiente regresión estándar:

$$\gamma_t = C + \sum_{j=1}^q \phi_j Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde  $\gamma_t$  representa el vector de variables endógenas,  $C$  es un vector de constantes,  $\phi_i$  denota las matrices de coeficientes autorregresivos y  $\varepsilon_t$  es un vector de procesos de ruido blanco siendo el término de error que captura las otras fuentes de variación de inflación entre los períodos  $t$  y  $t + h$ . Como punto de partida, se desarrolla un modelo VAR de cuatro variables similar a los de McCarthy (2000) y Hahn (2003), el que incluye un índice de precios de alimentos, FOOD, una variable que mide la producción industrial, IVF, el tipo de cambio nominal, TCN y el índice de precios, IPC.

El método utilizado para solucionar el problema de identificación de los modelos VAR es la aplicación de descomposición de Cholesky, por lo que el orden de las variables cobra especial relevancia obteniendo un ordenamiento adecuado de la variable más exógena a la más endógena. Asimismo, se agregaron al modelo VAR dummies para capturar los outliers, o sea los movimientos bruscos en las variables de interés y una dummy para captar el impacto de la Semana de turismo (efecto pascua). Se tiene en cuenta que no se debe incorporar al modelo variables irrelevantes, ya que cuando existe sobre especificación del modelo se ve afectada consistencia de los estimadores produciéndose endogeneidad y viéndose afectada su varianza. Para ello se van agregando variables observando los correlogramas de los residuos y el criterio del menor Akaike.

A través de la observación, del Gráfico I del Anexo, visualizamos la dinámica de las cuatro variables durante el período. Se observa un claro patrón tendencial y dinámicas aparentemente no estacionarias que no oscilan en torno a una media. Aplicando entonces el contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado se observa la presencia de al menos una raíz unitaria al

1% de significación. El análisis en primera diferencia muestra que ésta sí se rechaza en todas las especificaciones, al 95% rechazándose la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias y por tanto la primera diferencia torna a los procesos en estacionarios. Del análisis anterior concluimos que las cuatro series resultan integradas de orden uno a un nivel de significación del 5% (I (1)).

Para la estimación del modelo *VAR* en diferencias que vincule las variables bajo estudio se analizaron los criterios de información de Akaike y Schwarz. A través del *lag exclusion Wald test* obtenemos los rezagos óptimos (Tabla VI). La normalidad de los residuos se observa en la Tabla VII. Siguiendo a Barhoumi (2006) una vez estimado el *VAR* (Tabla V) el coeficiente de traspaso puede obtenerse de la Función de Impulso Respuesta acumulada relativa (Tabla VIII).

Luego, para dilucidar si existen asimetrías en el traspaso, se utiliza el método de proyecciones locales desarrollado por Jordà (2005) (PL) con el fin de estimar una respuesta de la inflación ante movimientos del tipo de cambio en períodos de depreciación o de apreciación de la moneda. Esta segunda técnica nos permite incorporar al análisis el estudio de asimetrías y no linealidades, y consiste en estimar las FIR a través de una secuencia de proyecciones locales para cada período.

Para el estudio del coeficiente de *pass through* a partir de proyecciones locales se pueden señalar varios autores: a destacar el trabajo de Barberis (2020) que estudia la magnitud del coeficiente y sus asimetrías. Por otro lado, Caselli y Roitman (2016), Cueva (2018), Rubene y Colavecchio (2020), Carriere- Swallow et al. (2017) testean la hipótesis de Taylor que estudia un menor efecto traspaso en un entorno de baja inflación y mayor credibilidad de política monetaria con esta metodología. Otro estudio reciente a destacar que emplea proyecciones locales para estimar el coeficiente de *pass through* es el de Poghosyan, IMF (2020).

Desde su introducción en 2005 se ha aplicado el método de LP principalmente por su flexibilidad y fácil implementación. Varios estudios en la literatura de política fiscal han adoptado estos modelos para obtener funciones de impulso respuesta que dependen de factores exógenos a la coyuntura. Por ejemplo, Ramey y Zubairy (2014) analizan multiplicadores fiscales del gasto público dependiente del estado de la economía por medio de dicha técnica. Hamilton (2011) por su parte, analiza los efectos macroeconómicos de un shock en los precios del petróleo. Otros estudios que utilizan esta metodología son por ejemplo Romer y Romer (2015) quienes estudian los resultados en la economía luego de un shock como una crisis financiera o Sekine y Tsuruga (2014) que analizan los efectos de shocks en los precios de los commodities en la inflación. Jordà y Taylor (2013) utilizan proyecciones locales para estimar las consecuencias de la austeridad en los agregados macroeconómicos y estiman el efecto del exceso de crédito en algunas variables macroeconómicas. Por último, Jarotschkin y Kraay (2013) utilizan la técnica para analizar la función impulso respuesta del tipo de cambio a la ayuda externa en países en desarrollo.

Los modelos de proyecciones locales pueden estimarse mediante métodos de ecuaciones univariados calculando las funciones de impulso respuesta de nuestro modelo VAR. Las PL proporcionan una inferencia apropiada que no requiere aproximaciones asintóticas, es robusto a una especificación errónea del proceso de generación de datos y se adapta fácilmente a especificaciones no lineales, según Jordà (2005). La técnica destaca por su flexibilidad para rastrear la respuesta dinámica de las variables frente a un choque o impulso, permite calcular los efectos de manera individual o local resultando en mejores estimaciones cuando hay especificaciones asimétricas. El método no implica ninguna transformación no lineal de los coeficientes de pendiente estimados para obtener los impulso respuestas y los multiplicadores

dinámicos dependen sólo de la calidad de la aproximación local Caselli y Roitman (2016) en base a Jordà et al. (2013).

Desde que se introdujo el popular estimador de respuesta de impulso de PL, ha habido un debate sobre sus ventajas e inconvenientes en relación con la estimación de los VAR. Plagborg-Møller et al. (2021) demostraron que estos dos métodos estiman las mismas FIR asintóticamente. (Ver Anexo B metodológico Proyecciones Locales).

Para estimar las proyecciones locales e identificar posibles asimetrías en el traspaso se toma de ejemplo el trabajo de Rubene y Colavecchio (2020) y se reestima la regresión (1).

Se mantiene el logaritmo natural del índice de precios, el logaritmo natural del tipo de cambio nominal, el vector de variables de control que incluye una medida de la brecha de producto, IVF, un índice de precios internacionales de los principales commodities como controles que denotan otras posibles fuentes de incrementos en los precios, FOOD, y para observar si el signo de las fluctuaciones en el tipo de cambio afectan la extensión del traspaso, se generan dos nuevas variables dummies que señalan la presencia de depreciación y apreciación, siguiendo a Barberis (2020).

$$\gamma_{\tau} = C + \sum_{j=1}^q \phi_j Y_{t-1} + \beta_{\tau} + \varepsilon_{\tau} \quad (2)$$

- DEVAL: Depreciaciones de tipo de cambio en cuyo caso  $\beta_{\tau} = 1/\Delta e > 0$ .
- 1-DEVAL: Apreciaciones de tipo de cambio en cuyo caso  $\beta_{\tau} = 0/\Delta e < 0$ .

De esta forma volvemos a estimar el efecto de una fluctuación del *TCN* sobre el nivel de precios con el fin siguiente de realizar pruebas de no linealidad y asimetría. El coeficiente  $\beta$  significa la variación del nivel de precios en el período  $t + h$  ante una apreciación/depreciación del tipo

de cambio en el momento  $t$ . Las funciones de impulso respuesta se obtienen a partir del subconjunto de coeficientes de la variable independiente de interés para cada una de las  $h$  regresiones.

Así, se estima un nuevo modelo incluyendo como variables endógenas el producto de las variables dummies DEVAL y 1-DEVAL y el tipo de cambio. Luego, se aplica el *add-in* elaborado por Ocakverdi (2016) para realizar las proyecciones locales de Jordà (2005).

## 6.2 Datos

Para la selección de variables económicas relevantes se utilizaron datos macroeconómicos de Uruguay y un indicador internacional del precio de los commodities alimenticios. En la inflación, además de las variaciones del tipo de cambio, impacta la evolución de otras variables, y es por ello que se incorporan al modelo el índice de volumen físico de la industria, como *proxy* de la actividad económica mensual de Uruguay y los precios internacionales de los commodities alimenticios. El período de estudio consta de 283 observaciones, extendiéndose entre enero de 2000 y junio de 2023, este lapso imprime actualidad al estudio al incorporar los efectos de las políticas económicas recientes y los últimos shocks económicos que ha recibido la economía con acontecimientos clave como el Covid o la reciente guerra entre Rusia y Ucrania. A continuación se describen las variables a ser utilizadas en el modelo de estudio. (ver Tabla III del Anexo para las estadísticas descriptivas).

