

Universidad Nacional de Mar del Plata

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales

TESIS DE GRADO

Licenciatura en Economía

Análisis del Pass-through del Tipo de Cambio a la Inflación en Argentina (2003-2020):

Un Enfoque Empírico

Hernández, María Florencia

Mar del Plata, octubre 2023

Universidad Nacional de Mar del Plata

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales

TESIS DE GRADO

Licenciatura en Economía

Análisis del Pass-through del Tipo de Cambio a la Inflación en Argentina (2003-2020):

Un Enfoque Empírico

Autor: Hernández, María Florencia

Director: Mg. Errea, Damián

Co-Director: Mg. Catelén, Ana Laura.

Comité evaluador:

Mg. Gallo, Marcos

Mg. Mauro, Lucia

RESUMEN

El impacto de la variación del tipo de cambio sobre la evolución general de los precios constituye un factor fundamental en países con un régimen de alta inflación, como es el caso argentino. Comprender los efectos inflacionarios que generan las fluctuaciones del tipo de cambio resulta un factor clave para poder evaluar la respuesta de las políticas frente a las oscilaciones cambiarias. En este marco, la presente investigación tiene como objetivo general medir la relación entre la evolución del tipo de cambio y la inflación en Argentina para el período comprendido entre enero del 2003 y diciembre del 2020. Para ello, se utiliza un modelo base de vectores autorregresivos (VAR) mediante el cual se calculan las funciones de impulso-respuesta. El modelo incluye como variables endógenas al agregado monetario M1, el índice de tipo de cambio real multilateral, los salarios del sector privado, la brecha de producto y el nivel de precios. Adicionalmente, se realiza un análisis de sensibilidad con estructuras y ordenamientos alternativos entre las variables para determinar la solidez de los resultados.

Los hallazgos son consistentes con la literatura vigente para el caso argentino al encontrar un pass-through parcial y rezagado. Asimismo, los resultados son robustos a la incorporación de variables de control, así como también al orden y a la exclusión de las variables.

Palabras clave: Pass-through; Tipo de cambio; Inflación; Vectores autorregresivos; Argentina

ABSTRACT

The impact of exchange rate variation on the overall price evolution constitutes a fundamental factor in countries with a high inflation regime, such as Argentina. Understanding the inflationary effects generated by exchange rate fluctuations is a key factor in evaluating policy responses to currency fluctuations. In this context, the present research aims to measure the relationship between exchange rate evolution

and inflation in Argentina for the period between January 2003 and December 2020. To do so, a Vector Autoregressive (VAR) base model is used to calculate impulse-response functions. The model includes as endogenous variables the monetary aggregate M1, the multilateral real exchange rate index, private sector wages, the output gap, and the price level. Additionally, a sensitivity analysis is conducted with alternative structures and orderings of variables to determine the robustness of the results.

The findings are consistent with the existing literature for the Argentine case, as they find a partial and lagged pass-through. Furthermore, the results are robust to the inclusion of control variables, as well as to variations in the order and exclusion of variables.

Key Words: Exchange Rate Pass-Through; Exchange rate; Inflation; Vector autoregressions; Argentina

AGRADECIMIENTOS

El camino que me ha llevado hasta aquí no habría sido posible sin el apoyo y la compañía de muchas personas, a quienes agradezco profundamente.

A mis directores, Damián Errea y Ana Laura Catelén, por su profesionalidad, paciencia y dedicación en este largo proceso. El cierre de esta etapa no habría sido posible sin su guía.

A mi familia, por su apoyo incondicional, comprensión y motivación. A mis padres, quienes siempre me alentaron a superarme y nunca dejaron de creer en mí, a pesar de los desafíos que se presentaron en mi camino. A mis abuelos, sobre todo a mi abuela, quien toleró mis ausencias y anheló tanto como yo este momento.

A los docentes y compañeros, con quienes he tenido la oportunidad de compartir y crecer todos estos años.

Finalmente, le agradezco a todas las personas que he encontrado a lo largo de este camino y que, de una forma u otra, han colaborado en la realización de esta tesis.

TABLA DE CONTENIDOS

1. Introducción.....	4
2. Motivación	6
3. Marco teórico.....	8
3.1. Concepto	8
3.2. Ley del único Precio (LOP) y Paridad del poder Adquisitivo (PPA)	10
3.3. Canales y características del pass-through	14
3.4. Determinantes del pass-through	18
3.4.1. Determinantes microeconómicos	18
3.4.2. Determinantes macroeconómicos	20
4. Antecedentes	24
4.1. Antecedentes en Argentina	32
5. Enfoque dominante de la investigación e hipótesis	37
6. Datos	38
6.1. Caracterización de los datos.....	38
6.2. Estacionariedad de las series	43
7. Metodología	45
8. Modelo base	49
8. Resultados del modelo base.....	52
8.1. Análisis de impulso-respuesta	52
8.2. Descomposición de la varianza	54
9. Análisis de sensibilidad	55
9.1. Modelos con ordenamientos alternativos y variables exógenas.....	56
9.1.1. Modelos con 5 variables.....	56
9.1.2. Modelos con 4 variables.....	57
9.1.3. Modelos con 3 variables.....	57
9.1.4. Modelos con tipos de cambio alternativos	57
9.1.5. Resultados de los modelos con ordenamientos alternativos y variables exógenas.....	58
9.1.6. Síntesis de modelos con ordenamientos alternativos y variables exógenas.....	62
9.2. Modelos con ordenamientos alternativos, variables exógenas e inclusión de variables dummy	63
9.2.1. Modelos con 5 variables.....	64
9.2.2. Modelos con 4 variables.....	65

9.2.3. Modelos con 3 variables.....	65
9.2.4. Modelos con tipos de cambio alternativos	66
8.2.5. Resultados de los modelos con ordenamientos alternativos, variables exógenas e inclusión de variables dummy.....	68
8.2.6. Síntesis de los modelos con ordenamientos alternativos, variables exógenas e inclusión de variables dummy.....	72
9. Conclusiones.....	72
10. Referencias	75
11. Anexo.....	80

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolución de la inflación y del tipo de cambio.....	8
Figura 2: Canales de transmisión de un choque en el tipo de cambio.....	16
Figura 3: Función de impulso-respuesta del modelo base.....	52
Figura 4: <i>Pass-through</i> de los modelos con cinco variables y del modelo base.....	70
Figura 5: <i>Pass-through</i> de los modelos con cuatro variables y del modelo base.....	70
Figura 6: <i>Pass-through</i> de los modelos con tres variables y del modelo base.....	70
Figura 7: Comportamiento de las variables del modelo base.....	84
Figura 8: Función de impulso-respuesta completo del modelo base.....	80
Figura 9: Función de impulso-respuesta de los diferentes modelos.....	84

LISTA DE TABLAS

Tabla 1: Trabajos empíricos que incluyen a la Argentina.....	32
Tabla 2: Descripción de variables.....	39
Tabla 3: Estadísticos descriptivos.....	43
Tabla 4: Resultado de las pruebas de estacionariedad.....	44
Tabla 5: Test Causalidad de Granger.....	50
Tabla 6: Coeficiente de <i>pass-through</i> del tipo de cambio a precios.....	54
Tabla 7: Descomposición de la varianza del D(LIPC).....	55
Tabla 8: Conjunto de modelos alternativos.....	58

Tabla 9: <i>Pass-through</i> del tipo de cambio a los precios al consumidor: Análisis de impulso respuesta.....	60
Tabla 10: Conjunto de modelos alternativos 2.....	66
Tabla 11: Variables Dummy incluidas en cada modelo.....	67
Tabla 12: <i>Pass-through</i> del tipo de cambio a los precios al consumidor: Análisis de impulso respuesta.....	69
Tabla 13: Criterios de información del modelo base.....	80
Tabla 14: Test de Autocorrelación residual del modelo base.....	81
Tabla 15: Condición de estabilidad del modelo base.....	82
Tabla 16: Condición de normalidad del modelo base.....	82
Tabla 17: Descomposición de la varianza del modelo base.....	83
Tabla 18: Coeficiente de ERPT del modelo base.....	83

1. Introducción

En las últimas décadas, la política monetaria argentina ha generado numerosos debates entre los economistas debido a los efectos negativos sobre el crecimiento de la alta inflación y la volatilidad cambiaria. En particular, las crisis cambiarias sistemáticas han afianzado el interés por conocer la medida en que los precios varían en respuesta a los movimientos del tipo de cambio, lo que se denomina comúnmente como coeficiente de *pass-through*. Tal como sugieren Capristán y Francia (2012), un traspaso alto puede provocar un espiral depreciación-inflación en donde las políticas monetaria y cambiaria deben coordinarse a fin de disminuir el impacto de las variaciones de las paridades sobre la inflación. Por el contrario, si el coeficiente es bajo, la autoridad monetaria tiene un mayor grado de libertad para ejercer una política independiente de las fluctuaciones en el tipo de cambio. De este modo, comprender los efectos inflacionarios que generan las fluctuaciones del tipo de cambio constituye un factor clave para el Banco Central, tanto para determinar los pronósticos de inflación como para considerar los mecanismos de transmisión monetaria.

El análisis del *pass-through* en Argentina toma relevancia en un contexto en donde las restricciones cambiarias están vigentes, y se reabre el debate sobre su flexibilización previo a las elecciones presidenciales del 2023. A modo de ejemplo, en diciembre del 2015 cuando se produjo un cambio de gobierno, una de las primeras medidas estuvo enfocada en levantar las restricciones cambiarias, popularmente conocidas como “cepo”. Esto generó una suba del tipo de cambio del 18.7% en diciembre (33.7% anual), mientras que la inflación alcanzó el 5% para el mismo período (28.4% anual). A fines del 2016 el dólar subió un 64.4%, mientras que los precios lo hicieron en un 46.3%. Entonces, ¿cuánto riesgo inflacionario supone una depreciación de la moneda local?

Siguiendo a Castiglione (2017), no se debe subestimar el hecho de que abordar el caso argentino plantea numerosos desafíos para el investigador debido a la volatilidad económica propia del país, la inestabilidad en la formulación de políticas económicas y, la intervención política en el sistema oficial de estadísticas durante el

período 2007-2015. Por estas razones, como se verá más adelante en la evidencia empírica recolectada, pese a la extensa y variada literatura existente sobre el tema, hay cierta carencia estudios que aborden exclusivamente el caso argentino en los últimos años. En base a estas consideraciones, se hace evidente la necesidad de llevar a cabo un estudio concentrado en Argentina, que contribuya a medir el análisis de dicha relación.

En este marco, la presente investigación tiene como objetivo general caracterizar la relación entre la evolución del tipo de cambio y la inflación en Argentina para el período comprendido entre enero del 2003 y diciembre del 2020. Para ello, se busca determinar la magnitud y velocidad del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios al consumidor, así como también describir el impacto que tiene sobre su comportamiento una serie de variables identificadas como relevantes.

La investigación empírica contemporánea relativa al *pass-through* se vale del uso de modelos de vectores autorregresivos (VAR). Éstos son los más utilizados, dado que permiten capturar interacciones simultáneas entre las variables. En vista de lo expuesto, el trabajo a continuación se basa en el uso de dicha metodología para alcanzar sus objetivos. Los choques cambiarios se identifican ordenando adecuadamente la variable de interés y aplicando un esquema de identificación recursivo. Dado que las estimaciones dependen en gran medida de las especificaciones del modelo subyacente, se analiza la solidez del coeficiente estimado sometiendo al modelo a un análisis de sensibilidad con estructuras y ordenamientos alternativos entre las variables.

La transferencia se encuentra estrechamente vinculada a la capacidad de los importadores y productores para trasladar sus costos adicionales a los consumidores, lo cual a su vez está determinado por una serie de factores. Siguiendo la práctica habitual en este tipo de estudios, el análisis vincula un traspaso parcial a causa del entorno inflacionario, la brecha de producto, los salarios, la dinámica del tipo de cambio nominal multilateral, y un componente monetario (agregado monetario M1). Los resultados indican la existencia de un grado parcial y rezagado

de transmisión de los tipos de cambio a los precios que se describe en el cuerpo principal del trabajo.

Luego de la introducción, la tesis se estructura de la siguiente manera: En la sección 2, se presenta la motivación detrás del estudio. A continuación, en la sección 3, el Marco teórico, se describen las características y los canales de transmisión, así como también, los determinantes del *pass-through*. La Sección 4 ofrece una revisión exhaustiva de la literatura existente relativa a este mientras que, la Sección 5 se centra en explicar el enfoque de investigación utilizado. La Sección 6, describe detalladamente los datos. La metodología abordada se presenta en la sección 7, mientras que, la presentación del modelo base y los primeros resultados se precisan en la Sección 8. En la Sección 9, se realiza un análisis de sensibilidad cotejando los resultados principales y, finalmente en la Sección 10 se muestran las conclusiones.

2. Motivación

En Argentina, durante el período analizado se han sucedido cuatro escenarios devaluatorios¹ con distintas características (ver Figura 1). El primer episodio (2014) se dio en un período en el que estaba vigente un “cepo cambiario” y, por lo tanto, existían múltiples tipos de cambios. La devaluación del tipo de cambio nominal oficial (TCN) oficial redujo la “brecha cambiaria” y contribuyó a frenar transitoriamente la caída de las reservas internacionales. Respecto al *pass-through*, entre noviembre de 2013 y enero de 2014 el tipo de cambio oficial subió 30%, mientras que la inflación mensual pasó de 2.5% a 4.3%, alcanzando 5,5% en febrero. Luego de la devaluación se decidió prácticamente congelar el TCN por 22 meses y la tasa de inflación mensual se redujo nuevamente a niveles promedio de 2.2%. Analizando los primeros 6 meses luego de la devaluación se observa una variación acumulada de 2.2% en el tipo de cambio y de 19.6% en el IPC, al analizar 12 meses las variaciones fueron de 8% y 34% respectivamente.

En diciembre del 2015 cuando asumió el nuevo gobierno, se decidió la unificación cambiaria, lo que implicó un salto de 34.6% en el tipo de cambio oficial y la

¹ Considerando un escenario devaluatorio a todo incremento en el tipo de cambio superior al 10%.

desaparición de la brecha cambiaria. La tasa de inflación mensual se aceleró del 1.5% en noviembre al 5.5% en diciembre. De esta forma, en los primeros seis meses posteriores a la aplicación de dicha medida, la inflación se disparó un 28%, mientras que el tipo de cambio acumuló una suba del 41.7%. En 2016 el nivel de precios aumentó 39.4% y el tipo de cambio acumuló un aumento del 21.9%.

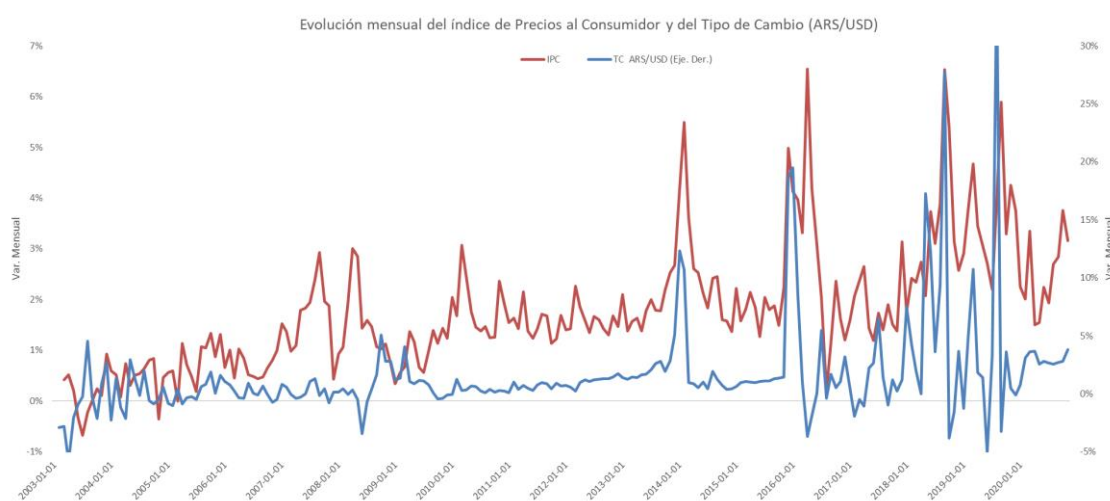
En diciembre del 2017, en el contexto de un mercado de cambios unificado y apertura de la cuenta de capitales, se anunció un relajamiento de las metas de inflación y reducción de tasas de interés de política monetaria que generaron desconfianza sobre el nivel de independencia del BCRA. Esto se dio en el contexto de una economía que había incrementado aceleradamente sus niveles de deuda externa y continuaba con un elevado déficit fiscal. En los primeros meses de 2018, en el marco de una crisis financiera en Turquía, el riesgo país de Argentina se incrementó rápidamente y se produjo lo que se conoce como “*sudden stop*”. La reversión del flujo de capitales derivó en un aumento abrupto del tipo de cambio, pese a las intervenciones del BCRA a través de la venta de dólares de las reservas. El tipo de cambio subió un 65.3% entre mayo y septiembre. Si bien en octubre el tipo de cambio bajó un 13%, el año cerró con una suba del 102.1%, mientras que la inflación se aceleró al 47.6% (24.8% en 2017).

El último proceso devaluatorio se da en agosto del 2019 tras conocerse los resultados de las elecciones primarias en donde la oposición salió vencedora por 16pp. En ese entonces, el dólar se disparó pasando de ARS/USD 45.2 a ARS/USD 53 (17%) en una sola jornada, cerrando el mes de agosto con una suba del 35.6% frente a una inflación del 4% (+1.8pp respecto a julio) en el mismo período y 5.9% en septiembre. De este modo, en los seis meses posteriores a dicho evento, el dólar acumuló una suba de 34.8% y los precios 23.4%, mientras que, al cabo de un año el incremento alcanzó el 61.2% y 40.7% respectivamente. El 2019 cerró con un alza del 58.9% en el tipo de cambio y una inflación del 53.8%.

La elevada volatilidad cambiaria en este período, y los sucesivos episodios de devaluación y aceleración inflacionaria que ocurrieron vuelven sumamente relevante intentar estimar el coeficiente de *pass-through* entre el tipo de cambio y el índice de

precios al consumidor. Además, tal como argumenta Tellechea (2023), un alto coeficiente alimenta la dinámica de *stop-and-go*, ya que una inflación más elevada, junto con una mayor volatilidad, llevan a que las empresas se vuelvan cada vez más sensibles a la hora de trasladar los aumentos del tipo de cambio a los precios, lo que genera ese efecto de retroalimentación. Es decir, este proceso puede exacerbar la volatilidad en el mercado cambiario y la inflación, lo que subraya la importancia de cuantificar la relación del traspaso del tipo de cambio hacia la inflación.

Figura 1: Evolución de la inflación y del tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC, BCRA e Inst. de Estadísticas y Censos de San Luis

3. Marco teórico

3.1. Concepto

La literatura concerniente al tema de *pass-through* del tipo de cambio a precios (*Exchange Rate Pass-Through, ERPT*) es extensa y variada (Miller, 2003). La literatura tradicional, basada en el artículo de Goldberg y Knetter (1996), lo define como el cambio porcentual en los precios de importación expresados en moneda local que resulta de un cambio del uno por ciento en el tipo de cambio entre los países exportadores e importadores. Sin embargo, los cambios en los precios de importación también se transmiten en cierta medida a los precios al productor y al consumidor (Hüfne y Schröder, 2002). En consecuencia, el concepto fue rotando hacia una perspectiva más amplia, incorporando el impacto hacia todos los precios internos de la economía. Por ejemplo, Stulz (2007) hace referencia al *pass-through*

como la medida en que los cambios en el tipo de cambio se reflejan en los precios de los bienes y servicios.

Si bien la transmisión del tipo de cambio a los precios ha sido de interés desde hace mucho tiempo, el enfoque de este interés ha evolucionado considerablemente (Campa y Goldberg, 2005; Stulz, 2007). Para Goldberg y Knetter (1996) la evolución de la literatura tiene que ver en parte con los cambios institucionales y los desarrollos teóricos de cada época. En 1971 se produce la ruptura del sistema de Bretton Woods y, como consecuencia, las principales potencias económicas abandonan el patrón oro para adoptar un sistema de tipo de cambio flotante, devaluando su moneda respecto al dólar estadounidense. En este contexto, a raíz de la depreciación de la mayoría de las divisas del mundo ante el dólar estadounidense, se generó un interés particular en entender los canales de transmisión de un choque en el tipo de cambio hacia los precios (Hernández et al., 2020).

De este modo, la investigación pasó de un análisis macroeconómico, cuyo objetivo era evaluar los fundamentos del monetarismo global², hacia el estudio de los ajustes externos. Así, luego de un largo período de debate sobre la ley del precio único y la convergencia entre países, a partir de las contribuciones seminales de Krugman (1987) y Dornbusch (1987), la literatura comenzó a enfatizar cuestiones de organización industrial relacionadas con la segmentación de mercados y la discriminación de precios entre regiones geográficamente distantes (Stulz, 2007). En la década de los noventa, muchas economías experimentaron grandes depreciaciones en sus monedas, sin embargo, el traslado de las variaciones del tipo de cambio a los precios fue menor al de décadas pasadas. Tal como señalan Hernández et al. (2020), en este contexto de volatilidad y persistentes desequilibrios comerciales a nivel mundial, se despertó el interés en el rol de la política monetaria

² Después del fracaso de los intentos de restaurar una versión del acuerdo de Bretton Woods, las principales monedas del mundo comenzaron a flotar en marzo de 1973. En este momento, el enfoque dominante para la determinación de los tipos de cambio se llamaba el "enfoque monetario". Este enfoque suponía que el tipo de cambio de paridad del poder adquisitivo se mantenía continuamente (Frenkel, 1976; Taylor, 1995; Frenkel y Rose, 1995). Los defensores de este enfoque argumentaron que, dado que el tipo de cambio es el precio relativo de dos monedas, ese precio relativo debe determinarse por el equilibrio relativo de la oferta y la demanda en los respectivos mercados monetarios en un equilibrio de mercado de activos. (Taylor, A. M, y Taylor, M. P. 2004)

sobre el nivel del *pass-through*. El hecho se atribuye a un cambio estructural del entorno inflacionario ya que, aunado a ello, hubo una adopción generalizada de un régimen de política monetaria centrada en objetivos de inflación.

Actualmente, las discusiones más recientes adoptan un enfoque de equilibrio general y analizan la influencia del fenómeno en la determinación de la política monetaria y los regímenes de tipo de cambio óptimos en pos de contribuir a la estabilización macroeconómica, teniendo en cuenta fenómenos globales como la transmisión internacional de *shocks* y la volatilidad de los flujos de capital y comercio (César, 2018).

3.2. Ley del único Precio (LOP) y Paridad del poder Adquisitivo (PPA)

Los primeros estudios sobre el *pass-through* se enmarcan sobre la Ley del Único Precio (*Law of one Price*, LOP) y la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). Siguiendo a Krugman y Obstfeld (1994) la LOP afirma que, en los mercados competitivos en donde no se tienen en cuenta los costos de transporte ni existen barreras oficiales al comercio, como los aranceles, los productos idénticos vendidos en diferentes países deben tener el mismo precio, cuando éste venga expresado en términos de la misma moneda. La ley se cumpliría por el proceso de arbitraje dado que, ningún país participe en el comercio internacional podría obtener ganancias extraordinarias siempre que los bienes transados sean homogéneos. Por su parte, la PPA constituye una generalización de la LOP. En su versión absoluta, la PPA afirma que los precios relativos de una cesta de bienes homogénea en distintas monedas y países tienden a igualarse cuando se expresan en la misma moneda. Esta afirmación resulta restrictiva a efectos prácticos dado que exige la construcción de índices para una canasta de bienes y ponderaciones idénticas entre países para un período de tiempo prolongado. En cambio, la versión relativa relaja los supuestos al considerar variaciones porcentuales, en lugar de valores en niveles. De acuerdo con lo anterior, se entiende que las variaciones de los precios relativos tendrían efectos momentáneos en las tasas de cambio y viceversa, hasta alcanzar el ajuste propuesto por dicha teoría.

