

# El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017)

BENJAMÍN CASTIGLIONE

[castiglionebenjamin@gmail.com](mailto:castiglionebenjamin@gmail.com)

OCTUBRE 2017

## ABSTRACT

*Se realiza una estimación de la elasticidad de traspaso a precios de variaciones del tipo de cambio (exchange rate pass-through) para Argentina en el período 2005-2017. Para ello, se estima un modelo de corrección del error (VECM) con cuatro variables que permite discernir entre impactos de corto y largo plazo. La relación de largo plazo para Argentina entre tipo de cambio y precios al consumidor rondaría el 38%, mientras que en el plazo de un año la misma sería de 17% y en dos años de 30%. No se encuentra evidencia de un pass-through completo y se destaca que este coeficiente es superior al de países desarrollados u otros países de la región. Estos resultados son consistentes con la literatura y no se encuentran indicios de quiebre estructural.*

**Palabras claves:** *Pass-through*, inflación, tipo de cambio, política cambiaria, Argentina.

**Código JEL:** E31, E58, F31.

## 1. INTRODUCCIÓN

La política cambiaria argentina en las últimas décadas ha sido frecuentemente un factor de crisis económicas. Por ello, analizar la misma ha sido causa iniciadora de numerosos debates entre economistas. De todos estos, la vinculación entre tipo de cambio e inflación (fenómeno habitualmente conocido como coeficiente de *pass-through* o de traspaso/traslado) es una faceta de la política cambiaria que recientemente ha alumbrado un renovado interés. Dicha creciente curiosidad probablemente se origine con indagaciones sobre la vinculación del *pass-through* con la flamante política de metas de inflación lanzada en Argentina oficialmente en septiembre de 2016.

La investigación económica sobre los coeficientes de *pass-through* es verdaderamente extensa y variada, sin por ello estar repleta de consensos. En sus orígenes estuvo focalizada en debates en torno a la ley de un solo precio, mientras que luego la discusión mutó para dar lugar a enfoques de organización industrial que enfatizaban determinantes del *pass-through* de características más bien microeconómicas. Finalmente, las investigaciones sobre los coeficientes de traslado tomaron un último giro para enfatizar cuestiones de índole macroeconómica, como por ejemplo: discusiones sobre política monetaria óptima, tipos de cambio y regímenes cambiarios óptimos en equilibrio general, o bien sobre la capacidad de ajuste de las cuentas externas ante movimientos cambiarios (Campa & Goldberg, 2005).

Salta fácilmente a la vista que los coeficientes de traslado pueden ser importantes en las consideraciones de política económica. Por ejemplo, bajo un régimen de metas de inflación, los bancos centrales deben poder estimar la inflación futura, y para ello, necesitan ponderar cómo reaccionar ante una depreciación cambiaria, a fin de menguar las posibles presiones inflacionarias que éstas generen. Como señalan Borensztein & Queijo von Heideken (2016), dichas decisiones pueden ser muy delicadas, puesto que, ante ciertos *shocks* externos, los bancos centrales se enfrentan ante un *trade-off* en el que endurecer la política monetaria para reducir presiones inflacionarias tiene el costo de potencialmente enfriar la economía en un contexto en el que quizás las fuerzas internacionales actúen de forma contractiva. Así, en dicho ejemplo, se observa que para tomar decisiones óptimas ponderar debidamente el *pass-through* es fundamental. En bancos centrales emergentes con desinflaciones en proceso y/o aún con la necesidad de ganar credibilidad, tales decisiones pueden resultar más delicadas aún.

La literatura empírica más reciente sobre los coeficientes de *pass-through* tiende a favorecer el uso de modelos de series de tiempo en contraposición a los modelos uniecuacionales. Dentro de los primeros, los modelos de vectores autorregresivos (VAR) son los más frecuentemente utilizados. De todas formas, ante la presencia de relaciones de cointegración en los datos, los modelos de corrección del error vectorial (VECM, por sus siglas en inglés) presentan propiedades estadísticas superiores (Aron, Macdonald, & Muellbauer, 2014). Por ello, su uso se va extendiendo y volviéndose más frecuente.