- **IPC**. El Índice de Precios del Consumo (IPC) es un indicador del nivel general de precios de los bienes y servicios que los hogares destinan al consumo en nuestro territorio. Dicho indicador es elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La variación 12 meses que

experimenta el IPC a lo largo del tiempo es una aproximación a la variación del costo de vida en términos nominales y es una medida de la inflación en la economía, Perera et al. (2022). La clasificación que hace el INE permite a la autoridad monetaria evaluar mejor la efectividad de su política a través del cálculo de la tasa de inflación, medida por el IPC y es uno de los objetivos de la política macroeconómica. El período base del índice, es decir el período de referencia sobre el cual se comparan los precios corrientes y donde el valor del índice se fija en 100, es octubre de 2022.

**-TCN.** Los datos relativos al tipo de cambio nominal se obtienen también del INE, con datos mensuales para el período enero 2000 a junio 2023. Esta variable, clave en esta investigación, es la cotización del peso uruguayo frente al dólar norteamericano en los mercados financieros.

**-IVF.** Las series de producción industrial consideradas en este trabajo corresponden al Índice de Volumen Físico de la Industria Manufacturera base 2018 = 100 elaborado por el INE. Dicho indicador tiene como referencia la estructura industrial relevada en el último Censo Económico y evalúa la evolución de la actividad de la industria manufacturera. Se utilizará como *proxy* y monitoreo de la actividad económica uruguaya. Sin dudas, el producto interno bruto (PIB) es el indicador por excelencia para medir la actividad económica. Sin embargo, con los datos disponibles, no es posible medir este indicador en frecuencia mensual, ya que se suele medir de forma trimestral o frecuencias superiores.

**-FOOD.** El índice de precios de los commodities seleccionado corresponden a precios de alimentos y bebidas internacionales de una canasta de bienes seleccionada por el Fondo Monetario Internacional. Los datos son suministrados y calculados por dicha institución. La

serie indica los precios de referencia que son representativos del mercado global. Están determinados por el mayor exportador de un producto determinado.

Se recurre a datos de periodicidad mensual para trabajar con la muestra más larga para contrarrestar las limitaciones del método proyecciones locales en muestras pequeñas. Además, Mihailov (2009) indica que el uso de datos de frecuencia trimestral habitualmente genera “pérdidas”, ya que no se evidencian las dinámicas de corto plazo. Se decidió trabajar dichas variables en su transformación logarítmica, permitiéndonos disminuir la varianza de las series mejorando las propiedades de los estimadores.

### **6.3 Resultados**

En esta sección se plantantean los resultados de un *VAR* calibrado para la economía uruguaya con el interés de estudiar el *pass through* en el período de estudio y luego los resultados que arroja el método de proyecciones locales sobre asimetrías.

En el Gráfico IV del Anexo se observa la función impulso respuesta del *VAR* del modelo de referencia para un horizonte de 24 meses acumulados, donde se observa la respuesta de la inflación interna a un shock en el tipo de cambio de un desvío estándar. Para ello se encuentra el cociente del resultado de DLIPC sobre el DLTCN de cada período. Encontramos que el coeficiente no es nulo ni el traspaso completo. (Ver Tabla VIII).

El *pass through* acumulado es aproximadamente de 9,9% en 6 meses, 12,55% en 12 meses y 19,75% en el acumulado de 24 meses. A partir de las funciones de impulso respuesta, se observa

que el TCN posee respuestas significativamente diferentes de cero, considerando intervalos de confianza de 95%.

El resultado es similar con las cifras obtenidas por parte de la literatura analizada para Uruguay, siendo menor que el resultado encontrado por Varela y Vera (2002), Hagopian (2006) y el de Gianelli (2011) y superior al de Fronese y Glejberman (2011). Varela y Vera (2002) encuentran una elasticidad de *pass through* mayor del 22%. Hagopian (2006) indica que el coeficiente alcanza 16%. Por su parte Fronese y Glejberman (2011) describen un *pass through* del 11%. Por último, Gianelli (2011) indica que dicho coeficiente asciende a 40%. Sin embargo, tal como menciona Aron et al. (2014), las estimaciones informadas por diferentes metodologías no son directamente comparables, ya que los supuestos subyacentes difieren y los estudios abarcan distintos períodos. Respecto al resto de las variables incorporadas al modelo en ambos casos se encuentran un nivel de influencia no significativo sobre la variable de interés, el IPC, tanto del IVF de la industria como de los *commodities* alimenticios.

La presencia de asimetrías no es sencilla de identificar, ni tampoco dilucidar los episodios de grandes depreciaciones. La literatura no aporta evidencia empírica clara para hallar el tamaño de las no linealidades. Para Uruguay, diversos estudios como Varela y Vera (2002) encuentran evidencia de asimetrías en el *pass through* de tipo de cambio a precios. Siguiendo la estrategia de Barberis (2020) que contempla la no linealidad a través del estudio de períodos de tiempo específicos con proyecciones locales se observa que los movimientos del TC en nuestro período de estudio son sensibles al signo de la variación del TCN. En el Gráfico V, el cual se obtuvo luego de la aplicación de proyecciones locales, se concluye que las depreciaciones cambiarias poseen un impacto significativo en el nivel de precios, no así la apreciación que arroja un resultado no significativamente distinto de 0. Los hallazgos empíricos respecto a las mediciones

puntuales, refieren a que el *pass through* es positivo y significativo cuando el origen es un shock positivo sobre el tipo de cambio, es decir la moneda se deprecia con respecto al dólar.

Para analizar el posible impacto en los resultados de la crisis de 2002, se realizó el ejercicio de reestimar el modelo utilizando el periodo 2005-2023, y se constató que los resultados no sufren grandes modificaciones: la estimación del impulso respuesta arroja 11,7% en 12 meses y 20,8% en 24 meses, por lo que se mantuvo el análisis que incluye el período 2000-2023. (ver Tabla IX del anexo).

## 7. Conclusiones

En la presente investigación se ha realizado una estimación de la elasticidad de traslado a precios de los movimientos cambiarios para Uruguay en el período que va de enero de 2000 a junio de 2023. En primer lugar, se presentaron aspectos relevantes de la muy extensa literatura en torno a la estimación del *pass through* del tipo de cambio a los precios. Posteriormente, para estimar el coeficiente, se estimó un modelo *VAR* en primeras diferencias incluyendo: índice de precios al consumidor (IPC), tipo de cambio nominal (TCN), índice de volumen físico de la industria (IVF) y precios internacionales de *commodities* alimenticios (FOOD). Luego se introdujo el modelo de proyecciones locales de Jordà (2005) para determinar la posible asimetría de dicho traspaso frente a una depreciación o una apreciación del tipo de cambio.

A partir de la estimación de funciones de impulso respuesta, simulando un shock de un desvío estándar del tipo de cambio sobre los precios, luego de 12 meses el impacto llegó a 12,55%, mientras que al cabo de dos años el impacto sería de 19,75%. Los resultados también indican

que el IPC no se ve afectado de forma significativa por el comportamiento de variables como el índice de volumen físico de la industria o el índice de precios internacionales de los alimentos.

Se encuentra evidencia a favor de la reducción del coeficiente en línea con algunos estudios citados en el presente trabajo lo que podría estar implicando una menor persistencia inflacionaria. En los últimos años hubo largos períodos de apreciación de la moneda y como se comprobó en este análisis, el coeficiente no es significativo ante una apreciación, y por ende, pudo haberse afectado a la baja. La reducción de la magnitud también pudo estar influenciada por una mayor credibilidad en la política monetaria, futuras investigaciones podrían levantar esta limitante adoptando metodologías que tengan en cuenta este aspecto.

A la luz de estas estimaciones, se entiende importante no dejar de considerar los posibles impactos que podrán verse en el coeficiente con la creciente apertura económica del país y la posibilidad de absorción de shocks que ello conlleva. Este hecho no se pudo constatar en el presente estudio ya que la variable FOOD no resultó significativa.

Asimismo, concluimos que conviene tener en cuenta la asimetría cuando se analiza dicho coeficiente para Uruguay. No es lo mismo analizar el efecto de las variaciones del tipo de cambio en los precios en un período donde el tipo de cambio se está depreciando que en una apreciación de la moneda, donde el efecto del *pass through* es no significativo. Ignorar ello, podría alterar al *timing* de implementación de metas de inflación u otra política monetaria.

Se concluye que entender el contexto en el que se llevan adelante ciertas políticas monetarias es relevante en los resultados que estas muestran. Una política monetaria tendrá un resultado diferente para la economía si la moneda se deprecia o se aprecia. Poder analizar el ambiente en el que se está es clave para los hacedores de política al momento de decidir qué pasos seguir ya

que los hechos muestran que dicho coeficiente es asimétrico frente a distintos movimientos del tipo de cambio.