Tal como explican Jiménez y Rendón (2009), cuando se hace referencia a una economía pequeña y abierta en donde los agentes se comportan como tomadores de precios se espera que el *pass-through* sea completo. En mercados perfectamente integrados esto implica el cumplimiento de la Ley del Único Precio. Adicionalmente, supone que una depreciación (apreciación) implica un aumento (disminución) de los precios domésticos en la misma magnitud para restablecer en el largo plazo la relación de precios relativos.

Una forma de ilustrar la LOP de acuerdo con Goldberg y Knetter (1996) es la siguiente: sean p y p^* los precios de la moneda local en el país H y F respectivamente, y E el tipo de cambio de la moneda H por unidad de F, el cumplimiento de la ley para cualquier bien i implica:

$$p_{ij} = E p_{ij}^* \quad (1)$$

Como señala Dornbusch (1987), Ley del Único Precio hace referencia a un solo bien, pero si ésta se aplicara a una cesta de bienes, se obtiene la generalización conocida como la hipótesis de la Paridad del Poder de compra (PPP). Por lo tanto, siguiendo con la lógica de Goldberg y Knetter (1996), si la Ley del Único Precio se aplicara a todos los bienes entre dos países, entonces la PPP absoluta se mantendría entre ellos. Ahora, si en lugar de considerar el precio de un bien aislado, se considera el nivel de precios agregado doméstico (P) y el extranjero (P^*) la expresión queda definida de la siguiente manera:

$$P_i = E P_i^* \quad (2)$$

Sin embargo, es probable que la existencia de costos de transporte, barreras comerciales y bienes no transables hagan que la Ley del Precio único y la Paridad del Poder Adquisitivo no se ejecuten en la práctica. Según los autores, si los factores que generan las diferencias de precio entre el mercado interno y externo permanecen constantes en el tiempo, las teorías podrían expresarse de la siguiente forma:

$$p_i = \alpha E p_i^* \quad (1')$$

$$P_i = \alpha E P_i^* \quad (2')$$

Siendo α una constante que incluye los factores que inciden en los diferentes precios.

Si α permanece constante a lo largo del tiempo, entonces los precios de moneda común para un producto en particular (o canasta de mercado) cambian de la misma manera con el tiempo en los dos países, y la LOP relativa se mantiene.

Para determinar qué implica el cumplimiento de la LOP, Goldberg y Knetter (1996) consideran el siguiente modelo de regresión lineal para el precio bien i en el período t :

$$P_i = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde P es el precio de un bien particular, X es una medida del costo, E es la tasa de cambio nominal entre dos países, Z incluye el resto de las variables explicativas del modelo y ε es el término de error. En las investigaciones que analizan la relación del tipo de cambio y los precios, la selección de P , X , y Z varía de acuerdo con el tipo de estudio. En el contraste de la Ley del Único Precio X es la variable p^* . Si los precios son medidos en diferentes monedas la verificación de la LOP absoluta implica que $\alpha=0$, $\delta=1$ y $\gamma=1$, y E es la tasa de cambio entre dos países. Cuando no se cumple la ley, se dice que el traslado es incompleto.

En cuanto a la validez de la PPA, si bien la investigación empírica es extensa y variada, los resultados son mixtos y no se ha formado un consenso sólido al respecto. La versión fuerte de la PPA enfrenta mayores desafíos para ser testada empíricamente. Como señala Rogoff (1996) el principal problema se atribuye a la dificultad para medir los índices, dado que no existe una canasta de bienes estandarizada internacionalmente. En general, los índices de precios están constituidos por bienes y servicios propios de cada país, y las ponderaciones al interior de cada uno responden a los gustos de los consumidores nacionales. Además, también señala un segundo factor limitante, el cual implica asumir a la PPA constante a lo largo del período base. Dadas estas dificultades, muchas

investigaciones han testeado empíricamente la PPA centrándose en la versión relativa (Errea, 2012).

Los resultados son ambiguos dependiendo del período de tiempo estudiado, de la construcción de las variables, el método econométrico utilizado, el país objeto de estudio, y otros factores que determinan el rechazo o el apoyo a la teoría (Errea, 2012). De todas formas, existe cierto consenso en dos aspectos básicos (Rogoff, 1996; Taylor y Taylor 2004; Wei, y Parsley, 1995). Por un lado, el tipo de cambio presenta una tendencia hacia la PPA en el largo plazo. Pese a ello, las desviaciones disminuyen muy lentamente, con una reversión a la media que oscila entre los tres y cinco años. En una revisión profunda de la literatura, Rogoff (1996) explica los desvíos en función de impactos reales y estructurales, entre los que destaca la hipótesis Balassa-Samuelson³, el déficit de cuenta corriente y los gastos gubernamentales. De todas formas, como señalan Taylor y Taylor, (2004) la mayoría de esas estimaciones se basaron en métodos de mínimos cuadrados ordinarios, que pueden obtener resultados sesgados, dado que dicho método tiende a alejar el coeficiente de autocorrelación estimado de uno para evitar la no estacionariedad. Algunos autores, tales como Lothian y Taylor (1990) y Murray y Papell (2004) intentan corregir el sesgo al emplear diferentes métodos resultando una vida media aún más prolongada que oscila entre cinco y siete años.

Por otro lado, al considerar el corto plazo, se concluye que las desviaciones de la PPA son grandes y volátiles, incluso cuando el análisis se limita a bienes transables relativamente homogéneos. En general, las razones detrás de ello se asocian con los supuestos que subyacen a la PPA. La literatura ha señalado la existencia de costos de transporte, aranceles y barreras no arancelarias, la presencia de bienes no transables, estructuras de mercado que no responden a las características de la

³ De acuerdo con el efecto Balassa-Samuelson, las diferencias internacionales de productividad en la producción de bienes comerciables en relación con la producción de bienes no comerciables tienen implicaciones en los niveles de precios relativos internacionales y, por lo tanto, en el tipo de cambio real. Así, frente a un incremento en la productividad relativa de los bienes comerciables con respecto a los bienes no comerciables, el país experimenta un incremento en su nivel de precios y por lo tanto una apreciación real de su moneda. Estas diferencias en las diferentes tasas de crecimiento de las productividades entre países hacen que el tipo de cambio real de equilibrio no sea constante (Ontaneda, 2020).

competencia perfecta⁴, y las diferencias en la construcción de los índices agregados de precios. Además, se agregan factores financieros tales como cambios en las preferencias de cartera y choques monetarios (Rogoff, 1996).

En resumen, es evidente que el comportamiento del nivel de precios y el tipo de cambio se alejan de la teoría de la PPA en el corto plazo, pero no así en el largo plazo. Para un período más prolongado, no se manifiesta una postura unánime adoptada por la literatura.

3.3. Canales y características del *pass-through*

Los efectos de las variaciones de la tasa de cambio sobre los precios al consumidor pueden ser entendidos a partir de la cadena de formación de los precios en la economía, la cual se da básicamente en tres niveles: los precios del importador, los precios del productor y los precios al consumidor (Parra Álvarez, 2008). En cada uno de los niveles, los precios están afectados por choques particulares de oferta y demanda doméstica, así como por choques externos. El efecto de estos choques puede ser trasladado de un nivel a otro, o puede ser asumido por el nivel afectado a través de un cambio en sus márgenes de ganancia (Miller, 2003).

Miller (2003) explica dos canales a través de los cuales el choque en el tipo de cambio se traslada a los precios: un canal directo y otro indirecto. El canal directo o de primer nivel funciona como mecanismo de ajuste mediante los precios de importación a través de dos vías. Por un lado, la variación en el tipo de cambio se trasladará automáticamente a los precios de los bienes importados, de acuerdo con su participación en el índice de precios al consumidor. Por otro lado, la variación en los precios de los bienes importados, ya sean insumos o bienes de capital, inciden en la estructura de costos de los productores. En última instancia, en ambos casos, el impacto se trasladará total o parcialmente al consumidor final. Si bien el autor no lo menciona, es importante destacar que el mecanismo de ajuste se produce en

⁴ De hecho, siguiendo a César, A.M (2018) la causa más consensuada se vincula con la discriminación de precios de tercer grado, pues la mayor parte de las variaciones en el tipo de cambio parecen ser compensadas por ajustes en los márgenes de ganancia de las firmas, que varían según el país destino de sus productos.

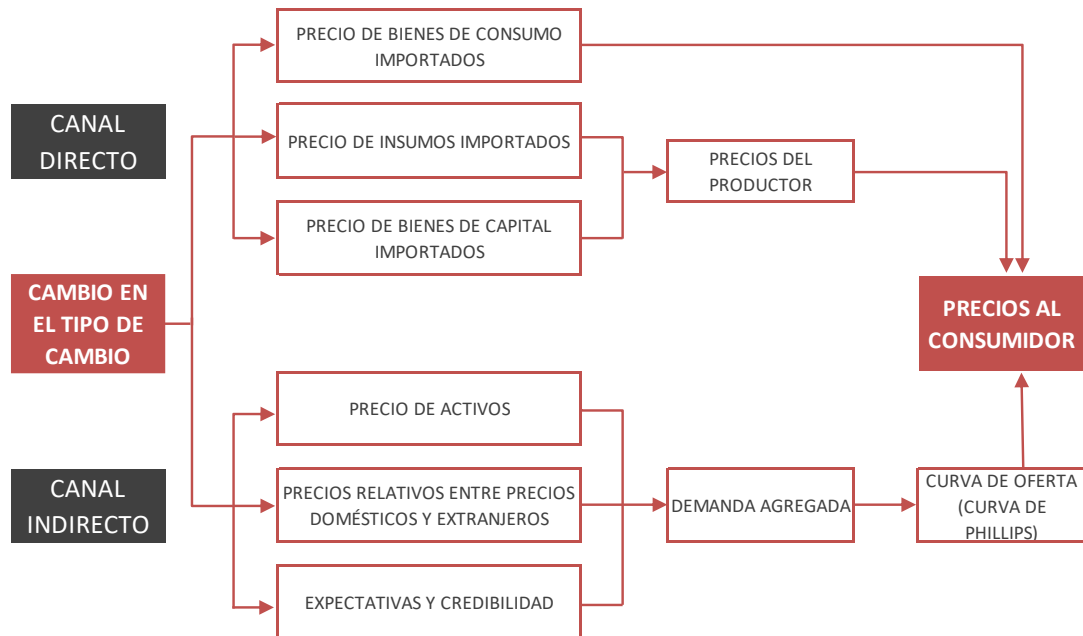
sentido amplio mediante los precios de los bienes transables, dado que en Argentina el efecto recae en mayor medida sobre los exportadores.

El efecto indirecto o de segundo nivel sucede a través de tres mecanismos diferentes que actúan sobre la demanda agregada y que son trasladados al consumidor final por medio de la curva de oferta (Curva de Phillips). En primer lugar, un choque en el tipo de cambio afecta los precios relativos de los bienes nacionales en relación con los extranjeros. De esta forma, una depreciación, encarecerá los productos importados en detrimento de los bienes nacionales, estimulando la demanda interna y empujando al alza los precios al consumidor. Sin embargo, Muñoz (1999) concluye que el efecto final depende de la elasticidad de la demanda y de la forma funcional de dicha curva. En segundo lugar, la variación en el tipo de cambio impacta sobre los precios de los activos, repercutiendo en los balances de los distintos agentes económicos. En otras palabras, si una parte mayoritaria de la deuda de las empresas y de las familias está declarada en dólares, una depreciación del tipo de cambio aumentará la deuda, reduciendo la riqueza y la capacidad de gasto y consecuentemente generará efectos contractivos de la demanda agregada. El tercer mecanismo se observa vía expectativas y credibilidad de los agentes frente a una modificación del tipo de cambio. Es decir, si confían en que la autoridad monetaria mantendrá la estabilidad en los precios, las presiones inflacionarias serán menores. No obstante, si persiste un ambiente de incertidumbre, el agente económico tenderá a modificar sus expectativas, modificando sus planes de inversión y ajustando sus precios al alza, contrayendo la demanda agregada, generando presiones inflacionarias (Stulz, 2007).

De esta forma, como señala Miller, (2003) el efecto de un aumento del tipo de cambio sobre los precios al consumidor a través del canal directo puede atenuarse o, incluso diluirse debido al efecto contractivo que se ejerce mediante el canal indirecto. Siguiendo al autor, es importante mencionar que, en los diferentes niveles de la distribución de precios del canal directo, se pueden considerar aspectos microeconómicos, relacionados al poder, concentración y segmentación de

mercados, costos de menú, entre otros, que pueden afectar las decisiones del traspaso del choque de tipo de cambio de un nivel a otro.

Figura 2. Canales de transmisión de un choque en el tipo de cambio.



FUENTE: Elaboración propia en base a Miller (2003).

En cuanto a las características principales del *pass-through*, es importante la consideración de tres aspectos primordiales: la magnitud, la velocidad y la simetría (Miller, 2003).

La magnitud mide la proporción del traslado del tipo de cambio a los precios. Cuando el coeficiente es igual a uno se dice que el traspaso es completo, por el contrario, cuando el valor del coeficiente es menor a la unidad el *pass-through* es incompleto. Además, esta propiedad no es uniforme en el tiempo, con lo cual se analiza en diferentes intervalos de duración.

La velocidad indica el período de tiempo que tarda un choque en el tipo de cambio en trasladarse completamente hacia los precios. La variación puede efectivizarse de manera inmediata o gradualmente hasta alcanzar el nivel de largo plazo.

Finalmente, la simetría evalúa la reacción de los precios ante a una alteración en distinta dirección en el tipo de cambio. Cuando la respuesta de los precios es proporcional, tanto frente a una depreciación como a una apreciación, se dice que el *pass-through* es simétrico. Será asimétrico cuando el traslado varíe dependiendo del tipo de choque que suceda (nominal o real; de demanda o de oferta) y del ciclo económico dominante en la economía. Aron et al. (2014) distinguen entre asimetría direccional de tamaño, en la cual incide la dimensión del choque cambiario. A su vez, indican posibles causas de su aparición. Las primeras pueden surgir a partir de consideraciones estratégicas⁵ y de rigideces de precios a la baja. Las segundas podrían ser el resultado de costos de menú vinculados con los cambios en los precios. Esto sucede debido a que las empresas absorben pequeñas variaciones del tipo de cambio en sus márgenes y trasladan sólo aquellos precios que exceden un umbral de tamaño.

En cuanto a las características del *pass-through*, cabe destacar que en un artículo en el que se analiza la efectividad de las depreciaciones para aumentar las exportaciones o mejorar la balanza comercial en general, Borensztein y Queijo Von Heideken (2016) plantean la existencia de algunos desafíos para medir y definir el coeficiente de *pass-through*. Entre los más relevantes se menciona el período de tiempo, la medida de inflación relevante, y la medida de tipo de cambio. Las elecciones reflejan no sólo estrategias empíricas, sino también los fundamentos que motivan el estudio: un enfoque microeconómico, si se busca medir la competitividad en los mercados internos, o un argumento macroeconómico para analizar la efectividad de los ajustes del tipo de cambio y la estabilidad monetaria. En lo referido a la medida de inflación, las alternativas se distribuyen entre índices de precios comerciales (importaciones o exportaciones) o el índice agregado de precios al consumidor. Si la razón principal para investigar el traspaso es el impacto de los tipos de cambio en las decisiones de las empresas sobre la participación de mercado y recargos, la variable de interés sería precios de importación o exportación, pero

⁵ Las empresas exportadoras que aumentan su participación en el mercado pueden reducir los márgenes de ganancia cuando la moneda de destino se deprecia, para estabilizar el precio local (Canal 1), pero dejar los márgenes intactos cuando la apreciación reduce los precios para los importadores. En el extremo, podría haber ERPT completo después de la apreciación y cero ERPT después de la depreciación.

cuando la atención se centra en la viabilidad y efectividad del sistema monetario, la variable de interés debe ser un índice de precios agregado como el IPC (Borensztein y Queijo Von Heideken, 2016).

3.4. Determinantes del *pass-through*

A partir de la Ley del Precio Único se han generado básicamente dos líneas complementarias de estudio de los efectos de transmisión de la tasa de cambio: 1) Una línea de estudios microeconómicos que, concentrada en la estructura de mercado y la teoría de la organización industrial, resalta las imperfecciones en el mecanismo de transmisión de precios; 2) Una línea macroeconómica, que se concentra en el estudio de los efectos inflacionarios de la transmisión de precios (Rincón, 2000).

3.4.1. Determinantes microeconómicos

Dentro de las investigaciones basadas principalmente en argumentos microeconómicos, existen una serie de factores que delimitan el *pass-through* del tipo de cambio a los precios.

En primer lugar, se señala la política de *pricing to market* o discriminación de precios entre mercados. Krugman (1986) introdujo el concepto haciendo alusión al poder de las empresas para absorber las modificaciones de los choques externos a su estructura de costos con el fin de no sufrir reducciones en su cuota de mercado. En este contexto, cuanto mayor sea la posibilidad de discriminación de precios, menor será el *pass-through*. Un segundo determinante, discutido en la literatura neo-keynesiana lo constituyen los costos de menú, es decir aquellos que deben confrontar las empresas para actualizar sus precios. Cuando existen estos costos de menú, las firmas pueden elegir absorber las variaciones transitorias del tipo de cambio modificando sus márgenes de ganancia sin reformar los precios. Pero, una vez que el cambio se percibe como permanente se transferirá al consumidor final. Esto permite que los precios de los bienes importados en moneda local no se ajusten inmediatamente si las ganancias percibidas por cambiar el precio del bien superan a los costos en los que se deba incurrir para hacerlo. Dicho, en otros términos, un

aumento inesperado en el costo marginal, siempre que no sea demasiado grande, no se traducirá en precios más altos para no perder reputación (Krugman, 1986). De esta forma, cuanto mayor sea el costo de menú, menor será el coeficiente de *pass-through*.

Otro factor notable, viene dado por el grado de sustitución entre productos importados y domésticos. En este caso, cuando se produce una depreciación de la tasa de cambio se encarecen los precios de los bienes importados respecto a los nacionales. En la medida en que el grado de sustitución entre los productos sea elevado, la demanda de los bienes importados se reducirá y la de bienes elaborados localmente aumentará. Ante esto, las firmas importadoras preferirán sacrificar sus márgenes de ganancia asumiendo parte del choque para no perder competitividad y *market share*. Aron et al. (2014) afirman que cuanto menor es el grado de sustitución de un bien, y mayor la diferenciación del producto, mayor será la segmentación del mercado, haciendo que el arbitraje sea limitado, incluso cuando se trate de un mismo bien, aumentando el poder de mercado de las empresas para fijar los precios. En consecuencia, bajo este enfoque, el *pass-through* será menor cuanto mayor sea la sustituibilidad entre ambos bienes.

Muñoz (1999) advierte como factor determinante a la influencia de empresas multinacionales y sus estrategias en el comercio internacional. Con base en lo expuesto por Menon (1995), el autor explica cómo el desarrollo de políticas intra-empresas previene, o al menos escalona, la trasmisión de las variaciones en el tipo de cambio a los precios de venta en el mercado. Una de las prácticas más corrientes utilizada por las multinacionales para resguardarse de la volatilidad cambiaria es el uso de un tipo de cambio interno o intra-corporativo, ajeno al valor vigente del mercado. Otros métodos mencionados se refieren a la manipulación de la secuencia de pagos por parte de las subsidiarias, a través del uso de créditos internos, y la selección de la moneda de facturación. Estas herramientas permiten maximizar los beneficios de la multinacional a nivel global, minimizando los obstáculos que generan las variaciones en el tipo de cambio. Así, cuanto mayor sea la participación de empresas multinacionales, menor será el *pass-through*.

Otra causa mencionada se asocia a la histéresis⁶ o grado de asimetría en las decisiones de entrada o salida de las firmas en una industria. Baldwin (1988) afirma que grandes *shocks* del tipo de cambio pueden tener efectos reales persistentes, no así cuando las variaciones son pequeñas. Esto es, si existen costos de entrada irre recuperables, los grandes choques cambiarios pueden alterar la estructura del mercado interno y por lo tanto tener efectos reales permanentes, es decir, pueden provocar histéresis en los precios y cantidades de importación. De acuerdo con el autor, la explicación detrás de ello es la siguiente: suponiendo un caso hipotético de una empresa que quiere insertarse en el exterior, la firma tendrá que incurrir en costos no recuperables (tales como el desarrollo de redes comerciales) y costos de mantenimiento si desea permanecer en el mercado. Bajo estos supuestos una alteración temporal del tipo de cambio real de una magnitud tal que implique una ganancia de competitividad a las empresas extranjeras, las empujará a entrar en dicho mercado alterando su estructura. Sin embargo, cuando el tipo de cambio restablece su nivel inicial, no todas las empresas van a salir de él debido a los costos de entrada hundidos, con lo cual el cambio en la estructura de mercado será permanente. En estas circunstancias, Baldwin (1988), considera que habrá un conjunto de condiciones de mercado y de niveles de competitividad suficientes para que las empresas que estén funcionando en el exterior continúen, pero insuficientes para promover la entrada de nuevas empresas. A su vez, para las firmas que se encuentran operando, en caso de salir del mercado, las posibles pérdidas de capital funcionan como un desincentivo para ello. Rincón (2000) sostiene que, bajo estos supuestos, se deduce la existencia de un rango de valores de *pass-through* para los cuales los precios internos del producto no cambian, ya que el número de firmas de dicho sector no está variando.

3.4.2. Determinantes macroeconómicos

Desde una perspectiva macroeconómica e institucional, una de las teorías más controversiales que ha sentado las bases de investigaciones posteriores ha sido la de

⁶ La histéresis es la persistencia de un efecto ocasionado por un agente externo cuando éste desaparece, es decir, es la imposibilidad de volver a la situación anterior sin intervenir una vez que desaparece la causa que originó el cambio. (Muñoz, J. 1999).

Taylor (2000), la cual vincula las variaciones en el tipo de cambio con el entorno inflacionario. El autor demuestra cómo un entorno de inflación más baja y estable reduce el poder de fijación de precios de las firmas, disminuyendo el grado de *pass-through*. De acuerdo con la teoría, dicho coeficiente depende de las expectativas de las empresas frente a la naturaleza de los movimientos en la tasa de cambio: si las firmas esperan que el aumento en los costos causado por una depreciación sea transitorio, entonces aumentarán sus precios en una proporción menor o nula. Si, por el contrario, la depreciación del tipo de cambio se percibe como permanente, entonces aumentarán sus precios en una proporción mayor. Por lo tanto, de acuerdo con este enfoque, en contextos de alta inflación vinculados con un aumento persistente de los costos de las firmas, el *pass-through* del tipo de cambio tenderá a ser mayor.

Un segundo determinante lo integra el ciclo económico en el cual se encuentra la economía al momento de la variación cambiaria. Goldfajn y Werland (2000) advierten cómo un producto por encima del nivel potencial facilita la transferencia de una depreciación a los precios finales. Cuando el país se enfrenta a una fase recesiva, la contracción de la demanda agregada hace que la transferencia del tipo de cambio a los precios disminuya, dado que las empresas tienden a absorber los costos para no perder participación en el mercado. En cambio, cuando la fase es expansiva, el exceso de demanda permite que el *pass-through* sea mayor. De manera similar, la incertidumbre alrededor de la demanda es otro factor influyente, dado que afecta los márgenes de ganancia de las empresas. Sin embargo, Murillo et al. (2001) señalan que una devaluación puede reducir la demanda agregada lo suficiente como para que se compense el efecto del incremento en los precios. En palabras de los autores, si se supone un ingreso nominal constante y precios perfectamente flexibles, cuando el precio de los bienes importados aumenta, el ingreso real de los consumidores cae. Si la demanda de estos es inelástica, la compra de otros bienes y servicios deberá caer y con ello su precio. Sin embargo, si suponemos rigideces nominales que dificultan la caída de los precios, el aumento del precio relativo de los bienes importados/exportables se da con un incremento en el nivel general de precios de la economía.