Abordar el caso argentino presenta al investigador numerosos desafíos concernientes a la volatilidad de la economía argentina, la marcada inestabilidad en el diseño de sus políticas económicas y, más recientemente, por la intervención política a su sistema oficial de estadísticas en el período 2007-2015. Estas particularidades se agregan a las dificultades típicas de hacer estas estimaciones en países emergentes (Aron et al, 2014). No es de extrañar por todo esto, que para estudiar las elasticidades del *pass-through* en la región o en países emergentes, en ocasiones se soslaye el caso argentino, y a veces el precio que paga el investigador por incluirlo es el de resultados atípicos o pobremente especificados<sup>1</sup>. Los desafíos mencionados previamente favorecen para el caso argentino el desarrollo de un estudio focalizado en este país en particular, para dar cuenta de sus principales aspectos idiosincráticos o problemas de especificación quizás no del todo captados bajo abordajes en grupos de países.

---

<sup>1</sup> Borensztein & Queijo von Heideken (2016) es un ejemplo de un estudio reciente que indaga sobre la temática para países sudamericanos y excluye deliberadamente a Argentina de las estimaciones con series de tiempo y Ca`Zorzi, Hahn & Sánchez (2007) es un ejemplo en el que forzar al caso argentino a incluirse en un estudio grupal obliga a incluir en su investigación períodos de tiempo inestables y muy heterogéneos dando lugar a resultados que los mismos autores consideran como anómalos.

El objetivo del presente trabajo es el de analizar la vinculación entre la evolución del tipo de cambio y la inflación en Argentina para el período que va de octubre de 2005 a junio de 2017. Para ello, dada la evidencia estadística encontrada que apunta a la existencia de una relación de cointegración entre las variables analizadas, se utiliza un modelo de corrección del error. El valor agregado de este trabajo es doble y subyace en que, hasta donde concierne al conocimiento del autor, no existe un trabajo para el *pass-through* argentino que reconozca relaciones de cointegración ni uno que presente datos actualizados hasta el presente.

La presente investigación respetará la siguiente estructura: primero, se hará un relevamiento sucinto de la literatura en la temática puntualizando algunas definiciones y desarrollos relevantes para el presente caso (como discusiones sobre los canales de transmisión de movimientos cambiarios y determinantes macroeconómicos del *pass-through*), más una breve discusión sobre las diferentes metodologías econométricas utilizadas en la literatura. Posteriormente, procederemos a la estimación empírica donde realizaremos un modelo de corrección del error y se analizarán los principales resultados obtenidos. Al final, se resumirán las principales conclusiones del trabajo.

## **2. ASPECTOS TEÓRICOS Y REVISIÓN LITERARIA**

En la presente sección se intentará resumir algunos aspectos de la diversa literatura sobre coeficientes de traslado. La gran extensión y diversidad de las investigaciones sobre la temática convierte a trabajos que busquen enumerar de forma exhaustiva todas las variantes de estas investigaciones en una tarea inmensa. En cambio, en el presente trabajo se pondrá énfasis en discurrir sobre aquellos temas e investigaciones que se estima permitirán sopesar las posibilidades, aspectos cruciales y potenciales limitaciones de un estudio para el caso argentino. A continuación: (1) se darán algunas definiciones básicas, (2) se discutirán canales de transmisión de variaciones del tipo de cambio hacia los precios, (3) se recalcará la naturaleza del trabajo más focalizada en sus aspectos macroeconómicos, (4) se hará un breve contraste entre metodologías econométricas y sus potenciales consecuencias, (5) se discutirá cuál es la evidencia empírica existente sobre los determinantes macroeconómicos del *pass-through* y, finalmente, (6) se enumerarán y analizarán los resultados de algunos estudios relevantes que involucren a Argentina.

### **2.1 Definiciones**

Se entiende como coeficiente o elasticidad de *pass-through* (o de traspaso/traslado) al impacto que posee una variación del tipo de cambio sobre los precios de una economía. Siguiendo a Goldberg & Knetter (1997): “el cambio porcentual en moneda local de los precios de los bienes importados resultantes de un cambio de uno por ciento en el tipo de cambio entre

el país exportador o importador”. Si bien dicha definición los vincula con los precios de los bienes importados, la misma se puede generalizar hacia otros precios de una economía donde típicamente se estudian los precios al consumidor, los precios al productor y/o los precios de los bienes exportables.

A su vez, el coeficiente de *pass-through* puede analizarse bajo diferentes categorías entre las que se destacan su magnitud, velocidad y simetría (Miller, 2003). Por magnitud se entiende a la proporción de la variación en el tipo de cambio que se traslada a los precios bajo análisis. Este *pass-through* puede ser completo en caso de que el traspaso sea exactamente igual a la variación cambiaria o incompleto si es menor (es decir menos que proporcional y, por ende, menor a la unidad).