La magnitud del *pass through* ha sido una característica muy importante en los niveles inflacionarios del país y trae aparejado argumentos a favor o en contra de políticas económicas, tales como la adopción de régimen cambiario o el manejo de las reservas internacionales.

Las crisis financieras/económicas provocan grandes movimientos del tipo de cambio que podrían acentuar escaladas inflacionarias. Ante una coyuntura dinámica como la actual, a partir de este estudio se puede concluir que el *pass through* es uno de los factores que inciden en la evolución de los precios y es importante tenerlo en cuenta para explicar cómo se desenvuelve la inercia inflacionaria.

## 8. Referencias Bibliográficas

- Aboal, D. Lorenzo, F. Noya, N. (2002). La inflación como objetivo en Uruguay: Consideraciones sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria. *Revista de economía, ISSN 0797-5546, Vol. 10, N° 1, 2003, 41-86.*
- Aguirre, H. González, G (2019) Exchange rate pass through, Monetary Policy and Real Shocks: An empirical evaluation. *Economic Research working papers Argentina. N85.*
- Aron, J. MacDonald, R. Muellbauer, J. (2014). Exchange Pass- Through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, Methodological and Policy Issues and selected Empirical Findings. *Journal of development studies .*
- Barhoumi, K. (2006). Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation. *Economic Modelling, 2006, vol. 23, issue 6, 926-951.*
- Balassa, B. (1973). Just How Misleading are Official Exchange rate Conversions? A Comment. *The Economic Journal, 1258-67.*
- Barberis, M. (2020). Asimetrías del Pass through del tipo de cambio a precios: caso argentino (2004-2019). *Ensayos Económicos Banco Central de la República Argentina | 76.*
- Ben Cheikh, N. (2012). Non-linearities in Exchange Rate pass through: Evidence from Smooth Transition. *Economics Bulletin, Access Econ. 2530-2545.*
- Bernanke, B. (2003). A perspective on inflation targeting: why it seems to work. *Business Economics V. 38, Issue 3.*
- Billmeier, A. Bonato, L. (2002). Exchange Rate Pass through and Monetary Policy in Croatia. *IMF Working paper N. 02/109.*
- Borensztein, E. Queijo Von Heideken, V. (2016). Exchange Rate Pass through in South America: An Overview. *IDB Working Paper Series, No. IDP-WP-710.*

- Borio, C. Auer, R. y Filardo, A. (2017). The Globalisation of Inflation: The Growing Importance of Global Value Chains. *BIS Working Papers N 602*.
- Bravo, H. Garcia, C. (2002). Medición de la Política Monetaria y el Traspaso en Chile. *Economía chilena, ISSN: 0717-3830, V 5, 5-28*.
- Brito, F. Mendoza, O. (2018). Dinámica del Pass Through de Dinámica del Pass through de Tipo de Cambio en Economías Pequeñas y Abiertas: El Caso Pequeñas y Abiertas: El Caso de la República Dominicana. Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano.
- Brum, C. Román, C. Willebald, H. (2014). Inflación en Uruguay en 140 años de Historia. Un enfoque Monetario. *Serie Document. os de Trabajo, DT 03/2014. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración*.
- Brum, C. Carballo, P. Indumi, A. (2012). Inflación y núcleo monetario en la economía uruguaya. *Documentos de trabajo, Banco Central del Uruguay*.
- Burstein, A. Gopinath, G. (2014). International Prices and Exchange Rates. *Handbook of International Economics, 2014, V 4, 391-451*.
- Bussiere, M. (2013). Exchange Rate Pass through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries. *ECB Working Paper N. 822*.
- Campa, J. Goldberg, L. (2002). Exchange Rate Pass through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon? *Working Papers from National Bureau of Economic Research*.
- Carlomagno, C. Lanzilotta, L. Zunino, Z. (2010). La transmisión de la política monetaria en Uruguay: un análisis a partir de un modelo S-VEC. *Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).ISSN: 1688-6186*.
- Carriere-Swallow, Y. Gruss, B. Magud, N. Valencia, F. (2017). Monetary policy credibility and exchange rate pass through. *International Monetary Fund working paper*.
- Caselli, F. Roitman, A. (2016). Non-Linear Exchange Rate pass through in Emerging Markets. *International Monetary Fund Working Paper 16/1*.
- Cassel, G. (1916). The Present Situation of the Foreign Exchanges. *Economic Journal*.

- Castiglione, B. (2017). El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017). *Documentos de trabajo Banco Central de Argentina*.
- Cavalieri, M. (2006). How does exchange rate pass-through differ across countries and across price indices? Evidence from the industrialized countries. University of Bern.
- Chiesa, P. Garda, P. Zerbino, M. (2004). Efectos reales de la Política Monetaria en Uruguay: una aproximación al estudio de los canales de la tasa de interés y del crédito bancario. *Trabajo de Investigación Monográfico, Facultad de Ciencias Económicas y Administración*.
- Chelala, S. (2014). Una curva de Phillips con doble pass through. Estimación para el caso Argentino. *Ensayos de Economía . N 44*.
- Choudhri, E. Hakura, D. (2006). Exchange rate pass through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of international Money and Finance, V 25, N 4*.
- Comunale, M. Kunovac, D. (2017). Exchange pass through in the Euro area. *Working papers from European central bank N 2003*.
- Corsetti, G., Debola, L., Leduc, S. (2008). High exchange-rate volatility and low pass-through. *Journal of Monetary Economics*.
- Croce, E. Khan, M. (2000). Finance & Development. *Review International monetary Fund working paper*.
- Cueva, R. (2018). Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú. *Revista Estudios Económicos 35, 55 – 81*.
- Cuitiño, F. Medina, J. Zacheo, L. (2022). Conditional exchange rate pass-through and monetary policy credibility: Insights from Uruguay and Chile. *Economic Modelling 114*.
- Ca'Zorzi, M. Hahn, E. Sánchez, M. (2007). Exchange Rate pass through in Emerging Markets. *IUP Journal of Monetary Economics, 84-102*.
- Devereux, M. Yetman, J. (2002). Price Setting and Exchange Rate pass Trough. *Journal of International Money and Finance Volume 29, 181-200*.
- Dornbusch, R. (1985). Purchasing power parity. *American Economic Review, V 77*.

- Dornbusch, R. Krugman, P. (1976). Flexible Exchange rates in the Short Run. *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Edwards, S. (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting. National Bureau of Economic Research.
- Fernández, A. Garda, P. y Perelmuter, N. (2003). Calificaciones, crisis de deuda y crisis bancaria: la experiencia uruguaya en el 2002. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).
- Forbes, K. Hjortsoe, I. Nenova, T. (2015). The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass through. *Journal of international economics Volume 114*, 255-275.
- Frones, L. Glejberman, J. (2011). Asimetrías en el pass through de tipo de cambio a precios en Uruguay. FCEA.
- Gagnon, J., Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass - through. *International Journal of Finance & Economics*.
- García, C., Restrepo, J. (2001). Price inflation and exchange rate pass-through in Chile. *Working paper N 128, Banco Central de Chile*.
- López Mejía, A. Gelos, G., Lopez, A. Piñón-Farah (2008). Macroeconomic Implications of Financial Dollarization. *Occasional Papers, FMI*.
- Gianelli, D. (2011). Exchange rate pass through to prices in Uruguay. *Cuaderno de economía*, 45-65.
- Goldberg, P. Knetter, M. (1997). Goods Prices and Exchange rates : What have we learned? *Journal of Economic Literature*, V 3, 1243-1272.
- Goldfajn, I. Werlang, S. (2000). The pass Through from Depreciation to Inflation: A panel Study. *Banco Central de Brasil Working Paper 5*.
- Gonzales, J. Campa, J. (2002). Differences in exchange rate pass through in the euro area. *Working Papers from Banco de España*.
- Hahn, E (2003). Pass through of external shocks to euro area inflation. *Working Papers N. 243 European Central Bank*.