Otra explicación que puede afectar el traslado de los movimientos en el tipo de cambio hacia los precios se vincula con el grado de apertura del país. Autores como McCarthy (1999) y Goldfajn y Werland (2000) encuentran un *pass-through* más fuerte en países con mayor participación de las importaciones en el producto. En sentido contrario, Romer (1993) encuentra niveles de inflación más bajos cuanto mayor es el grado de apertura. La investigación afirma que el comercio exterior induce la competencia en el mercado local de bienes transables, lo que dificulta el traspaso de los costos hacia los precios finales. Conforme lo expresa Rincón (2000), el punto está en que la apertura permite que los precios internos sean más sensibles a cualquier cambio en los precios externos, medidos en moneda interna. Esto influye en la transmisión completa de la devaluación sobre los precios de los bienes importados y, consecuentemente, sobre nivel general de precios internos. Forbes (2015), miembro del Banco de Inglaterra, no refuta dicha relación, pero asegura la existencia de otros factores que podrían debilitar la correspondencia, como son el grado de competencia o la moneda en que se calculan los precios.

Otro condicionante a nivel macroeconómico lo constituye la dinámica del tipo de cambio. En un artículo publicado en 1986, Krugman argumenta que el grado de fijación de los precios de mercado depende tanto de qué tan recientemente ha cambiado el tipo de cambio, como de cuánto tiempo se espera que dure dicha variación. Por su parte, Wei y Parsley (1995) señalan, bajo el supuesto de rigidez en los precios expresados en moneda local, que una mayor volatilidad del tipo de cambio incentiva a las firmas a cambiar sus precios en el corto plazo y, eventualmente, a adaptar sus márgenes de ganancia, disminuyendo la transferencia hacia los precios finales. En este sentido, cuanto mayor sea la volatilidad, menor es el coeficiente de *pass-through*. No obstante, para Devereux y Engels (2002) los precios expresados en moneda local pueden inducir una volatilidad alta en el tipo de cambio, que no afecten necesariamente a las variables reales de la economía. Los autores

exponen una combinación de factores⁷ que deben ocurrir de manera conjunta para que ocurra la desconexión del tipo de cambio con la economía real.

Un quinto factor se identifica con el desalineamiento del tipo de cambio respecto a su nivel de equilibrio. Siguiendo a Rincón (2000), si la tasa de cambio real está en equilibrio se espera que una devaluación genere un incremento de igual proporción en los precios. En cambio, si el tipo de cambio real está depreciado, entonces se espera que una devaluación tenga un efecto más que proporcional sobre el nivel general de precios, de tal manera que se logre la tasa real de equilibrio. De acuerdo con este razonamiento, cuanto mayor sea el desalineamiento de la tasa de cambio real, mayor será el nivel de *pass-through* en la economía.

Otros determinantes se encuentran asociadas a la política monetaria. Algunas investigaciones tales como Campa & Goldberg (2005) y Ghosh (2013) encuentran una relación positiva entre el nivel de *pass-through* y la tasa de crecimiento del dinero. Además, Gagnon e Ihrig (2001) demuestran que aquellos países con políticas monetarias creíbles y antiinflacionarias manifiestan un *pass-through* más bajo. El razonamiento es simple; cuando los agentes esperan que la autoridad monetaria reaccione de manera sólida para estabilizar la tasa de inflación interna, están menos propensos a modificar sus precios ante una variación en el tipo de cambio y, por lo tanto, el grado del *pass-through* será menor. En la misma línea, León et al. (2001) avalan la importancia de la credibilidad en la banca central y los objetivos de política monetaria como determinantes del nivel del *pass-through*. Los autores concluyen que la adopción de un régimen de metas de inflación por parte de la autoridad monetaria ayuda a controlar las expectativas de los agentes. De hecho, el FMI (2016) en su trabajo “Perspectivas económicas: Las Américas administrando transiciones y riesgos” demuestra cómo una política monetaria creíble –respaldada por un marco institucional que permita a los bancos centrales desempeñar su mandato con independencia de consideraciones de carácter fiscal y presiones políticas- puede

⁷ Además de la presencia de precios en moneda local, se requiere a) mercados financieros internacionales incompletos, b) una estructura de precios internacionales y distribución de productos para minimizar los efectos de riqueza de los cambios en el tipo de cambio, y c) desviaciones estocásticas de la paridad de tasas de interés descubiertas. (Devereux, M. y Engels, D., 2002)

reducir el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor⁸. La causa por la que se produce el aumento del tipo de cambio nominal puede ser otro factor que explique la magnitud del *pass-through*, diferenciándose *shocks* monetarios o *shocks* reales. Si la suba del tipo de cambio nominal es resultado de una política monetaria expansiva, es esperable que tanto el tipo de cambio como el índice de precios al consumidor aumenten en un porcentaje similar y que por lo tanto el ERPT sea cercano a 1. Sin embargo, si el aumento del tipo de cambio nominal se debe a factores reales que impulsan un incremento del tipo de cambio real, entonces es esperable que la variación del IPC sea menor a la del tipo de cambio nominal y por lo tanto el *pass-through* sea inferior a 1.

4. Antecedentes

La cuestión del traspaso del tipo de cambio a los precios internos ha sido objeto de numerosos estudios teóricos y empíricos (Revelli, 2020).

En cuanto a los primeros, conforme explica Revelli (2020), fueron mayoritariamente de carácter microeconómico, los cuales analizaban el alcance del traspaso a los precios de importación expresados en la moneda del país importador en sectores específicos utilizando datos desagregados. El artículo tradicional de Goldberg y Knetter (1996) ofrece una visión general de esta literatura buscando demostrar un traspaso incompleto desde una mirada de la organización industrial. El análisis se suscribe en un contexto de competencia imperfecta, en forma de segmentación de mercado o diferenciación de producto. Tal configuración permite a las empresas exportadoras con cierto poder de mercado discriminar los precios en los mercados de destino, es decir, establecer los precios de exportación a cada destino como el producto del costo marginal común y un margen específico de destino (Stulz, 2007). Krugman (1986) formaliza el concepto de *pricing to market* como una expresión de la discriminación de precios, el cual implica que las empresas exportadoras no

⁸ Los resultados sugieren que el traspaso del tipo de cambio es menor en los países con regímenes de metas de inflación que entre aquellos que no aplican ese tipo de régimen (0,1 frente a 0,4), observándose una brecha mayor cuando la muestra se restringe a las economías de mercados emergentes

modifican sus precios ante un choque en el tipo de cambio que aumentara su estructura de costos para no perder su cuota de mercado.

A partir de la década del 2000, la literatura teórica comenzó a abordar la cuestión del vínculo entre el alcance del traspaso del tipo de cambio a los precios internos y la política monetaria. En este sentido, los estudios teóricos relevantes se agrupan en dos categorías: los basados en modelos macroeconómicos de la nueva economía abierta y el controvertido papel de la transferencia de gastos (cambio en la asignación) del tipo de cambio y, los basados en el modelo de Taylor y su supuesto de grado decreciente del traspaso del tipo de cambio a los precios internos bajo regímenes de política monetaria creíbles (Revelli, 2020).

Los modelos macroeconómicos tradicionales de economía abierta se caracterizan por una competencia perfecta, precios totalmente flexibles y paridad de poder adquisitivo. En estos modelos, la transferencia es necesariamente completa dado que, de lo contrario, las empresas sufrirían pérdidas y tendrían que salir del mercado (Aron, et al., 2014).

En cambio, como resalta Stulz (2007), los nuevos modelos de macroeconomía abierta utilizan modelos de equilibrio general dinámico completamente especificados con rigidez de precios y salarios, además de diferentes supuestos de formación de precios para las empresas.

El trabajo de Obstfeld y Rogoff (1995) fue el primero en incorporar rigideces nominales e imperfecciones de mercado en un modelo de equilibrio general dinámico y micro-fundado. Sin embargo, la ley del único precio se mantiene constante y la transferencia del tipo de cambio a los precios se completa. En base al artículo de Obstfeld y Rogoff (1995), Betts y Devereux (2000) incorporan un modelo que integra el mecanismo de *pricing-to-market*. Como resalta Stulz (2007), la diferencia entre ambos modelos radica en la estrategia de precios adoptada por la empresa. Para los primeros, los precios nominales se determinan en la moneda del productor. En cambio, para el modelo extendido de Betts y Devereux (2000), una porción de las empresas puede establecer precios en las monedas de los países de

destino, logrando apaciguar el efecto de las variaciones en el tipo de cambio sobre los precios internos. En este caso, los autores encuentran que, si todas las empresas discriminaran precios, el grado de *pass-through* sería nulo. Sin embargo, ninguno de los dos modelos consideraba la cadena de producción. Más adelante, la literatura comenzó a incorporar a las importaciones como bienes intermedios, pudiendo amortiguar el impacto sobre los precios al consumidor final y, por lo tanto, la transferencia podría ser incompleta, incluso cuando los precios se establezcan en la moneda al productor. A partir de entonces, parafraseando a Torres (2015) en base a la publicación de McCallum y Nelson (1999), la literatura se enfoca en el análisis del impacto de las devaluaciones a lo largo de la cadena productiva considerando que parte de los bienes locales son producidos con insumos importados, por lo que una variación del tipo de cambio puede generar un efecto directo y otro indirecto. En el modelo propuesto por dichos autores los bienes están constituidos por una parte tangible y otra intangible (servicios tales como mantenimiento, comercialización, distribución, entre otros) y, las importaciones se utilizan como bienes intermedios en el proceso de producción. De esta forma, la transferencia a los precios al consumidor se ve reducida dado que, las variaciones en el tipo de cambio afectan el precio de los bienes físicos.

La segunda categoría de análisis sobre la que descansa gran parte de la literatura se apoya en la teoría planteada por Taylor (2000) para explicar la baja del *pass-through* durante la década de 1990 en los países con baja inflación. El autor analiza la relación entre la inflación y las variaciones del tipo de cambio a partir de un modelo de competencia monopolística y fijación de precios escalonada. Taylor encuentra que el coeficiente de *pass-through* depende de las expectativas de las firmas con relación a la naturaleza de las fluctuaciones en el tipo de cambio. Esto es, si las firmas esperan que un aumento en el costo marginal, generado por un incremento en el tipo de cambio, sea permanente éstas subirán los precios en igual proporción. En cambio, si se espera que la variación sea transitoria, las firmas reducirán el margen de ganancia, aumentando los precios menos que proporcionalmente. En otras palabras, el autor sugiere que una inflación más baja y estable reduce el poder de compra de las firmas, induciendo un bajo grado de *pass-through*, lo que a su vez conduce a una

baja inflación. Esto es compatible con la adopción de regímenes de política monetaria más creíbles que han ayudado a estabilizar las expectativas inflacionarias en la década de 1990 (Aron et al., 2014). De esta forma, la teoría supone necesariamente un coeficiente de traspaso endógeno al contexto inflacionario y, por lo tanto, a la política monetaria.

Pasando a los estudios empíricos y, de acuerdo con lo postulado por Aron et al. (2014), se pueden extraer algunos hechos estilizados, independientemente de la metodología adoptada.

En primer lugar, los hallazgos indican un nivel de traspaso de los tipos de cambio a los precios parcial y rezagado. En segundo lugar, el *pass-through* es mayormente descendiente a lo largo de la cadena de distribución, siendo menor para los índices de precios al consumidor con relación a los índices de precios importados, exportables o al productor. Finalmente, existe gran heterogeneidad de dichos coeficientes entre sectores productivos, países y regiones. Tal es el caso de los países emergentes, en donde frecuentemente se manifiesta un traslado del tipo de cambio a los precios mayor en comparación a los países desarrollados. También se observa una reducción sustancial de los coeficientes de *pass-through*, similar a un quiebre estructural a lo largo del tiempo, tanto en economías desarrolladas como en economías emergentes (Aron, et al, 2014).

Como se describió anteriormente, el traspaso del tipo de cambio a los precios es decreciente a lo largo de la cadena de producción, siendo mayor para los precios al importador, seguido por el productor y, finalmente el consumidor. Siguiendo a Capristán et al. (2011) y Cortés Espada (2013) esto se debe a que la participación de los bienes comerciables, los cuales son más propensos a los choques externos, tiende a disminuir en las últimas etapas de la cadena. Para probarlo, los autores estiman un modelo VAR en diferencias para calcular el efecto de una depreciación sobre los índices de precios encontrando un traspaso casi completo en los precios a las importaciones para el primer período, mientras que, para los precios al productor la elasticidad alcanza el 0.14, llegando al máximo del 0.5 a los 24 meses. El impacto

sobre los precios al consumidor es aún menor, alcanzando el 0.06 después de seis meses del choque, acercándose al 0.4 después de dos años.

El estudio es congruente con los resultados hallados por Miller (2003) para el caso de Perú entre los años 1995-2002. A partir de un análisis VAR en diferencias, el estudio muestra la brecha entre los diferentes índices. Pasado un mes de un choque en el tipo de cambio, el traspaso hacia los precios de importación es del 0.9, manteniéndose en 0.89 en el largo plazo mientras que, considerando los precios al por mayor, encuentra que el valor se reduce a la mitad, siendo la elasticidad de 0.26 a un mes del choque, hasta llegar a 0.46 en el largo plazo. Considerando la última etapa en la cadena de producción, los precios al consumidor reaccionan a partir del segundo mes posterior al choque exponiendo una elasticidad de 0.07 que se eleva hasta el 0.16 en el largo plazo.

Con respecto a los estudios por grupos de países, Calvo y Reinhart (2000) se basan en una muestra de 25 países durante el período 1970-1999 para demostrar mediante un modelo VAR que el grado de *pass-through* tiende a ser mayor en las economías emergentes, con relación a los países desarrollados. Los autores concluyen que en los países emergentes el traslado del tipo de cambio a los precios es cuatro veces mayor y, tanto el ajuste de sus deudas externas, como el ajuste en la cuenta corriente, es cinco veces superior. En estas economías, las devaluaciones o depreciaciones se asocian con recesiones, y no con auges impulsados por las exportaciones, afectando la credibilidad y el acceso a los mercados internacionales.

Caselli y Roitman (2016) estiman el *pass-through* para un panel de 28 países emergentes, centrándose en las no linealidades, las asimetrías y la relación con el régimen de política monetaria. Los investigadores concluyen que el traspaso anual promedio es igual al 22%. Al analizar los períodos de alta depreciación, se encuentra un *pass-through* mayor cuando la depreciación es superior al 10 y al 20 por ciento. Concretamente, después de un mes el coeficiente equivale al 18 por ciento y 25 por ciento respectivamente, en comparación con el nivel del 6 por ciento resultante del modelo lineal. Al contrastar choques temporales y permanentes, cuando el tipo de cambio se deprecia en más del 20 por ciento y el hecho se extiende por más de tres

meses, una vez pasado ese tiempo el coeficiente del *pass-through* alcanza el 32 por ciento. Para finalizar, al analizar el papel del entorno inflacionario en el *pass-through*, concuerdan con Taylor (2000) afirmando que la adopción de un régimen de metas de inflación reduce el grado de traspaso, además de mostrar evidencia de asimetrías en el nivel de *pass-through*.

Por su parte, Ito y Sato (2007) utilizan un modelo VAR para analizar el *pass-through* y la inflación en los países del este asiático y América Latina desde principios de la década de 1990 hasta el año 2006. El estudio incluye a cuatro países de Asia Oriental (Indonesia, Corea, Tailandia y Malasia), tres países de América Latina (Argentina, Brasil y México) y Turquía, los cuales experimentaron una crisis monetaria en el período bajo estudio, encontrando un mayor *pass-through* en los países de América Latina y Turquía, con la excepción de Indonesia. Particularmente, en Brasil, Tailandia, Corea y Malasia, la tasa de inflación se mantuvo relativamente baja en el período posterior a la crisis. La tasa máxima de inflación (IPC frente al mismo mes del año anterior) en los 12 meses posteriores a la crisis fue del 9% para Brasil y en el rango de 6-11% en los tres países asiáticos. Por el contrario, la inflación en Argentina, México, Turquía e Indonesia es mucho más alta que la de los demás países, alcanzando una tasa máxima para los doce meses posteriores a la crisis del 41% en Argentina, 52% en México, 73% en Turquía y 78% en Indonesia. A su vez, a partir del análisis de la función impulso-respuesta para diferentes variables macroeconómicas, demuestran el rol fundamental que asume la base monetaria para determinar la inflación en Indonesia, no así en el resto de los países.

Goldfajn y Werlang (2000) indagan sobre los efectos del *pass-through* del tipo de cambio a los precios para una muestra de 71 países durante el período 1980-1998. Los autores señalan cómo el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor aumenta cuando mayor es el horizonte de tiempo medido, alcanzando el máximo después del año.⁹ Además, encuentran que la transferencia es significativamente mayor en los países emergentes y en desarrollo, con relación a las economías desarrolladas. En el primer mes posterior a la devaluación, el coeficiente de

⁹ El coeficiente pasa de 0.0124 en el primer mes al 0.1704 en tres meses, 0.436 en seis meses y 0.732 después de un año.

transferencia es relativamente similar en todas las regiones, sin embargo, a partir del primer trimestre, las zonas de América y Asia comienzan a mostrar un traspaso superior al resto de las regiones. Luego de los seis meses la diferencia es considerablemente mayor en los mercados en desarrollo (34%) y emergentes (39.4%) con relación a los países desarrollados (24.5%). El grado de *pass-through* llega al nivel máximo después de los doce meses, ampliando la brecha entre las regiones. Los países emergentes tienen un coeficiente casi completo (91.2%), mientras que los países desarrollados y otros países en desarrollo alcanzan un valor igual a 60.5% y 50.6% respectivamente. Otra conclusión interesante a la que arriba el estudio tiene que ver con las variables determinantes. Al respecto, asegura que la desalineación del tipo de cambio real es el determinante más importante de la inflación para los mercados emergentes, mientras que la inflación inicial es la variable más importante para los países desarrollados.

Jašová et al. (2016) extienden estos hallazgos para el período posterior a la crisis financiera mundial del 2008. Los autores utilizan una estimación de panel dinámica (Método Generalizado de Momentos) aplicada a 22 economías emergentes¹⁰, entre las que se incluye a Argentina, y 11 avanzadas¹¹ durante el período 1994 y 2005 para determinar el impacto de dicho fenómeno en el coeficiente de *pass-through*. El estudio concluye que, para el período posterior a la crisis *subprime*, el traspaso del tipo de cambio a los precios ha sido bajo y estable en economías avanzadas, y más alto, pero en declive en las economías emergentes. Además, se resalta la importancia de la no linealidad al estimar el *pass-through*, argumentando que los movimientos más grandes del tipo de cambio llevan a cambios de precios desproporcionalmente más grandes.

Como sugieren Caselli et al (2016) la literatura empírica generalmente está de acuerdo en que ERPT es mayor en los mercados emergentes que en los avanzados. Sin embargo, algunos estudios han confrontado esta hipótesis convencional. Tal es el

¹⁰ Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, República Checa, RAE de Hong Kong, Hungría, India, Indonesia, Israel, Corea, México, Malasia, Perú, Filipinas, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Tailandia y Turquía.

¹¹ Australia, Canadá, Dinamarca, la zona del euro, Japón, Nueva Zelanda, Noruega, Suecia, Suiza, el Reino Unido y las economías de los Estados Unidos

caso de Ca'Zorzi et al. (2007) quienes a través de tres modelos autorregresivos de vectores alternativos examinan el grado de transferencia del tipo de cambio a los precios en doce mercados emergentes de Asia (China, Corea del Sur, Singapur, Taiwán y Hong Kong), América Latina (Argentina, Chile y México), Europa central y Oriental (República Checa, Hungría, Polonia) y Turquía para el período 1973-2005¹². De allí se desprende que, para los mercados emergentes con tasas de inflación anual de solo un dígito el ERPT es bajo, sin grandes diferencias respecto a los niveles observados en economías desarrolladas. Para el horizonte de un año, se identifican dos conjuntos de países. Por un lado, aquellos países (Hong Kong, China, Taiwán, Singapur y Corea del Sur) en donde la inflación anual promedio fue menor al diez por ciento sobre la muestra, se sufrieron bajos niveles de PT, menores al diez por ciento. Por otro lado, se concentran aquellas naciones (Chile, Hungría y Polonia) con una inflación media oscilante entre el diez por ciento y el veinte por ciento, en donde el nivel de ERPT es considerablemente más alto, ubicándose cerca del cuarenta por ciento. Argentina y Turquía constituyen dos países atípicos de la muestra, dado que combinan valores altos de inflación promedio, superior al sesenta por ciento, y un bajo ERPT. De esta forma, cuando se excluyen estos dos países, se encuentra evidencia de una relación positiva entre la inflación y el ERPT.

Por otro lado, Aron (2013) analiza críticamente diferentes investigaciones empíricas y analiza cuestiones conceptuales, metodológicas y de política vinculadas al *pass-through* en los mercados emergentes y en desarrollo. La investigación asegura que, el diferencial entre los grupos de países avanzados y emergentes aumenta cuando: a) se excluye el período de baja inflación posterior al 2000; b) cuando se incluyen países emergentes de muy alta inflación; c) cuando la muestra emergente excluye países emergentes "avanzados"; d) cuando los controles de costos de destino están ausentes. López-Villavicencio y Mignon (2016) realizan una estimación del *pass-through* para 15 países emergentes durante el período 1994-2015. Si bien el estudio se centra exclusivamente en países emergentes, asegura que estos países tienden a compartir las características observadas en los países avanzados en lo relativo a la transmisión decreciente, una vez que se controla la inflación. En este sentido,

¹² El período exacto para cada país depende de la disponibilidad de datos.

comparte las ideas de Taylor (2000) al mostrar que el grado de *pass-through* disminuye en un entorno de inflación más estable y antiinflacionario.

4.1. Antecedentes en Argentina

Si bien la literatura referida al *pass-through* es amplia y diversa, son relativamente escasos los estudios que incluyen a nuestro país. A continuación, se presenta una tabla resumen con una selección de trabajos en donde se expone la metodología utilizada, las variables incluidas y los principales hallazgos y, posteriormente, una explicación más detallada de los mismos.