Analizando el *pass-through* en diferentes ventanas temporales se observa que el mismo suele incrementarse mientras mayor sea el horizonte temporal. Por ello, muchas veces es útil distinguir entre una elasticidad de traslado de corto plazo (cuyo horizonte de análisis suele ser típicamente un año) y de largo plazo (mayor a un año). Asociado a este último concepto está el de la antes mencionada velocidad en el *pass-through* que pondera si la transición a la relación de traspaso de largo plazo se realiza de una forma gradual o más bien abrupta (Miller, 2003).

Finalmente, la simetría de este coeficiente está vinculada a las características de la reacción de los precios ante las variaciones cambiarias. Un *pass-through* asimétrico puede estar vinculado a variaciones de diferente índole frente a depreciaciones o apreciaciones, llamadas asimetrías en la dirección, o bien a variaciones diferentes dependientes de la magnitud de las variaciones, llamadas asimetrías de tamaño (Aron et al, 2014).

## 2.2 Canales de distribución

Como ya se mencionó, la literatura en la cuestión es muy variada. Una de las diferencias claves entre los trabajos existentes concierne a qué variables a incluir en los modelos y estimaciones a realizar. Para poder contar con alguna guía ante esta cuestión (y por ende intentar evitar el problema de variables omitidas), resulta útil indagar sobre cuáles serían los principales canales mediante los cuales una depreciación de la moneda doméstica implicaría una suba de los precios locales.

Se distinguirá aquí entre dos tipos de canales: el **directo** y el **indirecto** (Miller, 2003). El **directo** consiste primordialmente en el impacto en los precios generados por una suba de los precios de los bienes transables, ya sean de consumo (de transmisión instantánea a precios del consumidor), o bien, de insumos o bienes de capital (en cuyo caso la transmisión se dará por vía de los precios al productor y luego a precios del consumidor dependiendo de sus estrategias de fijación de precios). Siguiendo a Borensztein & Queijo von Heideken (2016), el efecto

directo operaría completamente cuando los productos posean precios fijados en moneda extranjera y dichos precios no se vean afectados por variaciones del tipo de cambio del país que depreció su moneda. En este caso, se generaría un traslado de 100% “en la frontera”. Pero a medida que el producto se mueva por diferentes sistemas de distribución, se le irá sucesivamente agregando valor y este se verá menos afectado por movimientos cambiarios. Por ello, dada la importancia relativa de servicios como transporte, logística o comercialización en un IPC, es de esperarse que aún si el traslado fuera completo en la frontera, su impacto en el índice de precios al consumidor debería ser sustancialmente menor al 100% (Borensztein & Queijo von Heideken, 2016)<sup>2</sup>. El caso del traslado completo a precios se suele denominar PCP (*producer currency pricing*), mientras que teóricamente a veces se le contrapone un traspaso a precios nulo, justificado en que los precios se fijen en la moneda doméstica bajo análisis y se busque cierta estabilidad en los mismos bajo dicha moneda (LCP, por *local currency pricing*). Por ende, desde una perspectiva teórica, será útil contar con los *benchmarks* de un *pass-through* completo y un *pass-through* nulo si bien la evidencia suele rechazar a ambos (Aron et al, 2014).

Por su parte, el **canal indirecto** opera sobre mecanismos que inciden en la demanda agregada y que luego son trasladados a precios finales a través de algún tipo de curva de oferta (Miller, 2003). Entre algunos mecanismos podemos citar a un cambio de precios relativos entre productos locales y productos importados (que genere un *expenditure-switching effect*), un impacto en la actividad económica de la suba en precios generada por la suba en los costos (el canal directo previamente mencionado), variaciones en los precios de los activos que afecten las hojas de balance de los agentes económicos (*balance-sheet effects*), o bien impactos en las expectativas de los agentes de la economía que modifiquen sus planes de inversión o estrategias de fijación de precios. En el gráfico 1 se observa un esquema tomado de Miller (2003) que sintetiza estos canales enunciados.