- Hamilton, J. (2011). Nonlinearities and the Macroeconomic Effect of Oil Price. *Macroeconomic Dynamics*, 364-378.
- Heringer, A. Martins, R. Pires, L. (2010), On The Exchange Rate Pass-Through Determinants: a State Space Approach for Brazil. Brazilian Econometric Society.
- Ibarra, A. Borchardt, M. Espana, V. Induni, A. (2007). Gestión de la liquidez en Uruguay: Implementación y seguimiento operativo de la política monetaria. *Documentos de trabajo, Banco Central del Uruguay*.
- Jarotschkin, A. Kraay, A. (2013). Aid, Disbursement Delays, and the Real Exchange Rate. *Working paper World Bank Policy Research*,
- Jasova, M. Moessner, R. Takats, E.(2016). Exchange Rate pass through: What Has Changed Since the Crisis? *BIS Working Paper N 583*.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, V 95, N 1, Tennessee, American Economic Association.
- Jordà, Ò. Taylor, A. (2013). When credits Bites Back. *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Kenneth, J. (1996). El dinero: De donde vino y a dónde fue. *Editorial Ariel economía (2014)*.
- Krugman, P. Obstfeld, M. (1994). *Economía Internacional. Teoría y política*. Mc Graw Hill. V 15. Madrid, España.
- Licandro, G. Mello, M. (2012). Cambios recientes en la transmisión de la tasa de política monetaria a la estructura de tasas en Uruguay. *Documento de trabajo banco central del Uruguay*.
- Licando, J. Gianelli, D. (2013). Una década de metas de inflación en la región. *Cuaderno de Economía ISSN 1688-3519, N 2*.
- McCarthy (2000). pass through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies. *Federal Reserve Bank of New York Staff. Report N 111*.
- Menon, J. (1995). Exchange Rate pass through. *Journal of Economic Surveys*, V 9. 197-231.
- Mihailov, A. (2009). Exchange rate pass-through to prices in microdata comparative sensitivity analysis. *International Journal of Finance and Economics*.

- Miller, S. (2003). Estimación del pass through del Tipo de Cambio a precios: 1995-2002. *Revista Estudios Económicos*.
- Montes Rojas, G. (2019). Una evaluación del pass through en la Argentina usando funciones impulso respuesta de cuantiles multivariados. *Estudios económicos*. V 36. 145-18.
- Nogueira, R. León-Ledesma, M, (2008). Exchange rate pass-through into inflation: the role of asymmetries and nonlinearities. *Studies in economics*, University of Kent.
- Obstfeld, M. Rogoff, K. (2002). Exchange Rate Dynamics Redux. *The Journal of Political Economy* 624-60.
- Ocakverdi,E.(2016).[https://blog.eviews.com/2016/06/impulse-responses-by-local-projections\\_43.html#more](https://blog.eviews.com/2016/06/impulse-responses-by-local-projections_43.html#more).
- Peltzman,S. (2000). Prices Rise Faster than They Fall. *Journal of Political Economy* N 3. 466-502.
- Perera, M. Carnevale, M. Ferreira, J. (2022). Metodología Índice de Precios del Consumo. Instituto Nacional de Estadística.
- Plagborg-Møller, M. Wolf, C. (2021). Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses. *Journal of Econometric Society*, V 89.
- Poghosyan, T. (2020). Exchange Rate Pass through in the Caucasus and Central Asia. *International Monetary Fund working Paper* N 2020/154.
- Pollard, P. Coughlin, C. (2004). Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass through at the Industry Level. *University of Nottingham Research Paper* N 13.
- Ramey, V. Zubairy, S. (2014). Government Spending Multipliers in good times and in bad : Evidence from U.S Historical Data. National Bureau of economic research.
- Rego, S. Lanzilotta, B. Zunino, G. (2011). Efectos macroeconómicos de los shocks Externos en Uruguay. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).
- Romer, C. Roemer, D. (2015). New Evidence on the Impact of Financial Crises in Advanced Countries. *National Bureau of Economic Research*, N 21021.
- Rubene, L. Colavecchio, R. (2020). Non-linear exchange rate pass through to euro area inflation: A local projection approach. *Working Papers of Central Bank of Luxembur*.

- Salter, W. (1959). Internal and external balance: The role of expenditure effects. *Economic Record*, V 35.
- Samuelson, P. (1959). Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*. 145-154.
- Schmidt-Hebbel, K. Alejandro, W. (2002). Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate. *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, V 2, 31–89.
- Sekine, A. Tsuruga, T. (2014). Effects of Commodity Price Shocks on Inflation: A Cross Country Analysis. *Oxford Economic Papers*, V 70, 1108–1135.
- Shambaugh, J. (2008). A new look at pass-through. *Journal of international money and finance*, V 27.
- Stulz, J. (2007). Exchange rate pass-through in Switzerland: Evidence from vector autoregressions. *Documents Schweizerische National Bank*.
- Swan, T. (1963). Longer-Run Problems of the Balance of Payments. *Readings in International Economics*.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 1389-1408.
- Taylor, J. (2003). La regla de Taylor para la tasa de interés. *Cuadernos de Economía*, V 121, pp. 690-697.
- Torres, G. (2015). Estimación del passthrough en Argentina 1993-2010. Trabajo Final de Carrera Universidad Nacional de Córdoba.
- Varela, G., Vera, C. (2002). Mecanismos de Trasmisión de la política monetaria-Cambiaria a precios. *Revista de economía*, ISSN 0797-5546, V 10, 87-150
- Vegh, C.A. Morano, L. Friedheim, D. Rojas, D. (2017). Between a Rock and a Hard Place: the Monetary Policy Dilemma in Latin America and the Caribbean. World Bank.
- Webber, A. (2000). Newton's Gravity Law and Import Prices in the Asia Pacific. *Japan and the World Economy*, 71-87.

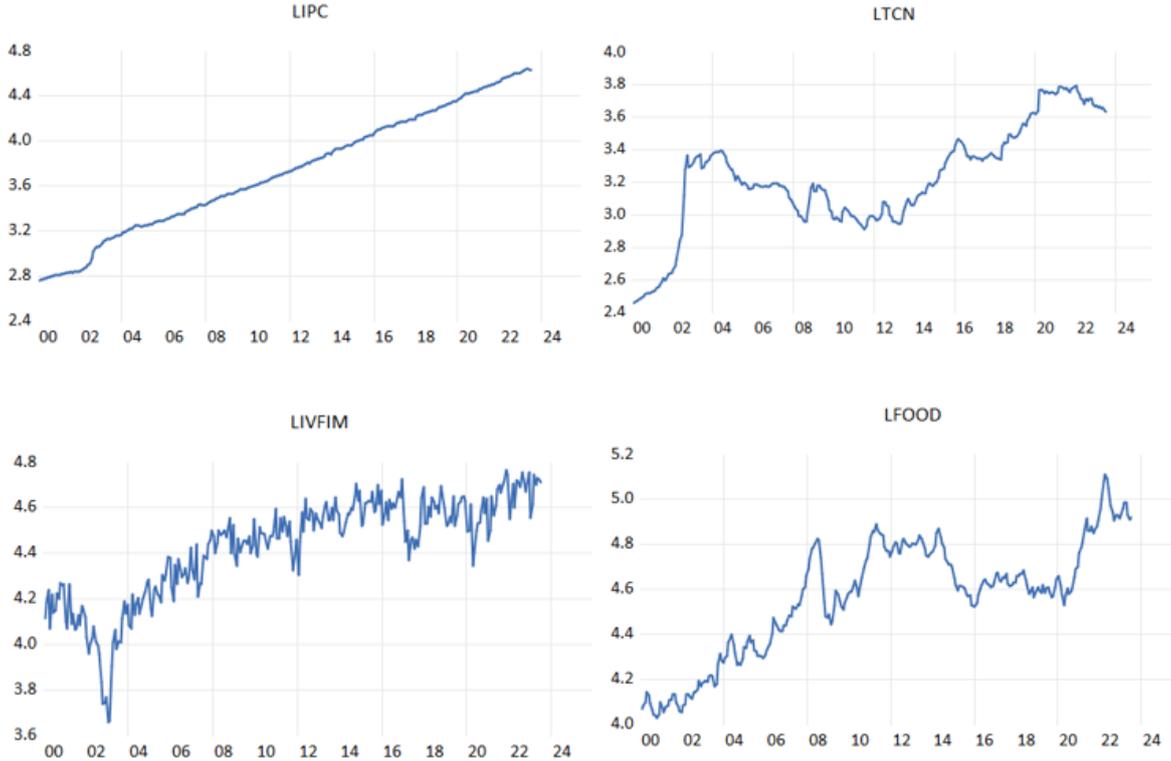
Winkelried, D. (2002). ¿Es asimétrico el Pass - Through en el Perú?: Un análisis agregado. *Estudios económicos Banco Central de Perú*.

Zacheo ,L. Guenaga,M. (2019). Traspaso de tipo de cambio a precios y relación con la credibilidad de la política monetaria. *Documentos de trabajo, Banco Central del Uruguay*.

Zunino, G. (2010). ¿Experimentó Uruguay la Gran Moderación? Un análisis de cambio estructural. *Documento de Trabajo, Centro de Investigaciones Económicas (CINVE)*.