Tabla 1: Trabajos empíricos que incluyen a la Argentina

AUTOR, AÑO	METODOLOGÍA	PERÍODO DE ANÁLISIS	VARIABLES	Pass-through
Estudios sobre Argentina				
Cadelli, Carbajal, Cerimedo y Otero, (2005)	MCO	1980-2004 (mensual)	a. Depreciación acumulada de la moneda local b. Desvío del tipo de cambio real c. Brecha del PBI d. Inflación inicial e. Grado de apertura de la economía	3 meses: 78% 6 meses: 44% 1 año: 45%
Torres (2015)	VAR en primeras diferencias	1993-2010 (mensual)	a. IPC b. IPC imp c. TC nominal promedio mensual	48 meses: 52% 93 meses: 58%
Castiglione, B (2017)	Modelo de corrección del error (VECM)	2005-2017 (mensual)	a. IPC b. EMAE (actividad) c. M1 (Agregado monetario) d. TC bilateral	6 meses: 4% 1 año: 17% 2 años: 33% 3 años :41% +3 años :38%
Motes Rojas, G. (2019)	VAR y VARQ	2004-2018 (mensual)	a. IPC b. Nivel de actividad (EMAE) c. TC nominal oficial promedio mensual d. TC blue promedio mensual	1 año: 45%
Brufman, Trajtenberg, y Donaldson (2017)	Modelos Autorregresivos por Umbrales	1960-2012 (anual)	a. Tasa de inflación del año anterior b. Tasa de inflación externa c. TC nominal d. Brecha de producto	Baja inflación (33%) Inflación media (81%) Alta inflación (95%)
Graña, Santiago (2020)	VECM	2003-2019 (trimestral)	a. Índice de precios al consumidor b. Precios internacionales (FMI) c. Puja distributiva (salario mínimo vital y móvil ponderado por la división entre el producto bruto interno y la cantidad de trabajadores registrados. d. Tipo de cambio nominal e. Agregado monetario M1	Corto-mediano plazo 63%

Matias Barberis (2021)	Proyección local (PL)	2004-2019 (mensual)	a. IPC b. TCN c. TCNM d. TCNB e. TC Blue f. EMAE g. IPMP (FMI)	Subas del TCN: TCNB, PT a 1 año: 76% TCB, PT a 1 año: 93% TCNM, PT a 1 año: 104% Bajas del TCN: TCNB, PT a 1 año: 119% TCB, PT a 1 año: 59% TCNM, PT a 1 año: 9%
Estudios sobre conjunto de países que incluyen a Argentina				
Choudhri, U y Hakura, D (2001)	MCO	1979-2000 (trimestral)	a. IPC promedio b. Varianza de la tasa de inflación c. Varianza del cambio proporcional del tipo de cambio d. Importación/PBI	Inflación moderada (1991:3 – 2000:4): 1 año: - 9%, 3 años: -9% Inflación alta (1980:1 – 1991:2): 1 año: 101%, 3 años 109% Inflación alta (1980:2 – 1989:1): 1 año 76%, 3 años 79%
Ito y Sato (2007)	VAR	1995-2006 (mensual)	a. Precios int. del petróleo b. TC nominal efectivo c. Índice de act. económica d. Agregado monetario M1 e. Precios de los bs importados f. Precios del productor g. Precios al consumidor.	1 año: 28% 2 años: 34%

Entre los trabajos que usan la técnica de los Mínimos Cuadrados Ordinarios se destacan los de Cadelli et al. (2005) y Choudhri y Hakura (2001). Cadelli et al. (2005) buscan describir la relación entre la inflación y la depreciación del tipo de cambio para el lapso comprendido entre enero de 1980 y septiembre de 2004. En base a Goldfajn y Werland (2000), los autores estiman una ecuación de regresión lineal en donde incluyen como variables independientes al ciclo económico, la sobrevaluación del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo, el nivel de inflación inicial, y el grado de apertura de la economía. Entre los resultados hallados, el traspaso del tipo de cambio a precios para los primeros tres meses alcanza el 78%, mientras que, a medida que el horizonte temporal se extiende en el tiempo entre los seis y doce meses, el *pass-through* se reduce alrededor de un 33%, siendo de 44% y 45% respectivamente. Por su parte, Choudhri y Hakura (2001) testean la hipótesis sugerida por Taylor, la cual afirma que un entorno inflacionario bajo conduce a un *pass-through* del tipo de cambio a los precios internos bajo. Para probar dicha hipótesis, el artículo deriva una relación de traspaso basada en modelos macroeconómicos abiertos para 71 países durante el período 1979-2000, encontrando evidencia de una asociación positiva y significativa entre el *pass-through* y la inflación promedio entre países y períodos. Argentina forma parte de los

países para los cuales se identifican dos regímenes inflacionarios: uno moderado, el cual introduce aquellos períodos¹³ que varían entre 10% y 30%; y otro alto, en donde se incluyen etapas¹⁴ en que la tasa de inflación supera el 30%. Los autores encuentran un *pass-through* negativo del 9% cuando la inflación es moderada tanto para el corto como para el largo plazo. Sin embargo, cuando se considera el régimen de alta inflación sin tener en cuenta la hiperinflación de 1989, la relación es positiva y asciende a 76% en el corto plazo y 79% en el largo plazo, mientras que, cuando se considera este evento extraordinario, el valor alcanza 101% al año y 109% a los 5 años. La crítica central a estos trabajos radica en la metodología. Estos modelos se basan en el supuesto de que las variaciones del tipo de cambio y las demás variables explicativas son exógenas, como por ejemplo el PBI. Tal como señala Bachmann (2012) esto suele presentar un problema de endogeneidad porque los cambios de precios pueden afectar el PBI y los cambios futuros en el tipo de cambio. Por lo tanto, es más adecuado utilizar modelos que permitan capturar amplias interacciones dinámicas entre las variables de interés, como los modelos de vectores autorregresivos (VAR).

En este sentido, autores como Torres (2015) e Ito y Sato (2007) emplean dicha metodología VAR para estimar el traspaso del tipo de cambio a los precios. Torres (2015) centra su análisis únicamente en Argentina para medir la magnitud de dicho coeficiente en dos eslabones de la cadena productiva: los precios importados, a través del índice de precios mayoristas (IPIM) y, los precios al consumidor mediante el índice de precios al consumidor (IPC). El estudio abarca el período 1993 – 2010 y utiliza como variables endógenas al índice de precios mayoristas importados, el índice de tipo de cambio promedio mensual y el índice de precios al consumidor. El autor encuentra que el *pass-through* es decreciente a lo largo de la cadena productiva. Para los precios mayoristas, el coeficiente alcanza el 80% transcurridos los cuatro meses. Si bien entre el período veinte y treinta se observa una leve disminución, la misma no es permanente y rápidamente regresa al valor mencionado anteriormente. En cambio, para los precios al consumidor el coeficiente se estabiliza

¹³ Período entre marzo de 1991 y abril del 2004

¹⁴ En este caso hace una distinción entre dos alternativas, en donde la diferencia es la consideración del período hiperinflacionario: enero de 1980 a febrero de 1991 y febrero de 1980 a enero de 1989.

a los 93 meses en torno al 58%, pese a que la mayor parte del aumento se refleja en los primeros 48 meses (52%). A modo de juicio respecto al trabajo se destaca la omisión de variables que podrían contribuir a explicar la relación entre el tipo de cambio y la inflación, tales como aquellas que reflejen los impactos en la política monetaria, el comercio externo o la actividad económica. Además, el período de muestra introduce distintos regímenes cambiarios, sin realizar ninguna prueba de cambio estructural o variables de control que los contemple.

Por su parte, Ito y Sato (2007) se refiere a un conjunto de países en los cuales incluyen a la Argentina. El trabajo abarca países de Asia Oriental¹⁵, América Latina¹⁶ y Turquía con el fin de identificar por qué el desempeño de la inflación posterior a la crisis de la década de 1990 fue diferente entre los países. A tal efecto consideran variables mensuales desde principios de la década de 1990 hasta el año 2006, sujetos a la disponibilidad de datos de cada país. Para Argentina, así como para México, Turquía e Indonesia, destacan que la inflación es mucho más alta que en los demás países. En cuanto al coeficiente de traspaso se encuentra un valor del 28% para el corto plazo y 34% para el largo plazo. Si bien el trabajo incorpora una metodología que permite mostrar mejor las relaciones entre las variables, tal como señalan Borensztein & Queijo von Heideken (2016), los precios internacionales deben constituir variables exógenas al tratar con una economía pequeña como Argentina.

Por su parte, autores como Brufman et al. (2017) toman en consideración los quiebres estructurales. El estudio indaga sobre la presencia de no linealidades en el traspaso del tipo de cambio al nivel de precios para el período 1960 – 2012. Los autores plantean un modelo para la descomposición del proceso inflacionario argentino en cuatro componentes estructurales: nivel de precios pasado, tipo de cambio, inflación externa y brecha del producto. Para ello utilizan el método de Modelo autorregresivo por umbrales, en donde la determinación de los umbrales depende de la realización de una única variable: la inflación doméstica pasada. De este modo, el estudio concluye que el *pass-through* difiere en función del nivel de inflación pasada. En un escenario de baja inflación, en donde dicho valor se ubica por

¹⁵ Incluye: Indonesia, Corea, Tailandia y Malasia

¹⁶ Incluye: Argentina, Brasil y México

debajo del umbral del 16%, el *pass-through* es del 33%. Cuando se considera un régimen intermedio, en donde la inflación pasada se ubica en un rango de entre 16% y 87% el traspaso alcanza el 81%, mientras que, cuando el escenario inflacionario supera el 87%, esto se traduce en un incremento del 95% en el nivel de precios. Una de las críticas que puede recaer sobre el artículo se refiere a la periodicidad de las series de tiempo. Al utilizar series anuales se pierde información, dado que sólo se obtiene el resultado neto frente a *shocks* en las diferentes variables, sobre todo, en aquellas que son más sensibles a las variaciones en el tipo de cambio.

Por su parte, Castiglione (2017) y Graña (2020) utilizan relaciones de cointegración para explicar el traspaso del tipo de cambio a los precios internos. El primero de ellos abarca el período 2004-2017 y utiliza cuatro variables endógenas entre las que incluye: 1) Índice de Precios al Consumidor; 2) tipo de cambio bilateral nominal; 3) el agregado monetario M1; y 4) el estimador de actividad económica. El estudio encuentra una relación de largo plazo del 38%, siendo el primer año del 17% y transcurridos los dos años del 30%. A diferencia de trabajos anteriores, el autor realiza un análisis de quiebre estructural mediante el análisis de autovalores recursivos, no encontrando evidencia estadísticamente significativa a favor de la existencia de un quiebre estructural en el período analizado. De todos modos, es probable que los resultados se encuentren condicionados al tamaño de la muestra, dado que el período de análisis incluye pocos datos respecto al régimen de metas de inflación. Por otro lado, Graña (2020) contrasta las dos corrientes de pensamiento vigentes que intentan explicar el fenómeno inflacionario a partir de factores de oferta o de demanda. Para ello aplica un modelo VECM para series trimestrales entre los años 2003 y 2019, encontrando que, la inflación es un fenómeno multicausal, en donde la puja distributiva y el tipo de cambio tienen un rol preponderante en el largo plazo. Respecto al traspaso del tipo de cambio a los precios domésticos, el trabajo encuentra un coeficiente del 63% en el corto-mediano plazo.

Finalmente, Barberis (2021) analiza la asimetría y no linealidad del *pass-through* a los precios internos durante el período comprendido entre 2004 y 2019. Para ello, emplea la metodología de proyecciones locales, utilizando como variables al índice

de precios al consumidor, al tipo de cambio nominal bilateral, al tipo de cambio nominal multilateral y al tipo de cambio paralelo. Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso se comporta de forma asimétrica para todas las variables de tipo de cambio empleadas, además de mostrar una clara evidencia de no linealidad. Así, ante una depreciación del 1%, el traspaso de corto plazo alcanza el 76% para el TCNB, 93% para el TCB y 104% para el TCNM. Mientras que, frente a una apreciación el tipo de cambio oficial y el mercado paralelo adoptan valores negativos de 119% y 59%, al mismo tiempo que el *pass-through* asciende al 9% para el TCNM.

A modo de síntesis, los trabajos sobre Argentina sugieren la existencia de un *pass-through* incompleto en la mayoría de los casos, aunque la magnitud difiere de acuerdo con la metodología empleada y el abordaje teórico. Si bien los hallazgos de la presente investigación difieren de la evidencia empírica descrita, las diferencias responden a aspectos metodológicos. A diferencia de algunos estudios mencionados, este trabajo utiliza frecuencia mensual, además de extender el período de tiempo hasta diciembre del 2019. Asimismo, se incluyen variables de política monetaria (M1) y actividad económica (brecha del producto y salarios), así como también, variables de control (precios internacionales y precio de las materias primas) para captar con mayor precisión los efectos de las fluctuaciones en el tipo de cambio sobre el nivel de precios al consumidor.

5. Enfoque dominante de la investigación e hipótesis

De lo anterior se desprende la importancia de la consideración de los determinantes y la selección de variables, lo cual se describe en la sección a continuación. Para ello, en vista del propósito de dicha investigación, el análisis a desarrollar se enfoca desde una perspectiva macroeconómica.

Desde este punto de vista y teniendo en cuenta la literatura y la revisión bibliográfica antes descrita, pese a los avances realizados en este campo, se identifica cierta vacancia en el estudio del *pass-through* para nuestro país en los años recientes, lo cual motiva el desarrollo de esta investigación. En este contexto, el objetivo general de este trabajo es caracterizar la relación entre la evolución del tipo de cambio y la

inflación en Argentina para el período comprendido entre enero del 2003 y diciembre del 2020. Para ello, se busca determinar la magnitud y velocidad del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios al consumidor, así como también describir el impacto que tiene sobre su comportamiento una serie de variables identificadas como relevantes.

Con relación a ello, se espera encontrar evidencia a favor de la existencia de una relación positiva entre las fluctuaciones del tipo de cambio y el nivel general de precios en nuestro país. Es previsible un traspaso positivo pero parcial. Además, se espera que el comportamiento pasado del nivel general de precios al consumidor, así como también el valor del tipo de cambio nominal multilateral tengan un impacto significativo en el coeficiente de traslado mientras que se espera una menor repercusión del agregado monetario M1. Del mismo modo, se prevé que tanto la brecha de producto como los salarios nominales tengan una incidencia menor y más rezagada sobre el *pass-through*. Asimismo, se espera que las variables de control relativas al índice de precios internacionales y a las materias primas sean estadísticamente significativas y disminuyan el coeficiente de traspaso. Finalmente, se espera que el *pass-through* medido a partir de las fluctuaciones del tipo de cambio paralelo sea menor respecto a aquel estimado en base al tipo de cambio nominal.

6. Datos

6.1. Caracterización de los datos

En base al análisis de la literatura y conforme a los objetivos planteados en la presente investigación, se seleccionaron una serie de variables que se listan en la tabla a continuación, junto con la correspondiente descripción y fuente de los datos.

Las series utilizadas se expresan en forma mensual. La elección de la periodicidad responde al argumento planteado por Mihailov (2005). El autor considera que el uso de la frecuencia trimestral genera “pérdidas” en las dinámicas de ajuste de corto plazo al promediar los valores capturadas por los datos mensuales, revelando diferencias en las magnitudes, y en ocasiones, en las tendencias de transferencias

estimadas, a partir del análisis derivado de diferentes frecuencias de datos. Además, esta periodicidad más baja permite tener el triple de observaciones para un mismo período de tiempo. A excepción de la brecha de producto, todas las variables están expresadas en logaritmos para evitar volatilidades, además de facilitar su interpretación en términos de elasticidades.

Tabla 2: Descripción de variables

VARIABLE	NOMBRE	DESCRIPCIÓN	FUENTE
IPC	Nivel de precios	Mide la evolución de los precios de un conjunto de bienes y servicios representativos del gasto de consumo de los hogares residentes en áreas urbanas.	Empale de series: INDEC (03:2003 - 12:2006) (05:2016 - 12:2020) Instituto de Estadística y Censos de San Luis (01:2007 - 04:2016)
TCNM	Índice de Tipo de cambio nominal multilateral	Mide la evolución nominal de la cotización del peso argentino relativa a las monedas de los principales 12 socios comerciales del país, en función del flujo de comercio de manufacturas. Valor promedio mensual	Banco Central de la República Argentina
TC	Tipo de cambio bilateral oficial	Pesos por dólar estadounidense. Valor al final del período	Banco Central de la República Argentina
TCB	Tipo de cambio blue	Precio por dólar estadounidense que cotiza en el mercado paralelo. Valor al final del período	Ámbito Financiero ¹⁷
M1_SA	Agregado monetario	Agregado monetario que comprende el circulante en poder del público más las cuentas corrientes en pesos del sector público y privado no financiero. Valor promedio mensual expresado en millones de pesos	Ministerio de Economía de la Nación en base al BCRA
EMAE_BECHA	Brecha de producto	Diferencia entre el Estimador Mensual de Actividad sin ajuste estacional y su tendencia HP.	Ministerio de Economía de la Nación en base a INDEC
W_SA	Salarios formales	Remuneración promedio de los trabajadores registrados del sector privado por todo concepto ajustada (excluyendo aguinaldo y otros conceptos estacionales), a valores corrientes	Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial (OEDE) del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social
IPMP	Índice de precio de las materias primas agropecuario	Contempla la evolución promedio de los precios de los <i>commodities</i> agropecuarios más relevantes (maíz, trigo, porotos de soja, pellets de soja, aceite de soja, cebada, carne bovina) ponderadas por la participación de esos productos en las exportaciones totales del país	Banco Central de la República Argentina
P_INTER	Precios internacionales	Índice de precios netos de exportación de materias primas ponderadas por la relación entre las exportaciones netas y el PIB	Fondo Monetario Internacional

¹⁷ Disponible en <https://www.ambito.com/contenidos/dolar-informal-historico.html>

Por otra parte, la elección del período de tiempo a partir de diciembre del 2003 se argumenta, tal como señalan Frenkel et al. (2016), por un cambio en el régimen inflacionario que enmarcó el resurgimiento y la aceleración de la inflación, siendo considerablemente diferente al que estuvo vigente durante la convertibilidad y la fase de ajuste del tipo de cambio.

Teniendo en cuenta el objetivo general del presente trabajo, dado por la estimación del traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor, así como los factores más importantes que afectan dicha relación, todos los modelos estimados contemplan el índice de precios al consumidor (IPC) y el tipo de cambio como variables endógenas. En cuanto a la fuente del IPC, se utiliza al Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC) desde marzo del 2003 hasta diciembre del 2006, para luego retomar en mayo del 2016. Este quiebre en la continuidad de los datos se debe, como señalan Frenkel et al. (2016), a la controversia generada en torno a la veracidad de los datos oficiales entre los años 2007 y 2011. Por esta razón, durante esta brecha de tiempo se recurre a los datos proporcionados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de San Luis empalmando dichas series.

Respecto al tipo de cambio, el modelo de referencia contempla al tipo de cambio nominal multilateral (TCNM), dado que, como advierte Barberis (2021), refleja más de cerca el ajuste del conjunto de precios relativos que se espera que afecten el índice de precios al consumidor. Este indicador se obtiene a partir de un promedio geométrico ponderado de los tipos de cambio nominales bilaterales de los 12 socios comerciales más representativos¹⁸. Sin embargo, como señala Castiglione (2017), si bien al focalizar en la competitividad de las economías se favorece el uso del TCNM, desde un enfoque macroeconómico, se debe optar por aquella variable que incida en mayor medida en las expectativas económicas. Desde esta perspectiva, y dado que el dólar estadounidense es más representativo de ellas, el autor prioriza el uso del tipo

¹⁸ Actualmente el índice incluye 13 socios comerciales, considerando la Zona del euro (19 países) como una unidad. Si se desagrega la Zona del euro, el índice comprende 31 países. En el período 1996-2016, la participación conjunta de estos países osciló entre 75% y 83% del flujo de comercio total considerado. El período base se fija el 17 de diciembre de 2015 = 100. (Índice del Tipo de Cambio Nominal Multilateral Diario, BCRA, 2017)

de cambio bilateral. Por esta razón, para otorgarle mayor robustez al análisis, luego se realiza una estimación utilizando el tipo de cambio de paridad con el dólar estadounidense (TC), proveniente de las estadísticas oficiales del Banco Central de la República para cotejar diferencias. Con la misma finalidad, también se incluye en el estudio al tipo de cambio blue o paralelo (TCB) debido a que, dadas las restricciones cambiarias surgidas a partir del año 2011, la brecha del tipo de cambio oficial respecto al paralelo se disparó hasta superar el cien por ciento de su valor, con lo cual resulta pertinente medir su incidencia en el *pass-through*.

Adicionalmente, se incluye una variable que representa la sensibilidad de la política monetaria frente a las variaciones en el tipo de cambio. En líneas generales, la academia se encuentra fragmentada entre quienes consideran adecuado incorporar la tasa de interés o algún agregado monetario. Siguiendo a Castiglione (2017), en países desarrollados o con regímenes de metas de inflación consolidados se suele considerar a la tasa de interés de política monetaria como relevante, mientras que en países emergentes o no *inflation-targeters* se prioriza el uso de agregados monetarios. De este modo, para el caso argentino, siendo un país en desarrollo y, dado que el régimen de metas de inflación se implementó solo entre septiembre del año 2016 y septiembre de 2019, el uso de los agregados monetarios resulta más representativo. En este caso se utiliza el M1 desestacionalizado, el cual representa el circulante en poder del público más cuentas corrientes en pesos del sector público y privado no financiero. La variable representa el promedio mensual expresado en millones de pesos.

Por su parte, de acuerdo con lo expuesto por Rodríguez y Carranza (2018), la brecha entre el producto potencial y el producto real observado suele ser una guía para detectar presiones inflacionarias o deflacionarias de la economía, basándose en si el producto real es superior o inferior al producto potencial. En este sentido, la brecha de producto se define como la diferencia entre el producto observado y su tendencia de largo plazo extraída a partir de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott (H-P)¹⁹. Dicha variable se construye a partir del Estimador de Actividad Económica Mensual,

¹⁹ Para calcular la función H-P y extraer la tendencia se utiliza hasta julio2020 para extender el período de muestra.

empalmado la serie a partir de los datos proporcionados por el Ministerio de Economía en base al INDEC. El período base se calcula para julio 2004=100. La técnica desarrollada por Hodrick-Prescott (1997) permite desglosar a la variable en dos componentes: la tendencia a largo plazo y un ciclo estacionario o transitorio. De este modo, propone la suma de los cuadrados de las segundas diferencias como una medida de variabilidad del componente permanente. El programa econométrico utilizado E-Views 10 estima la función con un parámetro de suavizado (λ) equivalente a 14400, de acuerdo con la frecuencia de los datos.

Finalmente, dado que se trata de una economía pequeña y abierta, se decide la incorporación de dos variables exógenas al modelo con el fin de controlar los eventuales shocks de oferta provenientes de la economía internacional. Por un lado, se introduce el índice de precios de las materias primas agropecuario del BCRA. Este índice representa el 86,4% del índice general de precios de las materias primas, el cual mide la evolución de los precios internacionales de las materias primas que representan cerca del 50% de las exportaciones del país. El indicador considera los precios de los productos básicos agropecuarios: maíz (17.3%), trigo (7.8%), porotos de soja (10.7%), pellets de soja (27.1%), aceite de soja (10.5%), cebada (2.3%), carne bovina (8.6%) ponderados según su participación en las exportaciones totales. El período base es diciembre 2001=100. La elección de este índice en lugar del IPMP general, responde a la mayor sensibilidad para capturar con más precisión las fluctuaciones ocurridas durante el *boom* de los *commodities*.

Por otro lado, se introduce una variable exógena que busca reflejar los *shocks* de los precios internacionales. Existe cierta discusión acerca de la variable que se debe utilizar como *proxy*. Tal como menciona Steiner et al. (1995), citado en Rosas (2004), se puede tomar el precio al cual se realizan la mayor parte de las transacciones internacionales, caso en el cual se deben tener en cuenta los precios de los países más desarrollados y, se puede construir un índice de precios que se asemeje más a los precios a los cuales el país involucrado, en este caso Argentina, lleva a cabo las transacciones con sus principales socios comerciales. En este caso, el índice de precios estaría ponderado por la participación que los diferentes socios comerciales

de Argentina tienen en las importaciones de cada sector. En el presente trabajo se utiliza un Índice de precios netos de exportación de materias primas ponderadas por la relación entre las exportaciones netas y el PIB elaborado por el Fondo Monetario Internacional. El uso de las exportaciones netas para ponderar los productos individuales garantiza que se tengan en cuenta las variaciones de precios de los productos importados. El período base es junio 2012=100.

A continuación, la tabla 3 sintetiza los principales estadísticos descriptivos de las variables seleccionadas

Tabla 3: Estadísticos descriptivos

VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	MEDIANA	DESVIÓ ESTÁNDAR	MÍNIMO	MÁXIMO
IPC*	215	1.798	1.584	1.218	-0.673	6.545
TC*	216	1.606	0.842	4.316	-5.858	35.620
TCNM	216	101.906	46.554	123.002	23.140	571.436
TCB	216	17.527	4.740	30.387	2.790	169
M1_SA	216	546852.7	247087.000	662856.200	29231.180	3140344
EMAE_BRECHA	216	-0.001	0.003	0.032	-0.259	0.052
W_SA	216	14481.180	6128.622	18202.830	988.698	77509.450
IPMP	216	187.016	176.266	46.214	114.440	314.348
P_INTER	216	98.579	99.151	1.779	94.507	102.438

Nota: las variables se presentan en variaciones mensuales

6.2. Estacionariedad de las series

El primer paso, previo a la estimación de las ecuaciones, es determinar si las series de tiempo son estacionarias. En líneas generales, siguiendo a Gujarati y Porter (2010), esto implica que su media y su varianza se mantienen constantes a lo largo del tiempo y la covarianza entre dos períodos depende sólo de la distancia o rezago entre ambos, y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza. En otros términos, la serie tenderá a regresar a su media, y las fluctuaciones alrededor de la misma (medidas por su varianza) tendrán una amplitud generalmente constante. En la literatura empírica este proceso estocástico se conoce como débilmente estacionario o de segundo orden. De no cumplirse dicha característica la estimación no es válida debido a la posible presencia de regresiones espurias o sin sentido. De acuerdo con

Chiquito (2014), la presencia de una raíz unitaria implica que tendrán memoria infinita a choques temporales.

Como señalan Billmeier y Bonato (2004) desde un punto de vista técnico, el análisis empírico tiene que lidiar con el hecho de que la mayoría de las series de tiempo a analizar son ciertamente no estacionarias. Sin embargo, al utilizar las variables en primeras diferencias el problema podría evitarse, pero se perdería información de primer nivel.