# 1A. Anexos Econométricos

Gráfico I. Series lipc, ltcn, livfim y lfood



**Tabla I. Variables Consideradas**

<b>Nombre de la variable</b>	<b>Definición</b>	<b>Fuente</b>
<i>lipc</i>	Índice de precios al consumidor	Instituto nacional de estadística
<i>lten</i>	Tipo de cambio nominal Bilateral UY-EEUU	Instituto nacional de estadística
<i>livfm</i>	Índice de volumen físico de la industria manufacturera	Instituto nacional de estadística
<i>lfood</i>	Índice de commodities de Los principales alimentos	FMI St fred louis

**Tabla II. Correlación: Variables en logaritmos**

Variables	<i>lpc</i>	<i>lcn</i>	<i>livfm</i>	<i>lfood</i>
<i>lpc</i>	1			
<i>lcn</i>	1,305***	1		
<i>livfm</i>	0,026***	0,661***	1	
<i>lfood</i>	1,718***	0,633***	0,724***	1

\*p<0,05    \*\*p<0,01    \*\*\*p<0,001

**Tabla III. Estadística Descriptiva**

Variables	Observaciones	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
<i>lpc</i>	283	47,938	25,028	15,804	103,714
<i>lcn</i>	283	26,460	8,426	11,656	44,515
<i>livfm</i>	283	85,752	17,539	38,791	117,894
<i>lfood</i>	283	4,563	0,258	4,029	5,110

**Tabla IV. Contrastes de Raíces Unitarias: Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

H0: La serie presenta raíz unitaria (p-valores entre paréntesis)

<b>Muestra: 1985.I - 2023.II</b>				
	<b>Variables en nivel</b>		<b>Variables en primera diferencia</b>	
	<b>Estadístico t</b>	<b>Se Rechaza H0 al 95%</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Se Rechaza H0 al 95%</b>
<i>lipc</i>	0.55 Cons. y tend. 13 lags	No (0.999)	-3,73 Cons. y tend. 13 lags	Si (0.022)
<i>ltn</i>	-2,51 Cons. y tend. 13 lags	No (0.326)	-2.51 Cons. 13 lags	Si (0.322)
<i>livfm</i>	-2,54 Cons. y tend. 13 lags	No (0.305)	-3.61 Cons. y tend. 13 lags	Si (0.030)
<i>lfood</i>	-2,12 Cons. y tend. 13 lags	No (0.530)	-3,06 Cons. y tend. 13 lags	Si (0.118)

Fuente: Elaboración propia. Nota: rezagos elegidos a partir del criterio de Akaike (AIC).

**Tabla V. Estimaciones Modelo VAR**

	DLIPC	DLTCN	DLIVFIM	DLFOOD
DLIPC(-1)	1.135931 (0.05120) [ 22.1849]	-0.587062 (0.28866) [-2.03377]	-1.557158 (0.74667) [-2.08547]	-0.356849 (0.42566) [-0.83833]
DLIPC(-2)	-0.199310 (0.04893) [-4.07309]	0.450400 (0.27586) [ 1.63270]	1.754708 (0.71358) [ 2.45903]	0.337027 (0.40680) [ 0.82849]
DLIPC(-12)	-0.217098 (0.05428) [-3.99928]	0.228980 (0.30603) [ 0.74823]	-0.187614 (0.79161) [-0.23700]	0.714528 (0.45128) [ 1.58333]
DLIPC(-13)	0.180608 (0.04964) [ 3.63814]	-0.597458 (0.27986) [-2.13482]	0.451419 (0.72393) [ 0.62357]	-0.850924 (0.41270) [-2.06186]
DLTCN(-1)	0.049715 (0.00893) [ 5.56462]	1.366018 (0.05037) [ 27.1215]	-0.189245 (0.13028) [-1.45256]	-0.026482 (0.07427) [-0.35655]
DLTCN(-2)	-0.034392 (0.00906) [-3.79756]	-0.373121 (0.05106) [-7.30820]	0.137258 (0.13206) [ 1.03932]	0.042107 (0.07529) [ 0.55928]
DLTCN(-12)	0.008767 (0.00917) [ 0.95606]	-0.255052 (0.05170) [-4.93369]	0.070635 (0.13372) [ 0.52822]	-0.199946 (0.07623) [-2.62283]
DLTCN(-13)	-0.003169 (0.00928) [-0.34147]	0.299724 (0.05233) [ 5.72798]	-0.126640 (0.13535) [-0.93563]	0.234545 (0.07716) [ 3.03962]
DLIVFIM(-1)	0.001976 (0.00384) [ 0.51449]	-0.025482 (0.02165) [-1.17707]	0.669598 (0.05600) [ 11.9575]	-0.007296 (0.03192) [-0.22854]
DLIVFIM(-2)	-0.001442 (0.00365) [-0.39537]	0.026702 (0.02057) [ 1.29825]	0.082089 (0.05320) [ 1.54293]	0.026248 (0.03033) [ 0.86540]

DLIVFIM(-12)	-0.009051 (0.00366) [-2.47192]	-0.034723 (0.02064) [-1.68220]	-0.329942 (0.05339) [-6.17947]	-0.015512 (0.03044) [-0.50961]
DLIVFIM(-13)	0.010228 (0.00377) [2.71440]	0.013523 (0.02124) [0.63664]	0.183739 (0.05495) [3.34399]	0.037146 (0.03132) [1.18589]
DLFOOD(-1)	0.009240 (0.00701) [1.31845]	-0.150832 (0.03951) [-3.81757]	0.214916 (0.10220) [2.10288]	1.287276 (0.05826) [22.0943]
DLFOOD(-2)	0.002316 (0.00726) [0.31900]	0.138570 (0.04093) [3.38514]	-0.219260 (0.10589) [-2.07071]	-0.318542 (0.06036) [-5.27701]
DLFOOD(-12)	-0.001732 (0.00658) [-0.26330]	0.035692 (0.03709) [0.96243]	0.049549 (0.09593) [0.51651]	-0.509979 (0.05469) [-9.32519]
DLFOOD(-13)	0.003050 (0.00672) [0.45379]	-0.027621 (0.03789) [-0.72905]	0.005484 (0.09800) [0.05596]	0.484016 (0.05587) [8.66363]
C	0.006633 (0.00189) [3.50874]	0.038583 (0.01066) [3.62008]	-0.025120 (0.02757) [-0.91115]	0.011754 (0.01572) [0.74786]
D(FE=200203)	-0.001828 (0.00288) [-0.63575]	-0.023493 (0.01621) [-1.44906]	-0.126042 (0.04194) [-3.00550]	0.018761 (0.02391) [0.78473]
D(FE>=200206)	0.012466 (0.00419) [2.97764]	-0.002484 (0.02360) [-0.10525]	0.019927 (0.06105) [0.32641]	0.026852 (0.03480) [0.77152]
D(FE>=200207)	0.029960 (0.00416) [7.19597]	0.206962 (0.02347) [8.81743]	0.010476 (0.06071) [0.17255]	0.035050 (0.03461) [1.01265]

D(FE>=200208)	0.036916 (0.00442) [ 8.35610]	0.099699 (0.02491) [ 4.00308]	-0.023333 (0.06442) [-0.36217]	0.016122 (0.03673) [ 0.43896]
D(FE>=200210)	-0.006104 (0.00423) [-1.44380]	-0.093855 (0.02384) [-3.93763]	-0.203115 (0.06166) [-3.29437]	0.049586 (0.03515) [ 1.41074]
D(FE=200306)	-0.008876 (0.00435) [-2.04090]	-0.112215 (0.02452) [-4.57684]	-0.049016 (0.06342) [-0.77287]	-0.032090 (0.03616) [-0.88758]
D(FE=200307)	-0.035860 (0.00665) [-5.39320]	-0.243812 (0.03749) [-6.50425]	-0.075487 (0.09696) [-0.77852]	-0.107079 (0.05528) [-1.93713]
D(FE>=200308)	-0.050878 (0.00923) [-5.51027]	-0.278824 (0.05205) [-5.35650]	-0.177128 (0.13465) [-1.31550]	-0.115640 (0.07676) [-1.50651]
D(FE>=200310)	0.006603 (0.00441) [ 1.49840]	0.101043 (0.02484) [ 4.06752]	0.083086 (0.06426) [ 1.29301]	-0.022798 (0.03663) [-0.62235]
D(FE>=200406)	0.000354 (0.00427) [ 0.08285]	0.101427 (0.02408) [ 4.21230]	0.121245 (0.06228) [ 1.94663]	-0.040992 (0.03551) [-1.15446]
D(FE>=200501)	-0.013897 (0.00416) [-3.33845]	-0.028659 (0.02347) [-1.22121]	0.011843 (0.06070) [ 0.19510]	-0.050206 (0.03461) [-1.45076]
D(FE>=200804)	-0.007949 (0.00411) [-1.93372]	-0.014926 (0.02317) [-0.64405]	0.197527 (0.05995) [ 3.29506]	-0.041696 (0.03417) [-1.22011]
D(FE>=200810)	0.005396 (0.00408) [ 1.32230]	0.087187 (0.02300) [ 3.78997]	0.087549 (0.05951) [ 1.47125]	-0.102169 (0.03392) [-3.01174]
D(FE=200910)	-0.001298 (0.00286) [-0.45427]	-0.033710 (0.01611) [-2.09243]	-0.101789 (0.04167) [-2.44253]	0.038629 (0.02376) [ 1.62599]
D(FE>=201106)	-0.002934 (0.00414) [-0.70810]	-0.040070 (0.02336) [-1.71528]	-0.045433 (0.06043) [-0.75188]	0.042739 (0.03445) [ 1.24066]

D(FE=201212)	-0.013765 (0.00283) [-4.86961]	-0.020417 (0.01594) [-1.28122]	-0.079814 (0.04122) [-1.93624]	0.006003 (0.02350) [0.25546]
D(FE>=201310)	-0.000860 (0.00406) [-0.21188]	0.005183 (0.02289) [0.22648]	0.211082 (0.05920) [3.56548]	-0.011228 (0.03375) [-0.33269]
D(FE>=201406)	-0.001186 (0.00403) [-0.29461]	-0.074099 (0.02270) [-3.26390]	0.065634 (0.05872) [1.11765]	0.005339 (0.03348) [0.15948]
D(FE>=201805)	0.005240 (0.00406) [1.29000]	0.083232 (0.02290) [3.63432]	0.006113 (0.05924) [0.10318]	0.005878 (0.03377) [0.17406]
D(FE=202003)	-0.000702 (0.00284) [-0.24773]	0.082715 (0.01599) [5.17455]	0.114150 (0.04135) [2.76066]	0.011252 (0.02357) [0.47734]
D(FE>=202103)	-0.008920 (0.00412) [-2.16532]	-0.055654 (0.02322) [-2.39652]	0.056365 (0.06007) [0.93830]	0.039048 (0.03425) [1.14023]
D(PAS)	0.000115 (9.6E-05) [1.19433]	0.000830 (0.00054) [1.53081]	-0.002768 (0.00140) [-1.97439]	0.001487 (0.00080) [1.86080]
R-squared	0.988851	0.985479	0.814517	0.942261
Adj. R-squared	0.986917	0.982959	0.782333	0.932243
Sum sq. resids	0.003395	0.107894	0.721928	0.234622
S.E. equation	0.003937	0.022196	0.057415	0.032731
F-statistic	511.1725	391.1234	25.30800	94.05100
Log likelihood	1083.674	637.4776	392.2777	537.2671
Akaike AIC	-8.098250	-4.639361	-2.738587	-3.862536
Schwarz SC	-7.561174	-4.102286	-2.201512	-3.325461
Mean dependent	0.083176	0.049931	0.027255	0.039505
S.D. dependent	0.034422	0.170034	0.123063	0.125743
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.37E-14		
Determinant resid covariance		1.23E-14		
Log likelihood		2667.508		
Akaike information criterion		-19.46905		
Schwarz criterion		-17.32075		
Number of coefficients		156		

**Tabla VI. VAR Lag exclusion Wald Test**

Chi-squared test statistics for lag exclusion:  
Numbers in [ ] are p-values

	DLIPC	DLTCN	DLIVFIM	DLFOOD	Joint
Lag 1	803.9191 [ 0.0000]	1024.584 [ 0.0000]	173.7128 [ 0.0000]	545.2514 [ 0.0000]	2314.148 [ 0.0000]
Lag 2	56.51265 [ 0.0000]	91.52044 [ 0.0000]	19.71560 [ 0.0006]	35.66313 [ 0.0000]	168.4288 [ 0.0000]
Lag 12	21.31219 [ 0.0003]	35.71244 [ 0.0000]	38.96151 [ 0.0000]	89.92400 [ 0.0000]	195.6013 [ 0.0000]
Lag 13	22.78493 [ 0.0001]	37.90870 [ 0.0000]	12.20637 [ 0.0159]	81.77761 [ 0.0000]	166.4203 [ 0.0000]
df	4	4	4	4	16

**Tabla VII. Test de Normalidad sobre los residuos VAR**

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	1.565367	2	0.4572
2	2.420747	2	0.2981
3	0.250869	2	0.8821
4	1.098456	2	0.5774
Joint	5.335439	8	0.7212

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

## Gráfico II. Evolución residuos VAR

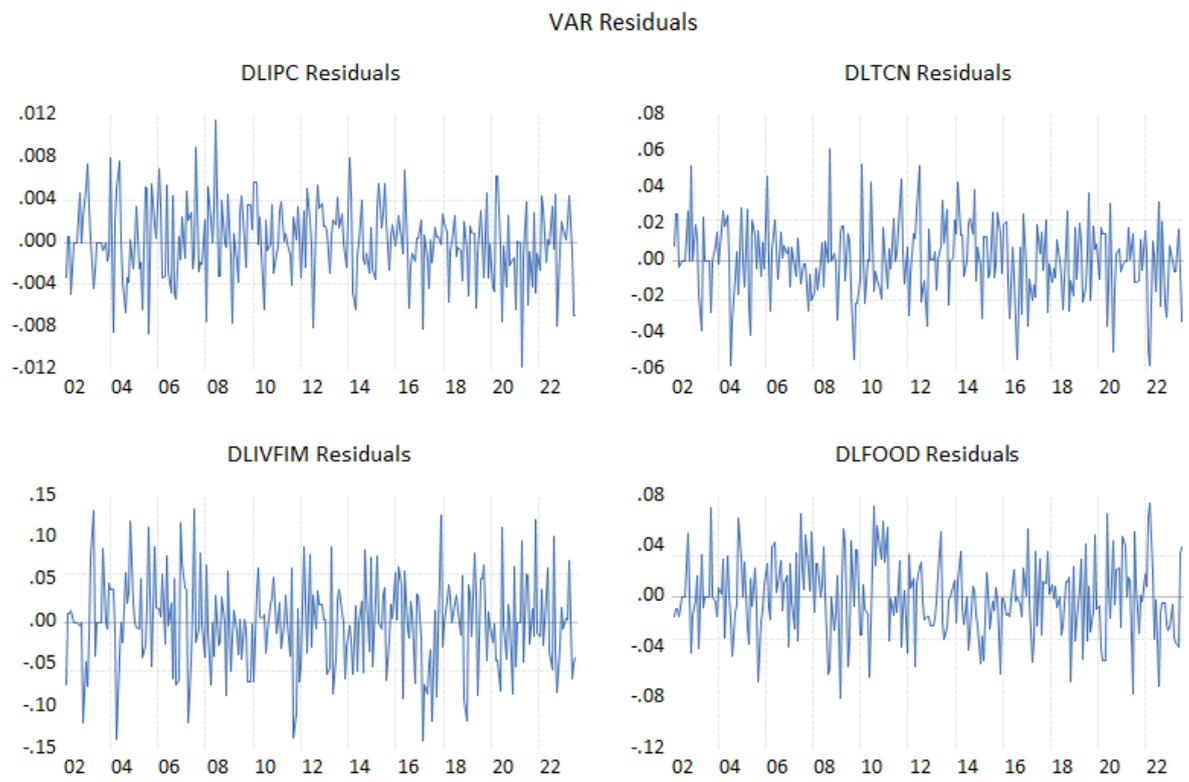
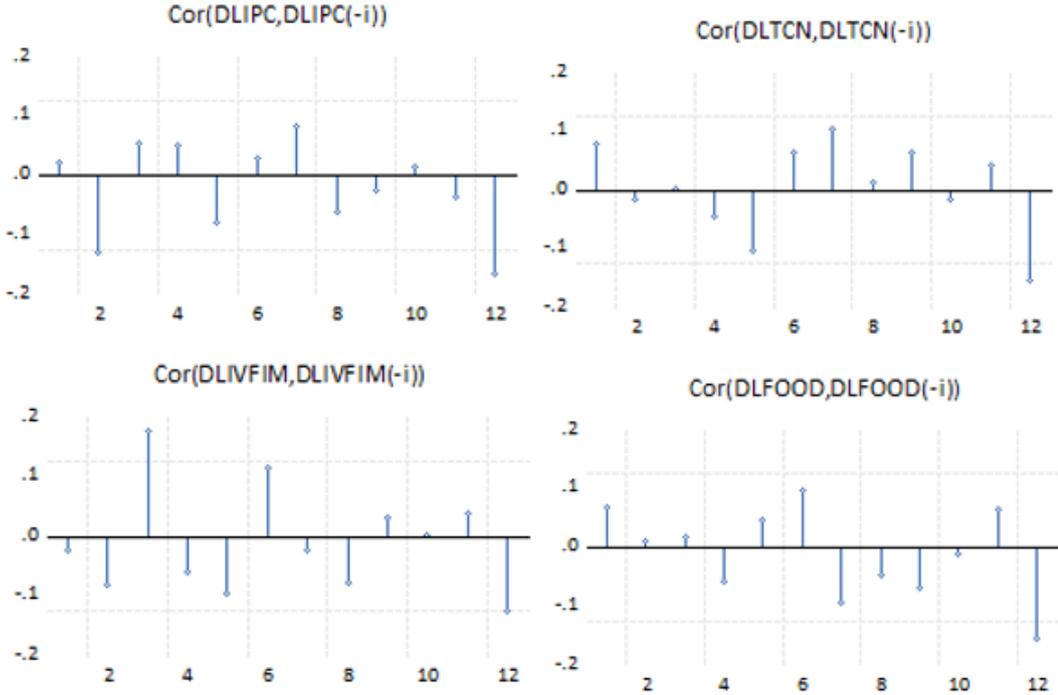
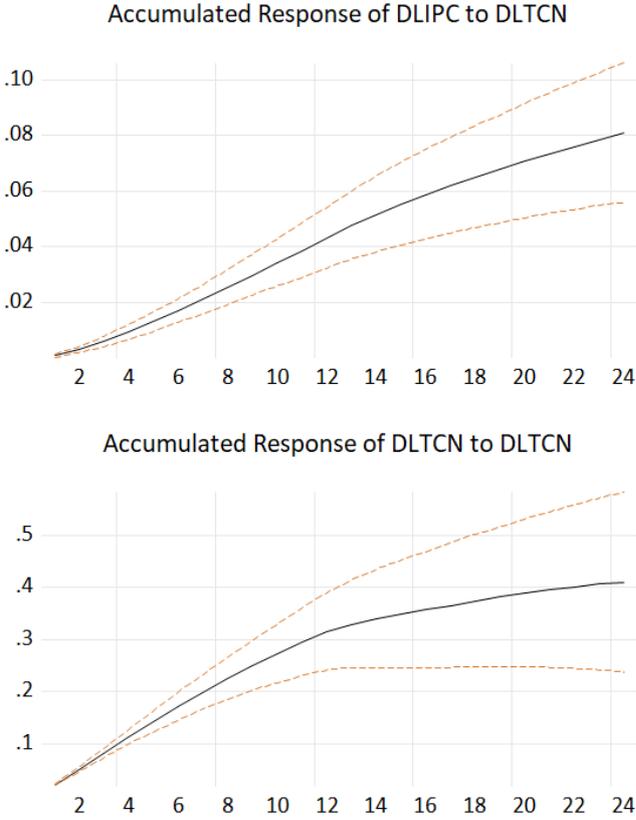