En el presente trabajo el análisis formal de la estacionariedad se lleva a cabo mediante la tradicional prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF), así como también a través de la prueba de Phillips-Perron (PP) para lograr mayor robustez en las conclusiones. Tanto la prueba ADF como PP plantean como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria. El análisis se lleva a cabo sobre las variables expresadas en logaritmo tanto en niveles como en primeras diferencias. A continuación, la tabla 4 muestra los resultados en base al estadístico t obtenido en cada prueba mencionada.

Tabla 4: Resultado de las pruebas de estacionariedad

VARIABLES	ADF		PP	
	EN NIVELES	EN PRIMERAS DIFERENCIAS	EN NIVELES	EN PRIMERAS DIFERENCIAS
IPC	-0.800693	-4.842271 (*)	-0.853219	-4.55469 (*)
TC	-0.378581	-10.913 (*)	-0.349236	-10.89378 (*)
TCNM	-0.13751	-9.522426 (*)	-0.0353	-9.448597 (*)
TCB	2.098702	-12.55424 (*)	1.075735	-12.7149 (*)
EMAE_BRECHA	-5,735,677 (*)	-1,149,572 (*)	-5.014186 (*)	-13.42308 (*)
M1_SA	-2.310656	-4.96174 (*)	-1.403044	-14.29214 (*)
W_SA	-1.569028	-14.1214 (*)	-1.567474	-14.54082 (*)
P_INTER	-2.839941	-10.36339 (*)	-2.721582	-10.48227 (*)

(*) Rechazo la hipótesis nula con un nivel de significación del 1%.

Nota: Para el cálculo de los test de raíz unitaria las variables en niveles incluyen intercepto y tendencia y, para las variables en primeras diferencias, se utiliza sólo el intercepto

Como puede observarse en la tabla 4 las pruebas ADF se complementan con los test PP para no rechazar la hipótesis nula en las variables en niveles. Es decir, a excepción de la brecha de actividad (EMAE_BRECHA), las series no son estacionarias. En definitiva, de acuerdo con los resultados y la evidencia empírica, se concluye que, a

excepción de la brecha de actividad (EMAE_BRECHA), las series son integradas de orden uno I(1). Por lo tanto, para la estimación del VAR se utiliza la primera diferencia de las variables asegurando el cumplimiento de la propiedad estacionaria.

7. Metodología

A fin de estimar el *pass-through* del tipo de cambio a los precios, el presente trabajo se basa en la metodología de vectores autorregresivos (VAR) utilizando el *software* E-views 10. Esta metodología propuesta por Sims (1980) surge como alternativa a los modelos tradicionales de ecuaciones simultáneas, los cuales solían presentar problemas de endogeneidad, simultaneidad e identificación, además de no considerar las características estadísticas de las series de tiempo. Los modelos VAR suponen la interdependencia entre las variables y sus rezagos, ampliando las interacciones simultáneas entre ellas y permitiendo relaciones más complejas. Siguiendo a Guzmán y García (2008), las relaciones causales entre las variables pueden explicarse a través de un modelo lineal, en donde las variables son explicadas por sus propios rezagos, por los rezagos de las otras variables y por los términos de error estocásticos. En términos formales, el modelo se expresa de la siguiente manera:

$$A_0 Y_t = \sum_{j=1}^n A_j Y_{t-j} + u_t \quad (4)$$

En donde Y_t es un vector de variables endógenas ($n \times 1$), A_j es un vector ($n \times n$) que contiene los coeficientes estructurales que relacionan los valores actuales y pasados de las endógenas y u_t es la parte no explicada que se incluye como un vector de innovaciones ($n \times 1$) en cada variable. Por lo general, se supone que es un proceso de ruido blanco independiente de media cero con una matriz de covarianza definida positiva e invariante en el tiempo $E(u_t, u_t') = \Sigma_u = D$.

El proceso es estable si el polinomio definido por el determinante del operador autorregresivo no tiene raíces en y sobre el círculo unitario. Suponiendo que el proceso se ha iniciado en el pasado infinito ($t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$), genera series de tiempo estacionarias que tienen medias, varianzas y covarianzas invariantes en el tiempo. Los modelos VAR que cumplan con las condiciones de estabilidad podrán expresarse

en medias móviles, es decir, cada variable incorporada al sistema se podrá escribir como una combinación lineal del valor corriente y pasado de los términos de error, lo cual constituye la condición básica para poder construir las funciones de impulso-respuesta (Beltrani, 2020).

Cuando se resuelve el sistema y se conocen los valores de los parámetros que lo componen el VAR se expresa de la siguiente forma:

$$Y_t = \sum_{j=1}^n \theta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

En donde $\theta_j = A_0^{-1} A_j$; $\varepsilon_t = A_0^{-1} A_j u_t$

Adicionalmente, la matriz de varianzas-covarianzas queda determinada por $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = A_0^{-1} \sum u A' u^{-1} = A_0^{-1} D A' u^{-1} = \Omega$. Esto implica que A_0^{-1} existe con forma de matriz triangular inferior. Debido a que Ω es una matriz definida positiva, debe existir una única matriz diagonal D con valores positivos a lo largo de la diagonal principal, tal que $\Omega = A_0^{-1} D A' u^{-1}$. Esto supone que A_0^{-1} y D tengan una única forma que satisfagan que $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Omega$. De esta forma, es necesario fijar una estrategia de identificación capaz de encontrar los valores numéricos para los elementos de la matriz A_0 que definan la transformación $\varepsilon_t = A_0^{-1} u_t$. Para tal fin, en el presente trabajo se utiliza la descomposición de Cholesky, la cual establece como restricción que dicha matriz sea triangular inferior con elementos diagonales unitarios. Las nuevas innovaciones, v_t , se obtienen manteniendo dentro del vector los residuos de las regresiones de cada innovación sobre todas las que la preceden:

$$v_{1t} = \varepsilon_{1t},$$

$$v_{2t} = \varepsilon_{2t} - \hat{C}_{12} v_{1t},$$

$$v_{3t} = \varepsilon_{3t} - \hat{C}_{13} v_{1t} - \hat{C}_{23} v_{2t}$$

...

$$v_{kt} = \varepsilon_{kt} - \hat{C}_{1k} v_{1t} - \hat{C}_{2k} v_{2t} - \dots - \hat{C}_{k-1,k} v_{k-1,t}$$

En consecuencia, la primera innovación, v_{1t} , es igual a ε_{1t} . La segunda innovación, v_{2t} , es el residuo de la regresión MCO de ε_{2t} en v_{2t} y así sucesivamente. Por construcción, los residuos de las regresiones lineales MCO no están correlacionados con cada una de las variables explicativas, por lo que las innovaciones, $v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{kt}, \dots$, no están correlacionadas (Novales, 2011, como se citó en Catelén, 2020). De este modo, tal como sugiere Torres (2015) la identificación recursiva supone que los shocks afectan de manera contemporánea a las variables ubicadas posteriormente a la variable en que surge la perturbación, pero no a las precedentes.

Por otro lado, tal como menciona Mora (2017), al considerar que la descomposición en choques ortogonales implica recursividad, es necesaria la inclusión de las variables en el modelo de acuerdo con su grado de exogeneidad, lo cual se logra con el soporte de las pruebas de causalidad de Granger. Gujarati (2010) indica que, aunque los distintos análisis que se puedan realizar datan sobre la dependencia de una variable sobre otras, ello no necesariamente implica causalidad, en otras palabras, la existencia de una relación entre las variables no prueba causalidad ni la dirección de la influencia. A partir de la forma reducida del modelo, dicha prueba busca determinar si las observaciones pasadas de una variable afectan el comportamiento de otra. En otros términos, una variable Z causa a la variable Y en el sentido de Granger si al incluir el rezago de Z en la ecuación, ésta añade mayor capacidad explicativa que al incorporar sólo los rezagos de la variable Y. Así, se diría que la variable z no causa a la variable y si se tiene,

$$E (Y_t/Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots; z_{t-1}, z_{t-2}, \dots) = E (Y_t/Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) \quad (6)$$

Sin embargo, esta propiedad no suele analizarse utilizando predicciones. Se contrasta exclusivamente la significación del bloque de retardos z en la ecuación de y, y se supone que si dicho bloque de variables es significativo contribuirá a mejorar la predicción de la variable y (Novales, 2017). De todas formas, es importante resaltar que esta propiedad teórica no siempre se manifiesta en resultados prácticos, y que un buen ajuste no necesariamente conduce a una buena predicción.

Con los valores estimados mediante el modelo VAR se calculan las funciones impulso-respuesta y la descomposición de la varianza. En cuanto a las primeras, las mismas reflejan la respuesta del sistema a *shocks* en los componentes del vector de perturbaciones. En términos estadísticos, es la representación de medias móviles asociadas al modelo estimado. En línea con las investigaciones de Miller (2003), Capristán et al. (2011) y Torres (2017), entre otros autores, para calcular el *pass-through* se utilizan las funciones de impulso-respuesta acumuladas (FIRA). Los efectos de dicho coeficiente se calculan mediante el cociente entre el impulso-respuesta acumulado de un choque hacia los precios sobre el impulso-respuesta acumulado de un choque en el tipo de cambio, que se identifican mediante el método recursivo. De manera algebraica se define de la siguiente manera:

$$PT_{\tau} = \frac{\Delta\%P_{t,t+\tau}}{\Delta\%TC_{t,t+\tau}} \quad (7)$$

Donde:

PT_{τ} : Elasticidad del traspaso acumulado en el período τ

$\Delta\%P_{t,t+\tau}$: Cambio porcentual acumulado en el nivel de precios τ después del choque

$\Delta\%TC_{t,t+\tau}$: Cambio porcentual acumulado en el tipo de cambio τ después del choque

Por otro lado, mientras las funciones de impulso-respuesta identifican los efectos de un *shock* en una variable endógena sobre las otras variables del modelo VAR, la descomposición de la varianza permite disgregar a la varianza del error de predicción de cada variable en los componentes asignados a los distintos *shocks* que pueden afectar al sistema. Dicho de otro modo, permite para los diferentes horizontes temporales aislar el porcentaje de variabilidad de una variable endógena explicado por una de las innovaciones.

A continuación, se presenta la configuración e identificación del modelo de referencia.

8. Modelo base

En esta sección se describe la estructura de modelización utilizada para estimar el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en nuestro país durante el período 2003-2020. Como se menciona anteriormente, y siguiendo a Guzmán y García (2008), uno de los planteamientos centrales de la construcción de los modelos VAR es que los términos de error estocástico no deben estar relacionados. De esta manera, como ya se mencionó, se recurre a una transformación del VAR conocida como descomposición Cholesky, con la cual se logra la independencia u ortogonalización de los errores estocásticos y se halla la forma recursiva del VAR.

De este modo, se imponen restricciones contemporáneas a las variables descriptas en la sección 6, utilizando la factorización de Cholesky. Siguiendo a Ito y Sato (2007), no está claro si es apropiado anteponer el agregado monetario al tipo de cambio. Los autores admiten que, si se considera al tipo de cambio como un precio de activo prospectivo, es razonable suponer que tienda a responder con bastante rapidez y de forma contemporánea a los *shocks* macroeconómicos. Incluso, algunos autores tales como Kim y Roubini (2000) y Kim y Ying (2007) proponen colocar el tipo de cambio al final de la ordenación del modelo VAR. De acuerdo con Hahn (2003), resulta razonable admitir un efecto contemporáneo de los choques de la política monetaria sobre el tipo de cambio. Además, esto implica que la política monetaria no reacciona a la inflación observada sino a la esperada y, por lo tanto, puede afectar los precios en diferentes etapas al mismo tiempo. En consecuencia, el agregado monetario M1 se ubica en primer lugar seguido por el tipo de cambio nominal multilateral.

Los salarios y la brecha de producto se ubican en tercer y cuarto lugar, respectivamente, dado que resulta plausible que los impactos en dichas variables afecten el nivel de precios domésticos, pero no así al nivel de agregado monetario M1 y al tipo de cambio nominal multilateral. Así, cuando los salarios aumentan, hay mayor capacidad de compra y la actividad económica se acelera; además, al atravesar un ciclo expansivo, los productores tienen mayor margen para trasladar sus costos crecientes a los precios. Por el contrario, cuando los salarios caen, el poder de compra se reduce y, cuando la economía se encuentra en recesión, los

agentes no realizan ajustes significativos en los precios, dado que podrían afectar sus ventas. El IPC se coloca al final, de modo que los choques contemporáneos en todas las variables antes mencionadas se reflejan en el índice de precios, pero no a la inversa. De todas formas, en la sección 8 se analizan ordenamientos alternativos al establecido en el modelo de referencia otorgándole mayor robustez al análisis.

La tabla a continuación arroja los resultados de la causalidad de Granger para determinar si las observaciones anteriores de una variable influyen sobre el comportamiento de otra. La hipótesis nula implica la no existencia de causalidad en el sentido de Granger. Se advierte el valor p asociado al estadístico F para probar si los conjuntos relevantes de coeficientes son cero, es decir, si los valores pasados de la variable de la fila “regresor” no se incluyen en la ecuación para la variable de la columna “dependiente”. En negrita se indican aquellos valores que permiten rechazar la hipótesis nula.

Tabla 5: Test Causalidad de Granger

REGRESORES	VARIABLES DEPENDIENTES EN LA REGRESIÓN				
	d(lipc)	d(ltcnm)	emae_brecha	d(lm1_sa)	lw_sa
d(lipc)	x	0.011	0.586	0.002	0.304
d(ltcnm)	0.000	x	0.160	0.351	0.375
emae_brecha	0.344	0.192	x	0.025	0.122
d(lm1_sa)	0.946	0.423	0.318	x	0.400
d(lw_sa)	0.829	0.316	0.669	0.200	x
All	0.010	0.017	0.705	0.000	0.000

Fuente: Elaboración propia

Como puede observarse, y en consistencia con la teoría económica, existe causalidad bidireccional en el sentido de Granger entre el tipo de cambio nominal multilateral y el nivel de precios internos. Además, las variaciones pasadas del M1 contribuyen a explicar las variaciones contemporáneas del tipo de cambio multilateral y la brecha de producto.

Uno de los mayores desafíos al momento de estimar un modelo VAR consiste en la selección de rezagos a incluir en la ecuación dado que el número de parámetros crece exponencialmente al número de variables. Como sugiere Novales (2017), para evitar una sobre parametrización del modelo una estrategia lógica resulta en incluir

el menor número de retardos que elimine la autocorrelación del término de error de todas ellas. Con el propósito de identificar la cantidad óptima del modelo a estimar se analizan las pruebas de exclusión de rezagos de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) y Schwarz (SC), las cuales sugieren la incorporación de tres rezagos en la primera de ellos, y dos en los restantes indicadores. Sin embargo, en todos los casos se evidencia autocorrelación de los residuos. Como resultado de ello, en la ecuación de referencia se utilizan 6 rezagos para evitar la pérdida de información. Por su parte, para determinar la autocorrelación residual se lleva a cabo la prueba del multiplicador de Lagrange de correlación serial de Breusch–Godfrey hasta el rezago 12, dado que es el valor sugerido cuando se tratan con series mensuales. Todos los valores p son mayores a 0.10²⁰, lo que lleva a no rechazar la hipótesis nula al 10% de nivel de significación, indicando la ausencia de correlación serial hasta dicho rezago. La ausencia de correlación serial en las perturbaciones determina la congruencia del modelo.²¹

Por otro lado, la condición de estabilidad prueba mediante la inversa de la matriz del polinomio característico la ausencia de valores mayores a uno. Tal como señala Loria (2007) es necesario que el modelo sea dinámicamente estable, esto es, que, frente a un *shock* no anticipado en una variable, el resto de las variables regresen a su valor de equilibrio de largo plazo; de lo contrario el modelo resulta inestable, lo que se reflejaría en un comportamiento explosivo sin sentido económico. Una forma de identificar estos valores se determina por medio de la prueba de “raíces inversas del polinomio característico AR” en donde todas las raíces invertidas deben tener un valor inferior a uno en valor absoluto. Los resultados concluyen que las raíces del

²⁰ Particularmente el valor- p en el rezago 6 es de 0.945

²¹ En cuanto a la heterocedasticidad, al analizar el *test*, el valor “ p ” arroja un valor de cero, indicando que hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianza en los residuos. Esto confirma la presencia de heterocedasticidad en los datos. Si bien la presencia de heterocedasticidad es una problemática común en los modelos económicos porque puede producir estimaciones menos precisas, Stock y Watson (2018) argumentan que, en presencia de una muestra grande, la corrección de esta no es estrictamente necesaria. Además, es importante destacar que ante la presencia de heterocedasticidad los estimadores no pierden las propiedades de consistencia e insesgadez. A razón de ello, se decide continuar sin realizar la corrección de la heterocedasticidad y se asume que las estimaciones son lo suficientemente robustas a la presencia de heterocedasticidad en los datos.

polinomio son menores a la unidad, lo que implica el cumplimiento de la condición de estabilidad o estacionariedad (Ver Tabla 4 del Anexo).

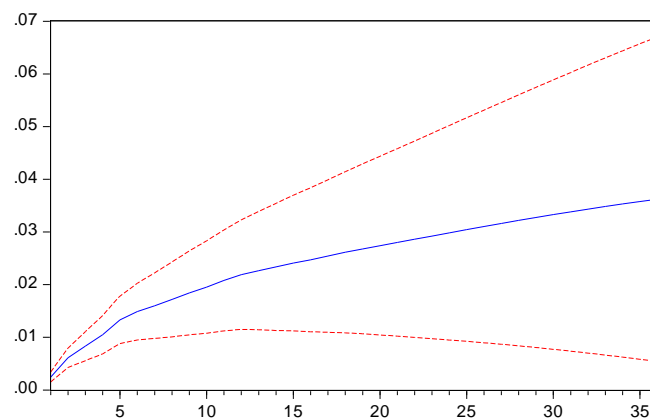
8.1. Resultados del modelo base

8.1.1. Análisis de impulso-respuesta

Para estimar la magnitud y velocidad de la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio a los precios se utilizan las funciones de impulso-respuesta acumuladas (FIRA). Dichas funciones reflejan la sumatoria de las desviaciones que representa una variable con respecto a su equilibrio de largo plazo luego de una perturbación aleatoria en alguna de las variables del sistema. De este modo, el ERPT se define como los cambios acumulados en los precios internos (LIPC) con relación a las variaciones acumuladas en el tipo de cambio nominal multilateral (LTCNM) dado un choque del uno por ciento en este último. El análisis de las respuestas se muestra en un horizonte temporal de hasta 36 meses, siguiendo la práctica habitual de trabajos similares (Choudhri y Hakura, 2001; Castiglione, 2017). Además, dado que las variables están expresadas en logaritmos, los impulso-respuesta se interpretan como tasas de crecimiento acumulado respecto a la base. A continuación, se presentan las respuestas de impulso de las variables de interés. El conjunto completo de FIRAs se informa en la figura 8 del Anexo. Las líneas azules representan la trayectoria de la variable frente un *shock* en la otra, mientras que las líneas rojas equivalen a las bandas de confianza obtenidas con un error estándar de +/- 2 desvíos estándar.

Figura 3: Función de impulso-respuesta para el modelo base

Respuesta acumulada de D(LIPC) sobre D(LTCNM)
utilizando la factorización de Cholesky



Fuente: Elaboración propia

La figura 3 presenta la función de impulso-respuesta del índice de precios al consumidor frente a un *shock* en el tipo de cambio nominal multilateral. Como puede apreciarse, la función es positiva y creciente. En la tabla 6 (ver extensión en la tabla 18 del Anexo) se muestra el coeficiente de traslado del tipo de cambio a los precios medido en función de la fórmula detallada previamente. De los resultados obtenidos, se tiene que ante un aumento del 10% en el tipo de cambio el traslado a precio es del 8.5% al mes siguiente, alcanzando la tercera parte al cabo de seis meses y 43% transcurrido el año. Después de dos años el traslado supera el 50% (53.1%) y, a partir de entonces comienza a perder fuerzas alcanzando 56.7% pasado los 36 meses.

Pese a que los resultados no son estrictamente comparables debido a las diferencias metodológicas, resultan consistentes con la literatura al encontrar un traspaso positivo, pero incompleto. En cuanto a las investigaciones que analizan exclusivamente el caso argentino, si bien Cadelli et al. (2005) encuentran una dinámica diferente en el sentido de una mayor respuesta inicial con una desaceleración posterior (tal como se observa en la tabla 1), el coeficiente llega al 45% al cabo de un año. Este valor, además de ser similar al de este trabajo, está en línea con el obtenido por Montes Rojas (2019), de 45% para el año.

Por otra parte, en contraste con trabajos que incluyen un conjunto de países, las conclusiones resultan disímiles, identificándose un traspaso a precios considerablemente superior en detrimento de ellos. Tal es el caso de Ito y Sato (2006), los cuales hallan un *pass-through* del 28% el primer año y 34% a los dos años.

Si se realiza una comparación con los demás trabajos citados, los resultados muestran evidencia a favor de que para Argentina el nivel de traspaso es más alto con relación al resto de las economías. Asimismo, esto refuerza la afirmación de la existencia de un *pass-through* superior de los países emergentes con relación a los países industrializados (Calvo y Reinhart, 2000); Jašová, Moessner y Takáts, 2016; y Ca' Zorzi, Hahn & Sánchez, 2007, entre otros). No obstante, cuando se realiza un análisis comparativo entre los países en desarrollo mencionados al inicio, se puede observar que no sólo muestra un nivel de traspaso más elevado, sino que también

presentan niveles más altos de inflación, en línea con lo evidenciado en BCRA (2020). Esto respalda la hipótesis planteada por Taylor (2000), la cual argumenta la existencia de una relación positiva entre el grado de *pass-through* y la inflación, que encuentra su explicación en otras variables macroeconómicas.

Tabla 6: Coeficiente de *pass-through* del tipo de cambio a precios

Horizonte temporal	Pass-through
t=1	8.53%
t=6	34.37%
t=12	43.07%
t=24	53.13%
t=36	56.71%

Fuente: Elaboración propia

8.1.2. Descomposición de la varianza

Como se mencionó en la sección anterior, la descomposición de la varianza permite dividir la varianza del error de predicción de cada variable en los componentes que son atribuibles a los distintos *shocks* que puede experimentar el sistema. Tal como se observa en la tabla 7, el índice de precios al consumidor pierde capacidad explicativa sobre la variabilidad de su propio error de predicción reduciéndose a la mitad la parte del error de predicción que representa, al pasar del 84% en el período 1 al 42% a los 36 meses. Esto constituye evidencia a favor de la hipótesis de que el comportamiento de la inflación explica la mayor parte del coeficiente de traspaso. Por su parte, el tipo de cambio nominal multilateral explica la tercera parte de las variaciones a los seis meses, reduciéndose gradualmente en los tres años, mientras que, el agregado monetario M1 explica tan solo el 6% de las fluctuaciones en los precios al consumidor al cabo de medio año, alcanzando el 15% en el largo plazo. Esto contradice los hallazgos encontrados en Ito y Sato (2007), donde se observa una respuesta negativa y no significativa de los agregados monetarios ante un shock cambiario. Sin embargo, refuerza la teoría de Ghosh (2013) y Campa y Goldberg (2005), quienes sostienen una relación positiva y significativa entre dichas variables. Finalmente, si bien la influencia de los salarios y la brecha de producción crece a medida que aumenta el horizonte temporal, es significativamente menor para todos los períodos, afianzando la hipótesis planteada respecto.

Tabla 7: Descomposición de la varianza del D(LIPC)

Horizonte de predicción	D(LM1_SA)	D(LTCNM)	D(LW_SA)	EMAE_BRECHA	D(LIPC)
t=1	2.047104	13.03822	0.256451	0.175978	84.48225
t=6	6.524361	36.83324	1.274023	1.30445	54.06393
t=12	10.40596	35.20711	1.37469	3.063194	49.94905
t=24	14.71522	31.21876	2.251209	7.670316	44.14449
t=36	15.99602	31.08559	2.44861	7.559889	42.90989

Fuente: Elaboración propia

9. Análisis de sensibilidad

Con el objetivo de evaluar la sensibilidad de los resultados se desarrollan pruebas de robustez estimando diferentes conjuntos de modelos. El cálculo de cada uno de ellos sigue el procedimiento y los métodos del modelo base. En primera instancia, se testea si las estimaciones son sensibles al orden y a la cantidad de variables minimizando el número de rezagos que eliminen la autocorrelación en los términos de error. Además, se agregan dos variables exógenas, las cuales se identifican como *proxy* del comercio exterior. Por un lado, el índice de precios de las materias primas agropecuario (ipmp²²) se incluye para indicar los choques de oferta que reflejen el precio internacional de los alimentos. Por otro lado, se introduce un índice de precios internacionales estimado por el Fondo Monetario Internacional, en donde el peso de cada producto básico incluido en él está dado por su participación de las exportaciones netas en la producción agregada, por lo que las variaciones en el índice brindan una estimación de las ganancias y pérdidas inesperadas de ingresos asociadas con los cambios en los precios mundiales.

Luego, se desarrollan tres alternativas en donde se prueba si la variable que representa la variación del tipo de cambio es sensible a la definición utilizada en el modelo base. Para ello, en función del modelo de referencia, en las primeras dos variantes se reemplaza al tipo de cambio real multilateral por el tipo de cambio bilateral con Estados Unidos, mientras que en el tercer VAR estimado se sustituye

²² Se consideran los precios de los productos básicos agropecuarios ponderados según su participación en las exportaciones totales: maíz (21.9%), trigo (10.8%), porotos de soja (5.1%), pellets de soja (24.7%), aceite de soja (15.0%), cebada (2.3%), carne bovina (6.7%).

por el dólar *blue*. Estos modelos comparten propiedades econométricas en cuanto a la ausencia de autocorrelación residual y normalidad²³ en los términos de error.

En segunda instancia, se testean estimaciones alternativas en donde se respeta el orden y la cantidad de variables de los modelos anteriores, pero buscando que los residuos sigan una distribución normal, además de no presentar autocorrelación residual. En estos casos, en cada modelo en particular se incorpora una variable *dummy* por cada valor atípico que permita suavizar la serie.

En vista de los objetivos de la presente investigación la representación gráfica del análisis de impulso-respuesta de todas las estimaciones se presenta en el Anexo (Sección 11). A continuación, se muestra exclusivamente el análisis de los coeficientes de pass-through para dar cuenta de la variabilidad entre los modelos.

9.1. Modelos con ordenamientos alternativos y variables exógenas

En la tabla 8 se presenta el primer conjunto de modelos alternativos, en donde el criterio de agrupación responde a la ausencia de autocorrelación en los residuos y la omisión de normalidad en su distribución. Respecto a la no normalidad residual, si bien es una condición deseable, no presenta problemas para la consistencia de los estimadores y permite la inferencia en sentido asintótico. A continuación, se describe la composición de cada modelo plasmado en la tabla 8, indicando en ella el orden de las variables en cada regresión:

9.1.1. Modelos con 5 variables

Los primeros tres VAR consideran las cinco variables iniciales, alternando el orden y manteniendo el número de *lags*, además, de incorporar variables exógenas. El primero de ellos se diferencia del modelo base al incorporar como variables de control al índice de precio de las materias primas agropecuarias y a los precios internacionales. El segundo altera el orden de las primeras dos variables del modelo anterior, ubicando en primer lugar al tipo de cambio nominal multilateral, seguido del agregado monetario M1. El VAR número tres busca testear el impacto de

²³ Para determinar la normalidad se analiza el coeficiente de asimetría, el cual mide el grado de simetría de la distribución respecto a la media.

incorporar la brecha de producto en primera posición, de modo que no pueda responder a choques contemporáneos del resto de las variables, afectando a M1 y estos dos al TCNM.

Los modelos 9 y 10 utilizan el mismo ordenamiento de las variables y los mismos rezagos que el modelo 2 y 3 respectivamente, pero a diferencia de estos no incluyen las variables exógenas.

9.1.2. Modelos con 4 variables

Los dos siguientes no contemplan el agregado monetario M1, y el número de rezagos se incrementa a 7, manteniendo las variables de control. El modelo 8 incluye las variables del modelo base, a excepción de la brecha de producto y los rezagos se reducen a 5, mientras que el VAR 15 utiliza el mismo ordenamiento, pero suprimiendo las variables exógenas. Los modelos 11 y 12 replican los VARs 4 y 5 respectivamente, quitando las variables exógenas y, reduciendo los rezagos a 6 y 5 en el orden dado.

9.1.3. Modelos con 3 variables

Ahora, si se quitan las variables que representan a los salarios y el agregado monetario (M1), los modelos 6 y 13 ubican al TCNM en primer lugar, seguidos por la brecha de producto y el índice de precios al consumidor. Ambos incorporan 5 rezagos, con la distinción de que el primero de ellos considera las dos variables exógenas mencionadas anteriormente. En el caso de las ecuaciones 7 y 14 se invierte el orden, ubicando a la brecha de producto en primer lugar, seguido del tipo de cambio nominal multilateral y el IPC. Al igual que los modelos anteriores mantienen 5 rezagos y, se distinguen entre ellos por la incorporación de las variables de control en el primero de ellos.

9.1.4. Modelos con tipos de cambio alternativos

Los modelos restantes presentan un enfoque auxiliar a la definición del tipo de cambio implementada en el modelo base en donde se modifica la variable representativa del tipo de cambio manteniendo el mismo número de rezagos. Tanto

en el modelo 16 como en el 17 se incorporan las cinco variables el modelo base, pero el TCNM se sustituye por el tipo de cambio bilateral con Estados Unidos (TC), diferenciándose por la incorporación de variables exógenas en el segundo de ellos. Para el último caso, dada la relevancia del tipo de cambio *blue* en nuestro país, se busca comprobar la variabilidad de los resultados incorporando dicha variable.

Tabla 8: Conjunto de modelos alternativos 1

	Variables endógenas							Variables exógenas		Lags
	m1	tcnm	w_sa	emae	ipc	tc	tcb	ipmp	p_inter	
Modelo 1	1	2	3	4	5			x	x	6
Modelo 2	2	1	3	4	5			x	x	6
Modelo 3	2	3	4	1	5			x	x	6
Modelo 4		1	2	3	4			x	x	7
Modelo 5		1	3	2	4			x	x	7
Modelo 6		1		2	3			x	x	5
Modelo 7		2		1	3			x	x	5
Modelo 8	1	2	3		4			x	x	5
Modelo 9	2	1	3	4	5					6
Modelo 10	2	3	4	1	5					6
Modelo 11		1	2	3	4					6
Modelo 12		1	3	2	4					5
Modelo 13		1		2	3					5
Modelo 14		2		1	3					5
Modelo 15	1	2	3		4					5
Modelo 16	1		3	4	5	2				6
Modelo 17	1		3	4	5	2		x	x	6
Modelo 18	1		3	4	5		2			6

Fuente: Elaboración propia

Nota: La numeración indica el orden asignado en el modelo

9.1.5. Resultados de los modelos con ordenamientos alternativos y variables exógenas

En la tabla 9, puede observarse el análisis de impulso-respuesta para el primer conjunto de datos. En términos comparativos, dentro de los modelos 1.1 al agregarle las variables de control al modelo de referencia, en el corto plazo no se observan diferencias significativas, mientras que a los seis y doce meses se refleja un traspaso levemente superior (+0.6pp) respecto al valor referencial. Al cabo de dos años, se desacelera más que el valor referencial (-0.8pp) para converger en el largo plazo a un valor de 56.3%. Si en cambio se altera el orden de las primeras dos variables, ubicando en primera instancia a la variable que refleja el tipo de cambio seguido por el agregado monetario M1, en el largo plazo el *pass-through* alcanza el 58.4%, superando al modelo base en 2.2pp.

Al pasar a los modelos con cuatro variables, aquellos que no tienen en cuenta al agregado monetario M1 (Modelos 4 y 5) e incorporan como variables de control a IPMP y PINTER la respuesta inmediata de la variación del tipo de cambio hacia los precios es levemente inferior respecto al modelo base (8.1% vs. 8.6%) y, a partir de los seis meses se ralentiza mostrando un nivel de *pass-through* mayor. Al cabo de un año el traspaso alcanza el 44.6% (vs. 43.1% en el modelo de referencia) mientras que en el largo plazo llega al 58.9% (vs. 56.3%). Si se excluye del análisis a los salarios, además del agregado monetario M1 (Modelo 6), en todos los horizontes temporales se expone un *pass-through* menor y más lento respecto al modelo base, mostrando una diferencia de 2.8pp el corto plazo (31.9% vs. 34.7% a los seis meses) y 9.3pp en el largo plazo (47% vs. 58.9% a los 36 meses).

Cuando se repite el testeo de los modelos quitando las variables exógenas se arriba a resultados similares. El modelo que excluye a la brecha de producto (Mod. 15) arroja un valor de traspaso de 9.3% frente al 8.6% del base, manteniéndose generalmente por encima en todos los horizontes temporales, llegando a 58.4% en el largo plazo (+2.7pp respecto al VAR de referencia). El modelo que incluye todas las variables del modelo de referencia, diferenciándose por alternar el orden al colocar al TCNM en primer lugar seguido de M1, arroja un *pass-through* superior al resto en el corto plazo. En cambio, en el mediano-largo plazo, el VAR que no incluye entre sus variables a M1 y sitúa al TCNM en primer lugar seguido de los salarios concluye un nivel de *pass-through* más elevado en detrimento del resto.

Por su parte, la ecuación constituida por tres variables en donde el TCNM ocupa el primer lugar, seguido por la brecha de producto y el índice de precios al consumidor da como resultado un nivel de traspaso considerablemente menor y más lento siendo de 39.6% al cabo del año (-3.4pp respecto al modelo base) y 47.8% transcurridos los tres años, un 8.5% por debajo del modelo base.

Tabla 9: *Pass-through* del tipo de cambio a los precios al consumidor:
Análisis de impulso respuesta

	Horizonte de predicción				
	t=1	t=6	t=12	t=24	t=36
Modelos 1.1					
Modelo 1	8.62%	35.24%	43.67%	52.73%	56.25%
Modelo 2	8.39%	35.56%	43.67%	52.73%	56.25%
Modelo 3	8.28%	35.24%	43.20%	53.57%	56.92%
Modelo 9	8.71%	35.00%	43.86%	55.22%	58.44%
Modelo 10	8.67%	33.60%	43.64%	54.24%	57.81%
Modelos 1.2					
Modelo 4	8.06%	35.96%	43.86%	54.55%	58.90%
Modelo 5	8.06%	35.96%	43.86%	54.55%	58.90%
Modelo 8	8.71%	34.80%	44.64%	54.69%	57.97%
Modelo 11	8.39%	34.78%	43.64%	56.36%	59.65%
Modelo 12	8.39%	33.54%	43.52%	53.45%	55.74%
Modelo 15	9.31%	34.79%	44.44%	52.46%	57.81%
Modelos 1.3					
Modelo 6	7.50%	31.88%	39.46%	46.03%	46.97%
Modelo 7	7.74%	32.29%	40.36%	46.88%	48.53%
Modelo 13	7.50%	31.84%	39.65%	45.31%	47.76%
Modelo 14	7.50%	32.04%	40.35%	46.15%	48.53%
Modelos 1.4					
Modelo 16	5.71%	36.83%	42.50%	48.28%	49.30%
Modelo 17	5.88%	35.95%	42.69%	50.00%	50.00%
Modelo 18	-0.63%	5.63%	8.89%	10.91%	12.07%

Fuente: Elaboración propia

Los valores hallados se ubican en su mayoría por encima de los de la literatura reciente. Entre los trabajos que aplican una metodología VAR, Torres (2015) encuentra un *pass-through* del 52% pasados los primeros cuatro años, llegando al 58% a los 93 meses. Por su parte, Ito y Sato (2007) llegan a un resultado de 28% al cabo de un año y 34% a los dos años. Al mismo tiempo, Cadelli et al. (2005) utilizan la técnica de MCO y, si bien encuentran un traspaso ampliamente mayor y más rápido en los primeros períodos, al cabo de un año el valor llega al 45%. Castiglione (2017) y Graña (2020) estiman un VECM con diferentes variables. El primer autor encuentra un valor de *pass-through* estable del 38% en el largo plazo que se alcanza gradualmente siendo de 17% el primer año, 30% transcurrido el segundo y 41% a los tres años, mientras que Graña (2020) muestra un traspaso del 63% en el mediano-largo plazo. Es interesante destacar la heterogeneidad del *pass-through* debido a las diferentes variables incluidas en los modelos, así como también el período de tiempo que abarca cada investigación. Al respecto, el presente trabajo incluye períodos

posteriores al 2016²⁴ en donde la inflación promedio es de 39.4%. En este sentido, Aron et al. (2014) afirman que las estimaciones sugeridas de diferentes metodologías no son directamente comparables dado que las premisas implícitas son diferentes.

Hasta el momento, todos los VAR utilizan como variable representativa del tipo de cambio al tipo de cambio nominal multilateral. Sin embargo, como se mencionó anteriormente resulta interesante evaluar el comportamiento de los precios ante variaciones en el tipo de cambio utilizando como referentes al tipo de cambio nominal bilateral (TC) y al tipo de cambio *blue* (TCB). Como puede observarse en el Modelo 16, la primera reacción es considerablemente menor (-2.9pp) respecto al modelo base y, a excepción del traspaso acumulado a los seis meses, la tendencia se mantiene y el diferencial crece a medida que aumenta el horizonte temporal. El mismo comportamiento con valores ligeramente superiores se presenta en el Modelo 17, el cual incorpora variables de control. Por otra parte, si se considera al tipo de cambio *blue* en la estimación, la reacción inmediata indica un efecto negativo del 0.6%, con un impacto positivo a los seis meses, siendo tal solo 5.6%. Incluso, pasados los doce meses la transferencia al IPC no alcanza la décima parte, siendo del 12.1% en el largo plazo, una diferencia de 44pp respecto al modelo base. El resultado puede resultar extraño, pero como señala Montes Rojas (2019), el mismo se debe al hecho de que se considera un modelo en diferencias, lo que implica diferentes interpretaciones al utilizar uno u otro tipo de cambio. Al utilizar el tipo de cambio bilateral oficial, un *shock* puede ser el resultado de un atraso (apreciación) insostenible del tipo de cambio, que deriva en un reajuste de precios de forma brusca cuando se devalúa. Si, por otro lado, se considera el tipo de cambio blue, es probable que los atrasos cambiarios ya hubieran sido absorbidos por el mercado paralelo y, por ende, un *shock* puede suponer un reajuste de precios relativos. Así, al estimar el VAR con un el tipo de cambio bilateral el autor encuentra una elasticidad de traspaso de 45% después de un año, mientras que el valor es cercano a cero cuando se analiza el tipo de cambio blue. Barberis (2020) llega a conclusiones semejantes el respecto. Si bien los coeficientes son mayores, la estimación con el TCNM es ampliamente superior que al estimarlo con el TCB (88% vs. 60%).

²⁴ El período de análisis de dicha investigación incluye desde enero de 2003 a diciembre de 2020.

A modo de resumen, utilizando el TCNM como variable endógena el *pass-through* varía en un rango de entre 31.8% y 36% a los seis meses, y 39.5% y 44.6% al cabo de un año. En el mediano-largo plazo, la brecha se amplía variando en un intervalo de entre 45.3% y 56.4% a los dos años, y 47% y 59.6% pasados los tres años. Cuando se introducen el tipo de cambio bilateral y el blue el nivel de traspaso se reduce considerablemente, sobre todo a medida que aumenta el horizonte temporal. De este modo, la reacción inmediata en los precios después un *shock* en el tipo de cambio es relativamente menor en el primer caso (5.7%) y, el efecto es negativo (-0.6%) cuando se tiene en cuenta el dólar blue. Después de los primeros seis meses el coeficiente de traspaso se acelera más que proporcionalmente en el modelo que admite al TC (36.8%), mientras que en la estimación con el tipo de cambio paralelo el valor llega apenas al 5.6%. Además, mientras que en el modelo base el *pass-through* es de 43% al cabo de un año, dichos modelos alcanzan 42.5% y 8.9% respectivamente. Asimismo, la brecha se profundiza con el paso del tiempo: en el largo plazo el VAR de base arroja un resultado de 56%, mientras que los alternativos determinan un traslado de 49.3% y 12.1% respectivamente.

9.1.6. Síntesis de modelos con ordenamientos alternativos y variables exógenas

Como puede observarse, al controlar por las fluctuaciones tanto de las materias primas como de los precios en general para garantizar que las perturbaciones globales no afecten las estimaciones, los resultados generales se mantienen. Además, el modelo de referencia resulta robusto al cambio de orden de las variables. A medida que se quitan parámetros y factores externos, el traslado es menor, dado que se quitan factores explicativos. Cuando se suprime del análisis a las variables relativas a la política monetaria y salarial, el traslado resulta en promedio 8.5pp menor respecto al modelo base. En cuanto a los primeros, esto puede encontrar su explicación en los contratos y acuerdos salariales que se encuentran indexados a la inflación y, a las variaciones en el tipo de cambio y su impacto sobre las expectativas de los trabajadores y negociaciones salariales. Cuando la inflación aumenta, se generan presiones adicionales sobre los salarios que, en ocasiones pueden generar un ciclo de ajuste en cascada. Como señala Frenkel (2015), en Argentina se ha

generalizado la indexación desde el año 2006 aproximadamente cuando la inflación alcanzó los dos dígitos y el Instituto Nacional de Estadística y Censos comenzaba a perder credibilidad. Por un lado, en un entorno inflacionario, los salarios, contratos y precios tienden a establecerse teniendo en cuenta la inflación pasada. Esto se debe no solo a las expectativas adaptativas de los agentes, sino más bien porque buscan preservar el valor real de los ingresos negociados en el período anterior. Por otro lado, la inflación tiende a acelerarse (o desacelerarse) como respuesta a algún *shock*, como puede ser un aumento (o baja) abrupta en el tipo de cambio. Una vez asimilado el *shock*, la inflación se estabiliza en un nivel más alto (o más bajo, si el *shock* desaceleró) y se torna inercial a ese nuevo nivel. Además, cuando el régimen de inflación es alto la extensión temporal de los contratos se acorta y también lo hace el período de reajuste de los contratos indexados. En cuanto a la política monetaria, esto refuerza los hallazgos de Ghosh (2013) y Campa y Goldberg (2005), los cuales afirman que M1 tiene un rol importante en la dinámica de corto plazo del *pass-through*, mostrando que cuanto menor (mayor) es la tasa de crecimiento del dinero, menor (mayor) será el coeficiente de traspaso.

Por otro lado, resultan atractivos los hallazgos al cambiar la variable representativa del tipo de cambio (TCNM) por el tipo de cambio bilateral y el tipo de cambio *blue*. El resultado puede generar confusión, sobre todo cuando se considera al tipo de cambio *blue*. De todas formas, no se debe olvidar el hecho de que el mercado paralelo, al estar menos integrado con la economía formal, opera con grandes volatilidades y no suele reflejar las condiciones del mercado oficial. Esto hace que las variaciones en el tipo de cambio *blue* no tengan un efecto directo en los precios. De este modo, se pone de manifiesto la segmentación del mercado cambiario, puesto que algunos sectores económicos tienen la capacidad de utilizar el tipo de cambio oficial para realizar sus transacciones, lo cual limita los efectos del *pass-through*.

9.2. Modelos con ordenamientos alternativos, variables exógenas e inclusión de variables dummy

En el siguiente apartado se busca testear modelos en donde los residuos se distribuyan normalmente. Para ello, se realizan las pruebas de bondad de ajuste de

Jarque-Bera²⁵ y, a partir de los gráficos de la distribución de los residuos se detectan valores atípicos y se agregan variables *dummy* para cada valor hallado hasta cumplir con el supuesto de normalidad. A tal efecto, cada *dummy* añadida elimina un salto brusco en la variable, como sucede en septiembre del 2018 cuando se produjo la quita de impuestos a las tarifas de electricidad y gas en la Provincia de Buenos Aires, lo que generó un impacto al alza en los precios del transporte público, los servicios y los alimentos llevando la inflación del 3.9% mensual en agosto a 6.5% mensual en septiembre. Un evento similar sucedió en abril del 2016 cuando la inflación pasó de 3.3% al 6.5% mensual debido al incremento en los precios de la nafta, el agua, el gas y en el transporte público de pasajeros. Como contrapartida de este proceso, los modelos arrojan autocorrelación residual, con lo cual se agregan tantos rezagos como sean necesarios para eliminar dicha correlación. De esta forma, se replican las estimaciones del apartado anterior corrigiendo la ausencia de normalidad. En la tabla a continuación (10) se muestran los modelos con el ordenamiento y las variables incluidas en cada caso, además del número de *lags* que lo constituye. Asimismo, en la tabla 11 se exponen las variables ficticias asignadas a cada estimación.

9.2.1. Modelos con 5 variables

El modelo 19 emula a la ecuación de referencia incorporando variables *dummy* para corregir la ausencia de normalidad. El siguiente, mantiene el orden de las variables añadiendo el índice de precios de las materias primas agropecuarias y el índice de precios internacionales como variables independientes. Al incorporarlas, los residuos presentan autocorrelación, por lo que se incorporan 8 rezagos para proceder a su eliminación. Los modelos 21 y 28 replican al anterior, intercambiando el orden de M1 y TCNM. El segundo de ellos, a diferencia del primero no incorpora variables de

²⁵ La prueba de Jarque-Bera es una prueba asintótica o de pruebas grandes basada en los residuos MCO. Esta prueba calcula primero la asimetría y la curtosis de los residuos de MCO con el siguiente estadístico de prueba: $JB = n[S^2/6+(K-3)^2/24]$ donde n =tamaño de la muestra, S =coeficiente de asimetría y K = coeficiente de curtosis. De acuerdo con la hipótesis nula, la cual afirma que los residuos están normalmente distribuidos, Jarque y Bera mostraron que asintóticamente (es decir, en muestras grandes) el estadístico JB dado sigue la distribución ji cuadrada, con 2 gl. Si el valor p calculado del estadístico JB es lo bastante bajo en una aplicación, lo cual sucederá si el valor del estadístico difiere en gran medida de cero, se puede rechazar la hipótesis de que los residuos están normalmente distribuidos (Gujarati y Porter, 2010).

control e incluye menor cantidad de rezagos (8 vs. 6). El VAR 22 ubica en primer lugar a la brecha de producto, dejando a M2 y al TCNM en segundo y tercer lugar respectivamente, manteniendo las variables exógenas. En este caso, añadir las *dummy* generó autocorrelación residual, con lo cual se consideran diez rezagos para mitigarla.

9.2.2. Modelos con 4 variables

El modelo 23 replica al modelo 4 corrigiendo la normalidad, lo cual se logra manteniendo el número de rezagos. El VAR a continuación, se distingue del anterior porque intercambia el orden de la segunda (W_SA) y la tercera variable (EMAE_BRECHA), además de incrementar el número de rezagos a nueve. Los siguientes dos modelos excluyen a M1 del análisis, dejando en primer lugar al TCNM. El primero de ellos, precedido por los salarios, la brecha de producto y, en última instancia el IPC, mientras que, el otro intercambia el orden de la brecha de producto y los salarios. En ambos casos, no se consideran variables de control e incorporan seis *lags*. Finalmente, se testea un VAR con siete rezagos en donde no se considera como variable dependiente a la brecha de producto, ni se introducen variables exógenas.

9.2.3. Modelos con 3 variables

Los modelos 35 y 32 excluyen al agregado monetario (M1) y a los salarios (W_SA) de la ecuación, colocando al tipo de cambio nominal multilateral en primer lugar, seguido de la brecha de producto y del índice de precios al consumidor. El primero de ellos considera las variables exógenas e incluye 7 rezagos, mientras que, el segundo las excluye y tiene en cuenta una menor cantidad de *lags* (cinco). Por su parte, los VARs 26 y 33 mantienen las mismas variables, pero ubican a la brecha de producto en primer lugar, seguido por el tipo de cambio nominal multilateral y el índice de precios al consumidor. En ambas ecuaciones se incluyen cinco rezagos, pero el primer modelo, además incluye las variables de control.