Gráfico III. Correlogramas residuos VAR



**Gráfico IV. Función impulso respuesta VAR**

Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Tabla VIII. Función impulso respuesta VAR acumulada 24m (2000-2023)**

Period	DLIPC	DLTCN
1	0.000925 (0.00024)	0.021574 (0.00095)
2	0.003041 (0.00055)	0.050599 (0.00245)
3	0.005943 (0.00092)	0.081607 (0.00455)
4	0.009337 (0.00132)	0.112528 (0.00708)
5	0.013060 (0.00174)	0.142551 (0.00992)
6	0.017019 (0.00218)	0.171350 (0.01303)
7	0.021153 (0.00265)	0.198794 (0.01640)
8	0.025418 (0.00315)	0.224832 (0.02004)
9	0.029776 (0.00368)	0.249454 (0.02394)
10	0.034197 (0.00425)	0.272665 (0.02811)
11	0.038653 (0.00485)	0.294481 (0.03254)
12	0.043119 (0.00548)	0.314926 (0.03721)
13	0.047596 (0.00613)	0.328870 (0.04206)
14	0.051689 (0.00678)	0.339271 (0.04682)
15	0.055393 (0.00741)	0.348333 (0.05134)
16	0.058805 (0.00801)	0.356933 (0.05558)
17	0.062008 (0.00859)	0.365317 (0.05958)
18	0.065054 (0.00915)	0.373465 (0.06341)
19	0.067970 (0.00970)	0.381259 (0.06714)
20	0.070771 (0.01025)	0.388541 (0.07085)
21	0.073463 (0.01080)	0.395154 (0.07462)
22	0.076045 (0.01136)	0.400948 (0.07850)
23	0.078509 (0.01193)	0.405795 (0.08253)
24	0.080848 (0.01252)	0.409583 (0.08673)

---

Cholesky Ordering: DLFOOD DLTCN  
DLIVFIM DLIPC  
Standard Errors: Analytic

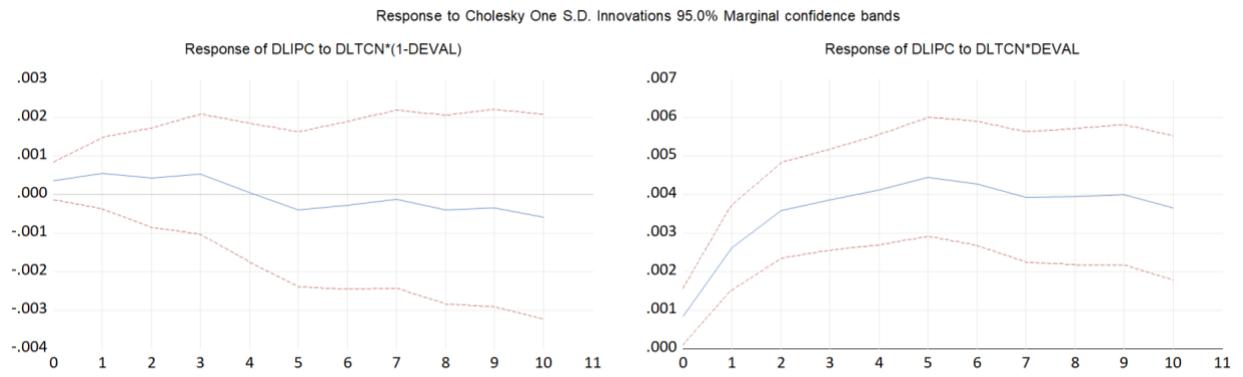
---

**Tabla IX. Función impulso respuesta VAR acumulada 24m (2005-2023)**

Period	DLIPC	DLTCN
1	0.000000 (0.00000)	0.020411 (0.00097)
2	0.000799 (0.00019)	0.029326 (0.00177)
3	0.001377 (0.00029)	0.031945 (0.00254)
4	0.001734 (0.00034)	0.031876 (0.00311)
5	0.001955 (0.00037)	0.030764 (0.00352)
6	0.002103 (0.00040)	0.029291 (0.00388)
7	0.002209 (0.00043)	0.027729 (0.00424)
8	0.002288 (0.00046)	0.026186 (0.00460)
9	0.002347 (0.00050)	0.024701 (0.00496)
10	0.002389 (0.00053)	0.023290 (0.00533)
11	0.002416 (0.00056)	0.021955 (0.00568)
12	0.002430 (0.00058)	0.020694 (0.00602)
13	0.002577 (0.00062)	0.012921 (0.00628)
14	0.002297 (0.00065)	0.007041 (0.00640)
15	0.001919 (0.00067)	0.004069 (0.00641)
16	0.001617 (0.00066)	0.003037 (0.00632)
17	0.001415 (0.00066)	0.002963 (0.00619)
18	0.001284 (0.00066)	0.003259 (0.00607)
19	0.001195 (0.00066)	0.003634 (0.00601)
20	0.001127 (0.00066)	0.003960 (0.00602)
21	0.001068 (0.00067)	0.004191 (0.00610)
22	0.001012 (0.00069)	0.004319 (0.00625)
23	0.000955 (0.00070)	0.004353 (0.00643)
24	0.000895 (0.00072)	0.004308 (0.00663)

Cholesky Ordering: DLIPC DLTCN  
 DLIVFIM DLFOOD  
 Standard Errors: Analytic

## Gráfico V. Proyecciones Locales- Depreciación y Apreciación



## 2A. Anexo Metodológico Proyecciones Locales

La técnica semi-paramétrica flexible de Proyecciones Locales permite estimar las FIR ejecutando una secuencia de regresiones predictivas de una variable de interés ante un choque estructural para diferentes horizontes de predicción. Las FIR vienen dadas por una secuencia de coeficientes de regresión del choque estructural (Barnichon y Brownlees, 2017). Jordà indica que los impulso respuesta pueden obtenerse a partir de modelos de predicción directa que se reestiman para cada período de tiempo. Estimando por MCO cada uno de los  $h$  horizontes de predicción con  $h = 0, 1 \dots H$

$$\gamma_{t+h} = \alpha^h + B_1^h \gamma_{t-1} + B_2^h \gamma_{t-2} + \dots + B_\rho^h \gamma_{t-\rho} + \mu_{t+h}^h$$