9.2.4. Modelos con tipos de cambio alternativos

Al tratar de replicar los modelos del inciso anterior corrigiendo la normalidad residual, el modelo 35 presenta problemas de estabilidad, con lo cual no se continua con el análisis, dado que podría indicar la presencia de no estacionariedad en alguna variable del modelo. Por su parte, el VAR 36 no alcanza a cumplir con las dos condiciones al mismo tiempo. Al lograr la normalidad en los residuos, se genera autocorrelación, pero al aumentar los rezagos la autocorrelación no cede. De este modo, al no cumplir con las condiciones de especificación, se excluyen del análisis.

Tabla 10: Conjunto de modelos alternativos 2

	Variables endógenas						Variables exógenas		Lags
	M1_SA	TCNM	W_SA	MAE_BRECH/	IPC	TC	TCB	IPMP	
Modelos 2.1									
Modelo 19	1	2	3	4	5				6
Modelo 20	1	2	3	4	5			x	x
Modelo 21	2	1	3	4	5			x	x
Modelo 22	2	3	4	1	5			x	x
Modelo 28	2	1	3	4	5				6
Modelos 2.2									
Modelo 23		1	2	3	4			x	x
Modelo 24		1	3	2	4			x	x
Modelo 27	2	1	3		4			x	x
Modelo 30		1	2	3	4				6
Modelo 31		1	3	2	4				6
Modelo 34	1	2	3		4				7
Modelos 2.3									
Modelo 25		1		2	3			x	x
Modelo 26		2		1	3			x	x
Modelo 32		1		2	3				5
Modelo 33		2		1	3				5
Modelos 2.4									
Modelo 35	1		3	4	5	2			6
Modelo 36	2		3	4	5		1		

Fuente: Elaboración propia

Nota: La numeración indica el orden asignado en el modelo

Tabla 11: Variables *Dummy* incluidas en cada modelo²⁶

Variables dummy	MODELOS															
	M19	M20	M21	M22	M23	M24	M25	M26	M27	M28	M30	M31	M32	M33	M34	M35
2004:M01				x				x								x
2004:M03									x							x
2004:M04	x				x	x	x		x	x			x	x	x	
2004:M11													x	x		
2005:M01																
2007:M12							x								x	
2008:M03																
2008:M04									x				x	x	x	
2008:M09														x		
2008:M10																x
2008:M12	x			x	x	x	x	x		x	x	x	x	x	x	x
2009:M06																x
2009:M12				x	x	x	x									
2010:M01													x	x		
2010:M02									x							x
2010:M03	x			x	x	x	x	x		x	x	x	x	x	x	x
2011:M03	x			x			x	x	x			x				
2012:M03				x												
2012:M04	x			x	x	x	x	x		x	x	x	x	x	x	
2012:M07				x												
2012:M09									x							x
2013:M01																
2013:M12							x	x					x	x	x	x
2014:M01	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2014:M02	x		x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2014:M03				x											x	
2014:M04	x			x	x	x				x			x			x
2015:M02				x									x			x
2015:M04				x	x						x		x	x		
2015:M06	x				x	x			x	x	x	x				
2015:M12	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x		x		x
2016:M01	x		x	x		x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2016:M02				x					x							x
2016:M04	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2016:M07																x
2016:M08	x			x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2016:M12				x												
2017:M06																
2017:M07	x			x	x	x	x	x	x			x	x	x	x	x
2017:M08				x					x				x	x		
2017:M12	x			x	x	x			x	x	x		x	x	x	x
2018:M01	x	x	x	x		x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2018:M03				x												
2018:M04						x	x						x	x		x
2018:M05	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2018:M06									x						x	x
2018:M07	x			x					x	x						x
2018:M08							x	x	x			x	x	x	x	x
2018:M09	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x		x	x
2018:M10	x	x	x		x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2018:M12									x							
2019:M03													x	x		x
2019:M06									x							x
2019:M08	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2019:M09																
2019:M10									x							
2019:M12						x										
2020:M01					x								x	x		
2020:M02									x							x
2020:M03																
2020:M04									x							x
2020:M05																

Fuente: Elaboración propia

Nota: La cruz (x) indica la aparición de una variable dummy para la fecha señalada

²⁶ Si un modelo tiene diversas variables cualitativas con diversas categorías, la introducción de las variables dicótomas puede consumir un gran número de grados de libertad. Por consiguiente, siempre se debe ponderar el número de variables dicótomas que se van a introducir respecto del número total de observaciones disponible para el análisis. (Gujarati, D., & Porter, D. 2010, p.304).

9.2.5. Resultados de los modelos con ordenamientos alternativos, variables exógenas e inclusión de variables dummy.

Tal como se puede observar en la tabla 12, en su mayoría los resultados reflejan un menor traspaso con relación al observado en el modelo base y, a medida que crece el horizonte temporal los resultados de los modelos arrojan intervalos de variación del *pass-through* más amplios en comparación con los VARs que no presentan normalidad residual. Dentro de los modelos 2.1, la reacción inmediata es ligeramente inferior respecto al modelo base (8.6%) y a los VARs analizados con anterioridad, variando entre 3.5% y 6.9% (vs. 8.3% y 8.7%). Puede notarse que los modelos que no incluyen variables exógenas, en general, exhiben un coeficiente de traspaso más bajo.

En el modelo 19 se muestra el impacto de las variables *dummy*. Dicho VAR reproduce la ecuación de referencia incorporando variables ficticias para suavizar las anomalías propias de los shocks en las series. Como consecuencia el traspaso del tipo de cambio a los precios resulta considerablemente menor, siendo de 19.3% (vs. 34.7% del modelo base) a los seis meses, 25.6% (vs. 43.1% del modelo base) al cabo de un año, alcanzando 33.6% transcurridos los tres años, mientras el modelo de referencia supera el 50% (56.3%) en el mismo período. Asimismo, el modelo que sitúa a la brecha de producto en primer lugar es aquel que expone una mayor magnitud de traspaso a partir de los doce meses. Si se analiza los modelos con cuatro variables, el resultado difiere respecto a los hallazgos de los modelos 1.2. En el apartado 9.1.5 el modelo que excluye a M1 y tiene en cuenta a las variables exógenas arroja un *pass-through* superior en términos relativos, pero si a ese VAR se le agregan *dummies* hasta alcanzar la normalidad, el traspaso resulta ser notablemente menor al resto de los modelos dentro de la sección 2.2. Ahora, si se invierte el orden de la segunda (EMAE) y la tercera variable (W_SA), colocando al TCNM en primer lugar, seguidos de la brecha de producto, los salarios y el índice de precios al consumidor, el modelo obtiene un mayor *pass-through* dentro de la sección con el 34.4% al cabo de un año (vs. 24.8% del modelo 23) y 47.5% en el largo plazo (vs. 35.2% del modelo 23). Si, en cambio, se quita del análisis a la brecha de producto y no se contemplan las variables exógenas, entonces la reacción del impulso-respuesta acumulado de los precios

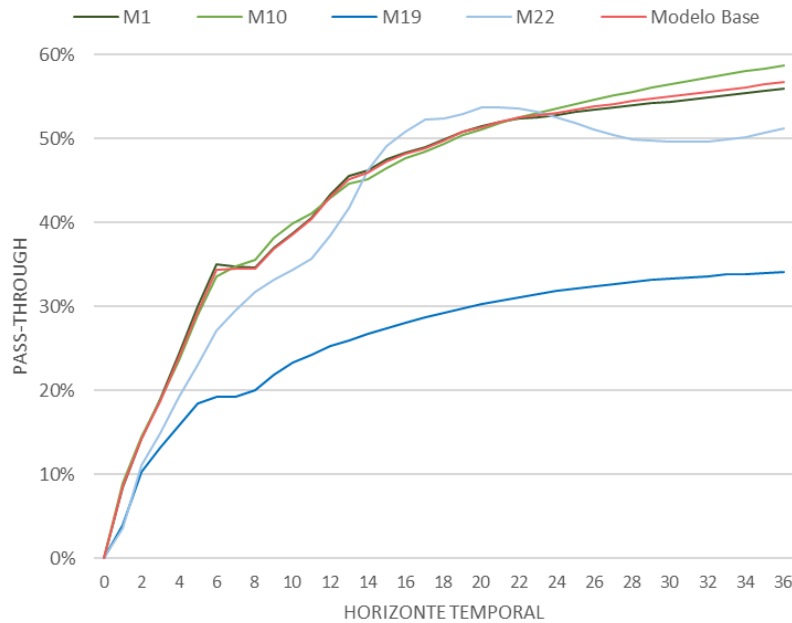
frente a un shock en el tipo de cambio real multilateral resulta ser similar al VAR 23 destacándose solo en el largo plazo, alcanzando un valor 26% mayor (44.8% vs. 35.2%). En última instancia, entre los modelos que exceptúan del análisis las variables relativas a los salarios y al agregado monetario el coeficiente de traspaso resulta más bajo tanto en detrimento del modelo base como de aquellos que no cumplen con la condición de normalidad residual. Dentro de estos VARs, aquel que ordena al tipo de cambio real multilateral en primer lugar, seguido de la brecha de producto y considera a las variables de control (IPMP y P_INTER) expone un *pass-through* menor, alcanzando tan solo el 23% en el largo plazo. En tanto que, la ecuación que invierte dicho orden y excluye a las *dummies* presenta un valor superior, llegando a un traspaso del 28% a los tres años.

Tabla 12: *Pass-through* del tipo de cambio a los precios al consumidor:
Análisis de impulso respuesta

	Horizonte de predicción				
	t=1	t=6	t=12	t=24	t=36
Modelos 2.1					
Modelo 19	3.92%	19.29%	25.63%	31.52%	33.64%
Modelo 20	6.91%	31.38%	36.11%	41.28%	41.00%
Modelo 21	6.82%	28.08%	36.43%	42.33%	41.29%
Modelo 22	3.54%	27.08%	38.43%	52.49%	51.26%
Modelo 28	4.12%	20.00%	26.56%	33.75%	35.94%
Modelos 2.2					
Modelo 23	2.99%	17.42%	24.85%	33.40%	35.20%
Modelo 24	4.18%	22.08%	34.45%	45.73%	47.54%
Modelo 27	3.66%	19.58%	26.54%	37.04%	42.86%
Modelo 30	4.17%	20.74%	29.35%	40.00%	43.00%
Modelo 31	3.01%	18.08%	25.33%	33.33%	37.59%
Modelo 34	1.27%	17.39%	25.00%	36.30%	44.81%
Modelos 2.3					
Modelo 25	1.26%	14.00%	17.24%	21.38%	23.10%
Modelo 26	2.48%	16.77%	19.76%	21.66%	22.05%
Modelo 32	1.24%	15.93%	22.07%	24.33%	24.67%
Modelo 33	0.00%	16.45%	23.63%	27.93%	28.58%

Fuente: Elaboración propia

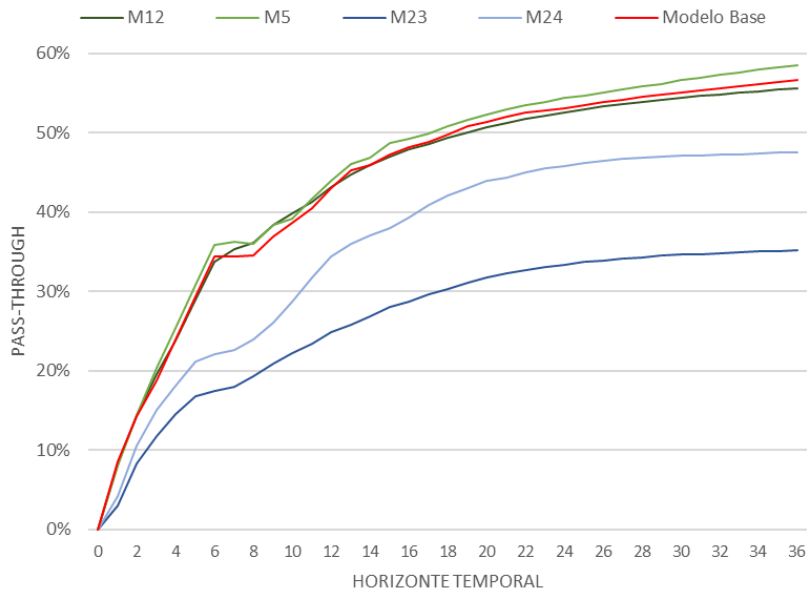
Figura 4: *Pass-through* de los modelos con cinco variables y del modelo base



Fuente: Propia en base a estimaciones de los modelos.

Nota: Los modelos seleccionados representan el valor de pass-through mínimo y máximo dentro del conjunto de modelos

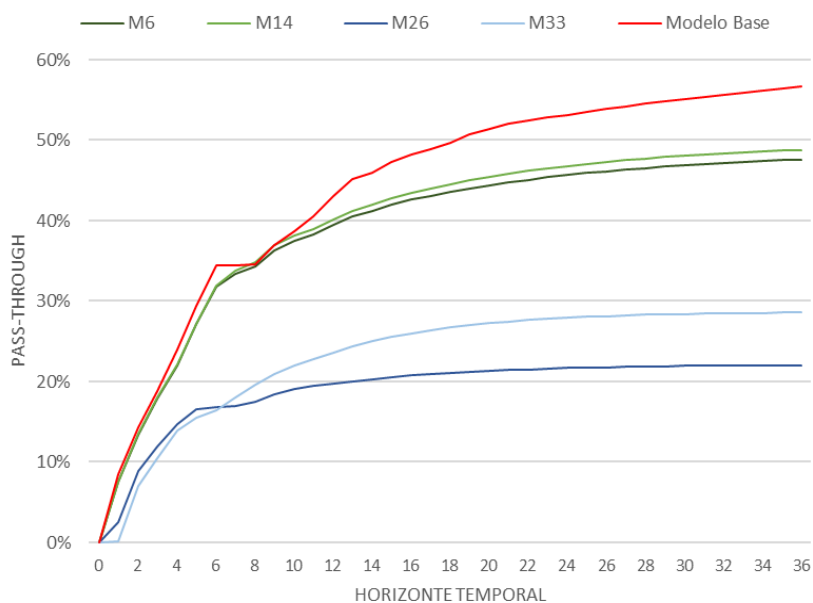
Figura 5: *Pass-through* de los modelos con cuatro variables y del modelo base



Fuente: Propia en base a estimaciones de los modelos.

Nota: Los modelos seleccionados representan el valor de pass-through mínimo y máximo dentro del conjunto de modelos

Figura 6: *Pass-through* de los modelos con tres variables y del modelo base



Fuente: Propia en base a estimaciones de los modelos.

Nota: Los modelos seleccionados representan el valor de *pass-through* mínimo y máximo dentro del conjunto de modelos

En síntesis, al buscar cumplir con la condición de normalidad residual y ausencia de autocorrelación en los residuos, los modelos arrojan una magnitud menor y una velocidad de *pass-through* más lenta en comparación con el modelo de referencia y los de la sección anterior. Así, el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor difiere en un intervalo de entre 0% y 6.9% en el primer período y entre 14% y 31.4% a los seis meses, mientras que, luego de un año varía entre 17.2% y 38.4%. Tal como sucede en la sección anterior, a medida que se extiende el horizonte temporal, la brecha se incrementa y, en estos casos supera el 100%. Después de dos años, el acumulado se ubica entre 21.4% y 52.5% y en el mediano-largo plazo ronda entre el 22% y 51.3%. A diferencia de la sección 6.1, la divergencia es más notoria en los modelos con tres variables, en donde se aparta de la estimación al agregado monetario M1 y a los salarios. Al incluir las variables *dummy*, el modelo con mayor *pass-through* en el mediano-largo plazo simplemente llega al 28.5%, mientras que, la misma ecuación sin la incorporación de las variables que permiten cumplir con la normalidad residual alcanza el 48.5%. Al someter a prueba al tipo de cambio bilateral y al *blue*, los modelos no resultan consistentes dado que arrojan autocorrelación en los residuos, de modo que se excluyen del análisis.

9.2.6. Síntesis de los modelos con ordenamientos alternativos, variables exógenas e inclusión de variables dummy.

Al incorporar la propiedad de normalidad residual y ausencia de autocorrelación en los residuos, los modelos arrojan una magnitud menor y una velocidad de *pass-through* más lenta en comparación con las ecuaciones anteriores. Esto tiene sentido dado que la normalidad residual se logra quitando información de movimientos bruscos en el tipo de cambio, así como en el resto de las variables, lo cual hace más eficientes a los estimadores, pero al mismo tiempo suprime información valiosa para alcanzar el objetivo general. De cierta forma, esto respalda la hipótesis de Taylor (2000), la cual vincula las variaciones del tipo de cambio con el entorno inflacionario al afirmar que en contextos de alta inflación ligados a un aumento persistente en los costos de las firmas, el *pass-through* tiende a ser mayor. En consecuencia, al quitar los saltos bruscos en el tipo de cambio de los modelos, el traslado resulta ser menor respecto al modelo base, el cual incorpora todos los valores. De lo expuesto se desprende que el análisis tiene sentido en términos econométricos, pero es absurdo desde un punto de vista económico teniendo en cuenta que el objetivo de la investigación se basa en estimar el *pass-through* del tipo de cambio a los precios al consumidor. De esta forma se concluye que el modelo base si bien no cumple con la condición de normalidad, resulta una estimación más adecuada para su interpretación.

10. Conclusiones

El impacto de la variación del tipo de cambio sobre la evolución general de los precios constituye un factor fundamental en países con un régimen de alta inflación, como es el caso argentino. Comprender los efectos inflacionarios que generan las fluctuaciones del tipo de cambio resulta un factor clave para poder evaluar la respuesta de las políticas frente a las oscilaciones cambiarias. La reducida cantidad de estudios empíricos en nuestro país, así como los debates recientes en torno a los impactos de la flexibilización de las restricciones cambiarias vigentes, han sido fuente de motivación para el desarrollo de la presente investigación. En este sentido, el principal aporte del trabajo radica en contribuir al debate ayudando a describir la

relación entre la evolución del tipo de cambio y la inflación en Argentina entre el período 2003-2020, analizando el impacto que cada variable seleccionada tiene sobre el coeficiente de traspaso.

De acuerdo con los datos obtenidos en el modelo base el *pass-through* de un shock sobre el tipo de cambio nominal sobre el IPC es de 8.5% al mes siguiente, 34.3% a los seis meses y 43% al cabo de un año, alcanzando el 53.1% pasados los dos años. A partir de ese punto, el traspaso comienza a debilitarse gradualmente, alcanzando un 56.7% luego de 36 meses. Estos hallazgos son consistentes con la literatura vigente para el caso argentino. Además, al comparar los países en desarrollo citados al inicio de la investigación, se puede observar que Argentina no sólo muestra un *pass-through* superior, sino que también presenta un régimen de inflación más alto. De alguna manera, esto sustenta la hipótesis planteada por Taylor (2000), la cual afirma la existencia de una relación positiva entre el grado de *pass-through* y la inflación, que encuentra su explicación en otras variables macroeconómicas.

Los resultados son robustos a la incorporación de variables de control, así como también al orden y a la exclusión de las variables. A partir de un análisis de sensibilidad se obtiene que, la reacción inmediata del *pass-through* varía en un rango de entre 7.5% y 9.3%, siendo de entre 31.8% y 36% a los seis meses, y entre 39.5% y 44.6% al cabo de un año. Pasados los 12 meses, la velocidad de traspaso se desacelera y la brecha entre modelos se amplía. Así, el traspaso acumulado a los dos años difiere entre 45.3% y 56.4%, variando entre 47% y 59.6% en el largo plazo. En cuanto a la magnitud, a medida que se quitan variables el traspaso es menor, dado que se mitiga el poder explicativo, mientras que, teniendo en cuenta la velocidad, la misma se reduce pasados los doce meses. Estos resultados presentan buenas propiedades estadísticas validando las hipótesis que dan origen al trabajo²⁷. De esta forma, mediante el análisis de sensibilidad se concluye que los resultados son robustos al cambio de orden de variables y a la incorporación de variables de control, discrepando dentro de un intervalo determinado.

²⁷ Los modelos que cumplen con la condición de ausencia de autocorrelación y normalidad residual brindan estimadores más eficientes, pero carecen de sentido económico al incorporar variables ficticias que eliminan información valiosa, con lo cual no se incorporan en los resultados finales.

Asimismo, al cambiar la variable endógena representativa del tipo de cambio (TCNM) por el tipo de cambio bilateral y el *blue*, el nivel de traspaso se reduce considerablemente, sobre todo a medida que aumenta el horizonte temporal. En el corto plazo, la elasticidad alcanza el 42.5% y 8.9% respectivamente, mientras que en el largo plazo rondan el 49.3% y 12.1%. Al respecto, se debe considerar que el dólar informal surge de un mercado relativamente reducido que, en el período analizado, no logra impactar de manera directa y significativa sobre los precios. Dado que no se incluyó junto al TCN oficial, no puede descartarse que en ocasiones el aumento del TCN *blue*, y por lo tanto de la brecha cambiaria, anticipe saltos del TCN oficial.

Es importante resaltar algunas limitaciones de la presente investigación que alientan a abordar los resultados con cautela, y sugieren futuras líneas de investigación. En primer lugar, una restricción se vincula con el hecho de excluir los posibles efectos e implicaciones que ha tenido el cepo cambiario sobre la magnitud del *pass-through*, principalmente porque el tamaño de las submuestras correspondientes durante el período de análisis no es lo suficientemente grande para aplicar la técnica de VAR y obtener un resultado consistente. Adicionalmente en futuras investigaciones podría estudiarse la asimetría y las no linealidades del coeficiente de traspaso. Por otra parte, el análisis del coeficiente utilizando el tipo de cambio *blue* abre interrogantes y deja abierto a futuras investigaciones el impacto que podría generar incorporar la brecha cambiaria en lugar del dólar *blue* en forma aislada como variable de interés, así como también las expectativas inflacionarias. Un último desafío se relaciona con el análisis de las interacciones de las variables en el largo plazo y la evaluación de quiebres estructurales.

A modo de cierre, es evidente que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a los precios resulta sumamente importante en las consideraciones de política económica. A la luz de las estimaciones, se espera que los resultados de la tesis contribuyan a la literatura del tema y al diseño de políticas que permitan alcanzar dicha estabilización.

11. Referencias

- Bachmann, A. (2012). Exchange rate pass-through to various price indices: empirical estimation using vector error correction models (No. 12-05). Discussion Papers. Bern, Department of Economic.
- Baldwin, R. (1988). Hysteresis In import prices: the beachhead effect. *American Economic Review*, 78 (4), 773-7785.
- Billmeier, A., & Bonato, L. (2004). Exchange rate pass-through and monetary policy in Croatia. *Journal of Comparative Economics*, 32(3), 426-444.
- Borensztein, E., & Queijo Von Heideken, V. (2016). Exchange rate pass-through in South America: An overview. IDB Working Paper 710. Inter-American Development Bank.
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2000). Fixing for your life. NBER Working Papers 8006, National Bureau of Economic Research.
- Caselli, F. G., & Roitman, A. (2019). Nonlinear exchange-rate pass-through in emerging markets. *International Finance*, 22(3), 279-306.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- Catelén, M.L (2020) Growth Constraints and external vulnerability in Argentina. Master Thesis. Universidad Carlos III de Madrid. Disponible en: <http://nulan.mdp.edu.ar/id/eprint/3471>
- Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. Working Paper Series 739, European Central Bank.
- César, A.M. (2018). Shocks cambiarios y competitivos en países en desarrollo. Tesis de grado. Universidad Nacional de La Plata. Disponible en: <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/72672>
- Capistrán, C., Ibarra, R., & Ramos Francia, M. (2012). El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios. Un análisis para la economía mexicana. *El trimestre económico*, 79(316), 813-838.
- Chiquito, D. M. M. (2014). Determinantes de la inflación en Ecuador Un análisis econométrico utilizando modelos VAR. *Economía y Sociedad*, 18(31), 53-70.
- Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of international Money and Finance*, 25(4), 614-639.

- Devereux, M. B., & Yetman, J. (2010). Price adjustment and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 181-200.
- Dornbusch, R. (1985). Purchasing power parity. NBER Working Papers 1951, National Bureau of Economic Research.
- Errea, D. (2012). Tipo de cambio real multilateral (1994-2007): Un análisis sobre sus determinantes: su valor de equilibrio y su vinculación con el flujo neto de capitales. Tesis de grado. Universidad Nacional de Mar del Plata. Disponible en: <http://nulan.mdp.edu.ar/id/eprint/1654>
- Frenkel, R. (2015). Central banks in Latin America: in search for stability and development. *Comparative Economic Studies*, 57(3), 365-369.
- Forbes, K. (2015). Much ado about something important: ¿How do exchange rate movements affect inflation? 47th Money. In Macro and Finance Research Group Annual Conference, Cardiff.
- Fondo Monetario Internacional (2016). Perspectivas económicas: Las Américas administrando transiciones y riesgos. Estudios Económicos y Financieros.
- Gujarati, D., y Porter, D. (2010). *Econometría* (quinta edición). Mc. Graw Hill.
- Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1996). Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic literature*, 35, 1243-1292.
- Goldberg, P., & Knetter, M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, 35(33), 1243-1272.
- Goldfajn, I., & Valdes, R. O. (1999). The Aftermath of Appreciations. *The quarterly journal of economics*, 114(1), 229-262.
- Goldfajn, I., & Werlang, S. R. D. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Werlang, Sergio R., *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study* (July 2000). Banco Central de Brasil Working Paper, (5).
- Ghosh, A. (2013) Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 63-171.
- Hahn, E. (2003). Pass-through of external shocks to euro area inflation. ECB Working Paper 243. European Central Bank.
- Ito, T., & Sato, K. (2007). Exchange rate pass-through and domestic inflation: A comparison between East Asia and Latin American countries. Research institute of Economy, Trade and Industry, RIETI Discussion Papers, 7040.

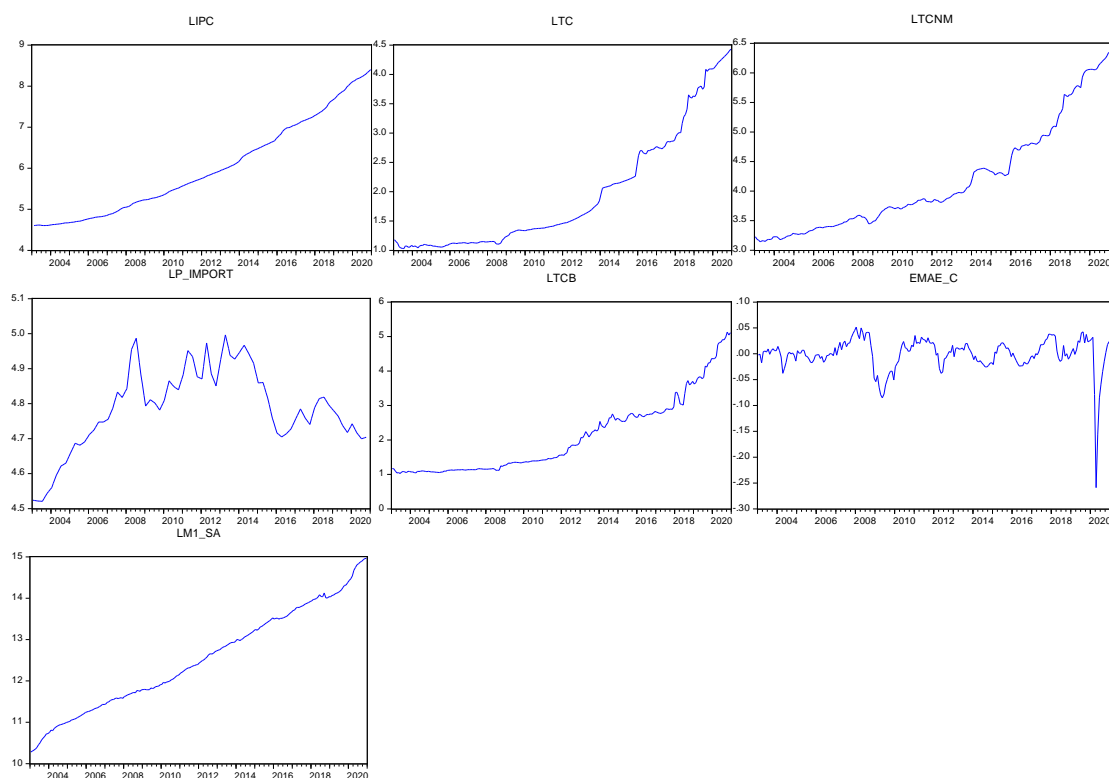
- Jasova, M., Moessner, R., & Takáts, E. (2016). Exchange rate pass-through: ¿What has changed since the crisis? BIS Working Papers 583, Bank for International Settlements.
- Krugman, P., y Obstfeld, M. (1994). Economía Internacional (2da ed.). Teoría y política. Madrid: MC Graw Hill
- Krugman, P. R. (1986). Pricing to market when the exchange rate changes. NBER Working Papers 1926, National Bureau of Economic Research.
- León, J., Morera, A. P., y Ramos, W. (2001). El pass through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001. Departamento de investigaciones económicas. Banco Central de Costa Rica.
- Lothian, J. R., & Taylor, M. P. (1996). Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of political economy*, 104(3), 488-509.
- Loría Díaz, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*. Pearson Prentice Hall.
- Macdonald, R., & Muellbauer, J. (2014) Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings. *Taylor & Francis Journals*, 50(1) 101-143
- McCarthy, J. (1999). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. BIS Working Papers 79, Bank for International Settlements.
- Miller, S. (2003). Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002. *Estudios Económicos*, 10.
- Murray, C. J., & Papell, D. H. (2005). The purchasing power parity puzzle is worse than you think. *Empirical Economics*, 30, 783-790.
- Mora, E. F. A. (2017) Un análisis sobre la inflación en Venezuela a través de un modelo de vectores autorregresivos estructurales (VARE). Tesis de maestría. Universidad de los Andes.
- Novales, A. (2017). Modelos vectoriales autoregresivos (VAR). Universidad Complutense de Madrid, 58.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of political economy*, 103(3), 624-660.

- Otero, G. A., Cadelli, M. E., Carbajal, R., & Cerimedo, F. (2005). Explorando los determinantes del traspaso de la devaluación a precios. Documento de Trabajo. Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires.
- Ontaneda (2020). El efecto Harrod Balassa Samuelson y el papel de la demanda: evidencia internacional de datos de panel. *Revista Economía y Política*, Universidad de Cuenca, (32)
- Parra-Alvarez, J. C. (2008). Sensibilidad del IPC a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo. *Borradores de Economía* 542, Banco de la República de Colombia.
- Ponce, R. A. C., & Llamas, R. V. (2010). *Econometría práctica: fundamentos de series de tiempo*. Universidad Autónoma de Baja California.
- Revelli, D. N. P. (2020). The Exchange Rate Pass-Through to Inflation and its Implications for Monetary Policy in Cameroon and Kenya. *African Economic Research Consortium (AERC). Research paper* 392.
- Rincón, H. (2000). Devaluación y precios agregados en Colombia, 1980-1998. *Desarrollo y Sociedad*, Universidad de los Andes, Facultad de economía, (46), 109-144.
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic literature*, 34(2), 647-668.
- Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The quarterly journal of economics*, 108(4), 869-903.
- Rosas, Diaz, E (2004). El pass-through del tipo de cambio en Colombia: Un análisis sectorial. [Tesis de maestría, Universidad de los Andes]. Disponible en <http://hdl.handle.net/1992/10205>
- Rodríguez Carranza, J. I., Hernández Bielma, L., y Vásquez Galán, B. I. (2020). Efecto Pass-Through en México en condiciones de alta y baja volatilidad. *Revista mexicana de economía y finanzas*, 15(1), 57-80.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2018). *Introduction to econometrics* (4th ed.). Pearson.
- Stulz, J. (2007). Exchange rate pass-through in Switzerland: Evidence from vector autoregressions. *Swiss National Bank Economic Studies*, (4).
- Taylor, A. M. (2002). A century of purchasing-power parity. *Review of economics and statistics*, 84(1), 139-150.

- Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2002). The purchasing power parity debate. *Journal of economic perspectives*, 18(4), 135-158.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
- Tellechea, J.M. (2023). Inflación ¿Por Que Argentina No Se La Puede Sacar De Encima? *Capital Intelectual*.
- Trajtenberg, L., Valdecantos, S., y Vega, D. (2015). Los determinantes de la inflación en América Latina: un estudio empírico del período 1990-2013. *Estructura productiva y política macroeconómica. Enfoques heterodoxos desde América Latina*. CEPAL, 163-190.
- Wei, S. J., & Parsley, D. C. (1995). Purchasing power disparity during the floating rate period: exchange rate volatility, trade barriers and other culprits. NBER Working Papers 5032, National Bureau of Economic Research.
- Winkelried, D. (2012). Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú. *Revista de Estudios Económicos del BCRP*, (23).

12. Anexo

1. Figura 7: Comportamiento de las variables del modelo base



2. Tabla 13: Criterios de información del modelo base

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LM1_SA) D(LTCNM) D(LW_SA) EMAE_BRECHA D(LIPC)

Exogenous variables: C

Sample: 2003M01 2020M01

Included observations: 191

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2482.704	NA	3.72E-18	-25.94455	-25.85941	-25.91006
1	2781.265	578.3633	2.12E-19	-28.80905	-28.29823*	-28.60214*
2	2805.233	45.17576	2.14E-19	-28.79825	-27.86173	-28.41892
3	2841.85	67.09919	1.90e-19*	-28.91989*	-27.55769	-28.36814
4	2856.561	26.18712	2.12E-19	-28.81216	-27.02426	-28.08797
5	2879.705	39.98683	2.17E-19	-28.79272	-26.57913	-27.89611
6	2903.115	39.22141*	2.22E-19	-28.77607	-26.13679	-27.70704
7	2921.098	29.18721	2.41E-19	-28.7026	-25.63763	-27.46114
8	2935.847	23.16517	2.71E-19	-28.59525	-25.10459	-27.18137
9	2954.197	27.86182	2.95E-19	-28.52562	-24.60927	-26.93932
10	2979.683	37.36108	2.99E-19	-28.53071	-24.18867	-26.77198
11	2992.046	17.47682	3.49E-19	-28.39839	-23.63065	-26.46723
12	3009.865	24.25673	3.87E-19	-28.3232	-23.12977	-26.21962

3. Tabla 14: Test de Autocorrelación residual del modelo base

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2003M01 2020M01

Included observations: 197

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.34953	25	0.5572	0.934139	(25, 584.7)	0.5573
2	15.78174	25	0.9212	0.62736	(25, 584.7)	0.9212
3	19.1777	25	0.7885	0.764542	(25, 584.7)	0.7886
4	18.56106	25	0.8177	0.739574	(25, 584.7)	0.8178
5	27.23158	25	0.3444	1.093024	(25, 584.7)	0.3446
6	14.84369	25	0.945	0.589604	(25, 584.7)	0.945
7	20.00328	25	0.7467	0.79801	(25, 584.7)	0.7468
8	23.75034	25	0.5338	0.950495	(25, 584.7)	0.534
9	20.16336	25	0.7382	0.804505	(25, 584.7)	0.7383
10	22.59594	25	0.6011	0.903415	(25, 584.7)	0.6013
11	23.61954	25	0.5414	0.945156	(25, 584.7)	0.5416
12	30.53398	25	0.2049	1.229003	(25, 584.7)	0.2051

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.34953	25	0.5572	0.934139	(25, 584.7)	0.5573
2	43.97068	50	0.7128	0.876597	(50, 696.6)	0.7134
3	69.51813	75	0.657	0.923932	(75, 708.3)	0.6587
4	102.697	100	0.4067	1.028697	(100, 697.4)	0.4108
5	124.9012	125	0.4857	0.998028	(125, 679.1)	0.4931
6	149.146	150	0.5043	0.991356	(150, 657.8)	0.5163
7	164.8627	175	0.6974	0.931505	(175, 635.1)	0.7124
8	196.4551	200	0.5576	0.973846	(200, 611.5)	0.5831
9	230.7418	225	0.3822	1.021235	(225, 587.5)	0.4183
10	286.5142	250	0.056	1.165365	(250, 563.2)	0.0735
11	300.8959	275	0.1358	1.099907	(275, 538.8)	0.1778
12	334.8018	300	0.0813	1.125583	(300, 514.1)	0.1219

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

4. Tabla 15: Condición de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: D(LM1_SA)

D(LTCNM) D(LW_SA)

EMAE_BRECHA D(LIPC)

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 6

Root	Modulus
0.96609	0.96609
0.875191 - 0.182711i	0.89406
0.875191 + 0.182711i	0.89406
-0.488833 - 0.684460i	0.841096
-0.488833 + 0.684460i	0.841096
-0.305317 - 0.753730i	0.813221
-0.305317 + 0.753730i	0.813221
0.513959 + 0.605125i	0.793934
0.513959 - 0.605125i	0.793934
-0.563862 - 0.543484i	0.783144
-0.563862 + 0.543484i	0.783144
-0.772958 - 0.105590i	0.780136
-0.772958 + 0.105590i	0.780136
-0.027088 + 0.760974i	0.761456
-0.027088 - 0.760974i	0.761456
0.315165 - 0.687138i	0.755968
0.315165 + 0.687138i	0.755968
-0.608346 + 0.375512i	0.714909
-0.608346 - 0.375512i	0.714909
0.696912 - 0.122762i	0.707642
0.696912 + 0.122762i	0.707642
0.452904 - 0.523635i	0.692326
0.452904 + 0.523635i	0.692326
0.098761 - 0.681627i	0.688745
0.098761 + 0.681627i	0.688745
0.533948 - 0.128490i	0.54919
0.533948 + 0.128490i	0.54919
-0.519669	0.519669
-0.277731 + 0.303617i	0.411483
-0.277731 - 0.303617i	0.411483

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

5. Tabla 16: Condición de normalidad del modelo base

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Sample: 2003M01 2020M01

Included observations: 197

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.012692	0.005289	1	0.942
2	1.481547	72.06851	1	0
3	0.26138	2.243158	1	0.1342
4	-0.218201	1.563247	1	0.2112
5	0.832774	22.77034	1	0
Joint		98.65054	5	0

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.249468	41.53503	1	0
2	8.85702	281.5843	1	0
3	3.829432	5.646981	1	0.0175
4	4.161227	11.06852	1	0.0009
5	6.112472	79.51809	1	0
Joint		419.3529	5	0

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	41.54032	2	0
2	353.6528	2	0
3	7.890139	2	0.0193
4	12.63177	2	0.0018
5	102.2884	2	0
Joint	518.0034	10	0

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

6. Tabla 17: Descomposición de la varianza del modelo base

7. Tabla 18: Coeficiente de ERPT del modelo base

Descomposición de la varianza de D(LTCNM):

Periodo	D.S	D(LM1_SA)	D(LTCNM)	D(LW_SA)	EMAE_BRECHA	D(LIPC)
1	0.016883	13.05228	86.94772	0	0	0
2	0.018066	11.23046	87.2947	0.345597	0.476924	0.652316
3	0.018846	11.27726	84.95543	1.923515	0.510819	1.332972
4	0.02035	11.48495	81.15398	3.440975	0.578347	3.341748
5	0.020753	11.36881	79.11641	4.576424	0.584119	4.354233
6	0.021283	11.04478	76.91642	4.920981	2.353079	4.76474
7	0.021341	11.53144	75.84171	4.84253	2.333781	5.450541
8	0.021411	12.06942	75.29711	4.804213	2.354031	5.475225
9	0.021693	11.98944	74.7401	4.79242	2.924338	5.553704
10	0.021739	12.03173	74.31671	4.769084	3.339774	5.54271
11	0.021829	12.10485	73.72035	4.728116	3.92179	5.524897
12	0.021913	12.16701	73.14315	4.79782	4.376517	5.515499
13	0.02195	12.1523	72.41749	4.775797	4.91974	5.734675
14	0.022015	12.3167	71.71672	4.781995	5.373748	5.810841
15	0.022083	12.36883	71.23105	4.800911	5.809155	5.790056
16	0.022124	12.42794	70.82778	4.824933	6.124608	5.794739
17	0.022165	12.4886	70.42975	4.84141	6.43243	5.807808
18	0.022199	12.56765	70.16836	4.877366	6.578047	5.808573
19	0.02222	12.60462	69.99472	4.887302	6.654549	5.858809
20	0.02224	12.66746	69.84394	4.892687	6.688182	5.907724
21	0.022252	12.72147	69.74717	4.89987	6.697318	5.934167
22	0.02226	12.75481	69.68861	4.904849	6.694988	5.956749
23	0.022269	12.78709	69.63088	4.90694	6.688017	5.987078
24	0.022275	12.81829	69.59045	4.909538	6.679771	6.001951
25	0.022281	12.83493	69.56079	4.909921	6.674309	6.020048
26	0.02229	12.85119	69.53082	4.908493	6.669724	6.039773
27	0.022297	12.86646	69.50458	4.906581	6.666597	6.05578
28	0.022306	12.8772	69.48487	4.904767	6.66401	6.069155
29	0.022315	12.88728	69.4645	4.902953	6.660606	6.084666
30	0.022323	12.89744	69.44795	4.901229	6.656687	6.096689
31	0.022331	12.90628	69.43367	4.8999	6.652788	6.107362
32	0.022339	12.9149	69.41885	4.898798	6.649098	6.118352
33	0.022345	12.92383	69.40374	4.897781	6.645806	6.128842
34	0.022351	12.93241	69.3887	4.897001	6.643547	6.138339
35	0.022357	12.94091	69.37237	4.896488	6.642378	6.147851
36	0.022361	12.94937	69.3553	4.896039	6.642524	6.156772

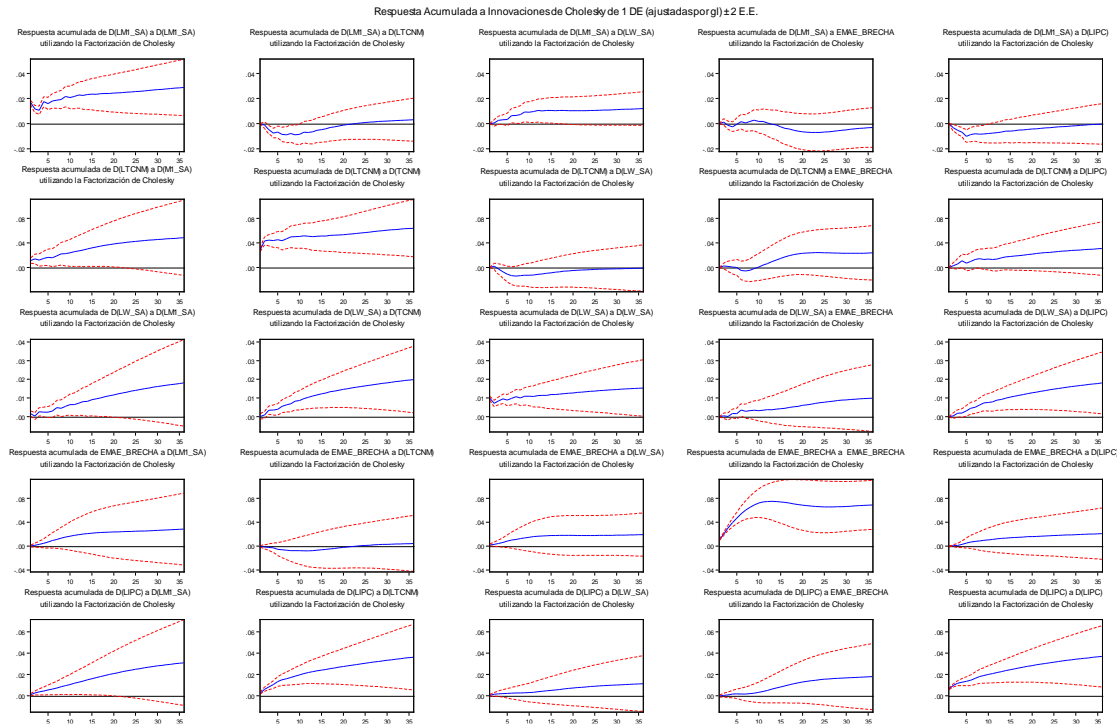
Horizonte temporal	Pass-through
t=1	0.0853
t=2	0.1425
t=3	0.1877
t=4	0.2392
t=5	0.2940
t=6	0.3437
t=7	0.3447
t=8	0.3454
t=9	0.3692
t=10	0.3863
t=11	0.4050
t=12	0.4307
t=13	0.4521
t=14	0.4596
t=15	0.4722
t=16	0.4820
t=17	0.4886
t=18	0.4973
t=19	0.5079
t=20	0.5141
t=21	0.5200
t=22	0.5249
t=23	0.5282
t=24	0.5313
t=25	0.5353
t=26	0.5388
t=27	0.5419
t=28	0.5450
t=29	0.5479
t=30	0.5505
t=31	0.5532
t=32	0.5561
t=33	0.5589
t=34	0.5616
t=35	0.5644
t=36	0.5671

Descomposición de la varianza de D(LIPC):

Periodo	D.S	D(LM1_SA)	D(LTCNM)	D(LW_SA)	EMAE_BRECHA	D(LIPC)
1	0.031043	2.047104	13.03822	0.256451	0.175978	84.48225
2	0.034398	4.447089	25.76057	1.350955	0.729409	67.71198
3	0.034902	5.198231	28.21791	1.440092	0.765683	64.37808
4	0.035713	5.390645	31.2216	1.407903	1.351401	60.62846
5	0.036203	6.240419	35.84271	1.318713	1.318173	55.27998
6	0.036788	6.524361	36.83324	1.274023	1.30445	54.06393
7	0.037222	7.078376	36.05129	1.250779	1.237322	54.38223
8	0.037554	7.966103	35.47276	1.189333	1.286793	54.08501
9	0.037694	8.598844	35.62399	1.172343	1.404975	53.19984
10	0.037808	9.059744	35.59481	1.171705	1.703882	52.46986
11	0.037973	9.85537	35.52776	1.231928	2.251018	51.13392
12	0.038129	10.40596	35.20711	1.37469	3.063194	49.94905
13	0.038328	10.89034	34.66902	1.489289	3.786483	49.16487
14	0.038524	11.37497	34.10733	1.543766	4.439453	48.53448
15	0.038656	11.89039	33.61778	1.619171	5.066419	47.80624
16	0.038767	12.32713	33.12537	1.710521	5.649841	47.18714
17	0.038887	12.71508	32.71332	1.798789	6.179858	46.59295
18	0.038964	13.10976	32.35597	1.895785	6.637026	46.00145
19	0.039013	13.44876	32.04856	1.983407	6.992169	45.5271
20	0.039061	13.73952	31.78958	2.052585	7.258313	45.16001
21	0.039095	14.03001	31.58539	2.11373	7.442755	44.82812
22	0.039119	14.28374	31.42836	2.166979	7.556312	44.56461
23	0.039146	14.50582	31.30606	2.211368	7.630334	44.34641
24	0.039171	14.71522	31.21876	2.251209	7.670316	44.14449
25	0.039188	14.89552	31.16405	2.285062	7.687638	43.96773
26	0.039207	15.05373	31.12569	2.313257	7.689798	43.81752
27	0.039224	15.1983	31.10143	2.336854	7.680757	43.68266
28	0.039239	15.32618	31.08911	2.35687	7.665675	43.56217
29	0.039254	15.43923	31.08165	2.373587	7.648236	43.4573
30	0.039268	15.5425	31.07927	2.38792	7.62949	43.36081
31	0.03928	15.6357	31.08149	2.400439	7.612016	43.27036
32	0.039291	15.72002	31.0843	2.411816	7.596537	43.18733
33	0.039302	15.79732	31.08668	2.422104	7.583241	43.11065
34	0.039311	15.86877	31.08852	2.431504	7.572648	43.03856
35	0.03932	15.9347	31.0881	2.440332	7.564929	42.97194
36	0.039329	15.99602	31.08559	2.44861	7.559889	42.90989

Ordenamiento de Cholesky: D(LM1_SA) D(LTCNM) D(LW_SA) EMAE_BRECHA D(LIPC)

8. Figura 8: Función de impulso-respuesta completo del modelo base



9. Figura 9: Función de impulso-respuesta de los diferentes modelos