Siendo  $\alpha^h$  un vector de constantes y  $B$  matrices de coeficientes para cada rezago  $\rho$  y horizonte  $h$ . Jordà llama al conjunto de  $h$  regresiones Proyecciones locales. La matriz  $B_1^h$  puede ser interpretada como la respuesta de  $\gamma_{t+h}$  a un shock producido en  $t$ , Kilian et al. (2011). En consecuencia, siendo que una función impulso respuesta también se define como la diferencia entre dos pronósticos donde  $d$  es un vector de innovaciones en el momento  $t$ , siendo  $X_t$  la información hasta el momento  $t$ .

$$IR(t, s, d) = E(\gamma_{t+s} | v_t = d) : X_t - E(\gamma_{t+s} | v_t = 0) : X_t$$

Así, una estimación por PL de respuesta al impulso de la tasa de inflación en un horizonte  $h$  a una variación en el tipo de cambio en el tiempo  $t$ ,  $IR_h$  puede estimarse:

$$IR(t, h, d) = B_1^h d$$

Jordà (2005) menciona que la eficiencia de proyecciones locales puede mejorarse sustantivamente a partir de la incorporación al residuo de la estimación correspondiente al

horizonte  $h - 1$  como un regresor adicional en la estimación del horizonte  $h$ . Esto mismo es comprobado por Faust y Wright (2011) e implementado por Cueva (2018) y Rubene y Colavecchio (2020).

A continuación, se expone la metodología teórica de proyecciones locales vista anteriormente sobre la base de la relación con un modelo *VAR*, según paper de Jordà (2005).

Una función impulso respuesta como lo dice la frase, representa la variación de las variables económicas con el paso del tiempo debido a un impulso exógeno. Considere la matriz  $\psi h$ :

$$\psi h = \frac{dy_{t+h}}{d\epsilon'_t}$$

De la cual, el elemento de la fila  $i$ , columna  $j$  de  $\psi$  identifica las consecuencias de un incremento de la variable  $j$  en todo el período ( $\epsilon'_t$ ) en el período  $t + h$  manteniendo todo el resto de las variables constantes en el tiempo. Como vimos anteriormente, una representación de este elemento como una función se denomina función impulso respuesta FIR y por ende la diferencia entre dos pronósticos se determina de la siguiente forma:

$$IR(t, s, d) = E(y_{t+s} | v_t = d; X_t) - E(y_{t+s} | v_t = 0; X_t)$$

Indica que la FIR mide la reacción de las variables del sistema en  $\tau + h$  para  $h = 1, 2, h$  ante un shock del vector de innovaciones  $d$  en el momento  $\tau$ . Asimismo,  $\chi_\tau$  es el conjunto de información disponible hasta el momento  $\tau$  ( $\gamma_{\tau-1, \tau-2}$ ):  $E(. | .)$  representa el mejor predictor del error cuadrático medio, y  $\tau$  es un vector de dimensión  $n \times 1$  y  $v_\tau$  es el vector de innovaciones en donde  $d$  contiene el conjunto de shocks experimentales. El objetivo estadístico de calcular impulso respuestas se encuentra en tener las mejores predicciones, ello se logra iterando el modelo estimado. No obstante, Jordà (2005) plantea que los impulso respuesta pueden obtenerse de modelos de predicción directa que son reestimados para cada período del tiempo.

$$\gamma_{t+h} = \alpha^h + B_1^{h+1}\gamma_{t-1} + B_2^{h+1}\gamma_{t-2} + \dots + B_\rho^{h+1}\gamma_{t-\rho} + \mu_{\tau+h}^h$$

En donde  $\alpha$  es un vector de constantes de tamaño  $n \times 1$  y  $\beta$  son matrices de coeficientes para cada rezago  $t$  y horizonte  $h + 1$ . Jordá denomina al conjunto proyecciones como proyecciones locales, así el impulso respuesta de una proyección local es:

$$IR(\tau, s, dt) = B_1^h d_t$$

Con la normalización  $B = 1$ , en donde las estimaciones representarían los coeficientes de impulso respuesta. Para establecer la relación entre un VAR y la metodología de proyecciones locales se considera un conjunto de variables para las que se observarán sus interacciones dinámicas. Este grupo de variables se encuentran en el vector  $\gamma_t$  que como un vector auto regresión de orden  $\rho$  tiene la siguiente forma:

$$\gamma_t = c + \phi_1 \gamma_{t-1} + \phi_2 \gamma_{t-2} + \dots + \phi_\rho \gamma_{t-\rho} + \epsilon_t$$

En donde  $c$  es un vector de constantes tamaño  $n \times 1$  y  $\phi$  una matriz de coeficientes autorregresivos para  $j = 1, 2 \dots \rho$  y el vector  $\epsilon$ , de tamaño  $n \times 1$  es un ruido blanco. Con la ayuda de un operador de rezagos  $L$  puede expresarse como:

$$\phi(L)\gamma_t = c + \epsilon_t$$

Si el vector auto regresivo es estacionario en covarianzas, tomando esperanzas de ambos lados calculamos la media:

$$\mu = c + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_\rho \mu$$

Si lo escribimos como desviaciones de la media entonces:

$$(\gamma_t - \mu) = c + \phi_1(\gamma_{t-1} - \mu) + \phi_2(\gamma_{t-2} - \mu) + \dots + \phi_\rho(\gamma_{t-\rho} - \mu) + \epsilon_t$$

Para aproximarnos a la expresión de una proyección local es necesario representar al VAR ( $\rho$ ) como un VAR (1). Entonces:

$$\omega_t = \begin{bmatrix} \gamma_t - \mu \\ \gamma_{t-1} - \mu \\ \vdots \\ \vdots \\ \gamma_{t-\rho+1} - \mu \end{bmatrix}$$

$$F = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_{\rho-1} & \phi_\rho \\ I_n & 0 & & 0 & 0 \\ 0 & 0 & & 0 & 0 \\ 0 & 0 & & I_n & 0 \end{bmatrix}$$

$$v_t = \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

De esta manera la ecuación puede representarse como un VAR (1):

$$\omega_t = F \omega_{t-1} + v_t$$

En el momento  $t + h$ ,  $\omega(t + h)$ ,

$$\gamma_{t+h} = \mu + \epsilon_{t+h} + \psi_1 \epsilon_{t+h-1} + \psi_2 \epsilon_{t+h-2} + \dots + \psi_{h-1} \epsilon_{t+1} + F_{11}^{(SS)} (\gamma_t - \mu) + F_{12}^{(SS)} (\gamma_{t-1} - \mu) \dots + F_{1\rho}^{(SS)} (\gamma_{t-\rho} - \mu)$$

Si los valores propios se encuentran todos dentro del círculo unitario, entonces  $F$  tiende a 0 a medida que  $h$  tiende a infinito, de esta manera  $\gamma_t$  podría escribirse:

$$\gamma_t = \mu + \epsilon_t + \psi_1 \epsilon_{t-1} + \psi_2 \epsilon_{t-2} + \psi_3 \epsilon_{t-3} + \dots \equiv \mu + \psi(L) \epsilon_t$$

Comparando la ecuación anterior de  $\gamma(t + s)$  con:

$$\gamma(t + h) = \alpha^h + B_1^{h+1} \gamma_{t-1} + B_2^{s+1} \gamma_{t-2} + \dots + B_\rho^{s+1} \gamma_{t-\rho} + \mu_{t+h}^s$$

De esta manera es posible obtener funciones impulso respuesta para cada período  $h$ . En contraposición al modelo VAR, el modelo de proyecciones locales no implica ninguna transformación lineal de los coeficientes de pendiente estimados para obtener impulso respuestas y los multiplicadores dependen de la calidad de la aproximación local Caselli y Roitman (2016) en base a Jordà et al. (2013). Ambos métodos proporcionan estimaciones consistentes siempre que el modelo se especifique de forma correcta, pero a medida que

aumenta el número de regresores, rezagos y el horizonte de pronóstico  $h$  el *VAR* que es el método tradicional se vuelve cada vez menos robusto lo que puede producir sesgos en los estimadores y hacer que sea más complejo aproximarse al error estándar.

*Varias son las personas quien directa e indirectamente me han ayudado a finalizar la tesis. A todas ellas quiero expresar mi agradecimiento y de manera particular algunas merecen especial mención: a mi tutora, Gabriela Mordecki, quien con su conocimiento y orientaciones fue parte de este trabajo y a Bibiana Lanzilotta por su disposición y su apoyo en el desarrollo del mismo.*