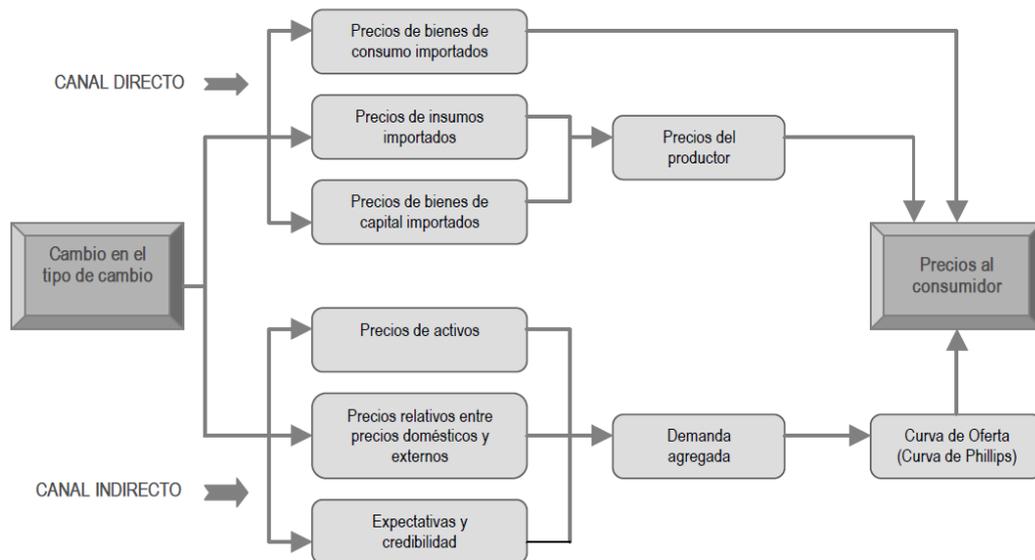
Se concluye de este análisis que para estimar el coeficiente de *pass-through* idealmente se debería incluir en la estimación, no sólo a variables que involucren al tipo de cambio y los precios al consumidor, sino también a variables que indiquen la evolución de la actividad económica, la política monetaria realizada por el Banco Central del país en cuestión y algún índice de precios que permitan captar los efectos de transmisión a lo largo de la cadena de producción (precios importables, exportables o al productor por ejemplo). Además, a veces se consideran variables que incidan como *shocks* de oferta provenientes de la economía

---

<sup>2</sup> Esta es una de las explicaciones más sencillas y citadas para el *pass-through* incompleto, pero existen otras también relevantes, como por ejemplo, ajustes en la calidad de los bienes o presencia de costos de menú (Aron et al, 2014).

internacional como precios internacionales claves (por ejemplo, el precio internacional del petróleo). En efecto, éstas son a grandes rasgos las variables que se consideran en los trabajos que sirven de inspiración al presente.

Gráfico 1. Canales de transmisión de una variación en el tipo de cambio nominal



Fuente: Miller (2003).

### 2.3 Enfoques “micro” y “macro”

Como se indicó, la existencia de un coeficiente de traslado de 100% ha sido rebatida tanto empírica como teóricamente (incluso en la frontera). Las justificaciones teóricas suelen tener un cariz de índole microeconómico, frecuentemente asociado a análisis de organización industrial. Entre algunas de las explicaciones postuladas podemos mencionar: la existencia de estrategias de “*pricing to market*” (Krugman, 1987), rigidez de precios por costos de menú, ajustes de calidad en los bienes transados, nivel de diferenciación de los productos importables con su competencia doméstica, o la estructura del mercado internacional del sector en cuestión (Campa & Goldberg, 2005).

Atendiendo a estas características se destaca que a la hora de analizar la elasticidad de *pass-through* inciden tanto factores de naturaleza microeconómica como macroeconómica. Esta doble incidencia se refleja en el hecho de que algunos trabajos usen una perspectiva microeconómica de análisis mientras otros usen un marco de naturaleza macroeconómica.

De esta última literatura de índole más macroeconómica abreva el presente trabajo. Esta elección de un abordaje a nivel macroeconómico obedece no sólo a una consideración de la relevancia de estos factores para el caso argentino, dada su volatilidad económica y su inestabilidad en sus políticas, sino también a limitaciones en la disponibilidad de datos surgida

con la intervención al sistema de estadísticas públicas de Argentina entre 2007 y 2015. Particularmente, tal intervención impidió contar con una serie fidedigna de precios de bienes importados para el período bajo análisis. Se destaca que esta última variable es fundamental para los análisis de corte más microeconómico. Al respecto Borensztein & Queijo von Heideken (2016) remarcan que:

“Si la principal razón para investigar sobre el coeficiente de *pass-through* es analizar el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre las decisiones de las firmas sobre su participación en el mercado y sus *mark-ups*, la variable de interés correspondería a precios de bienes importables o exportables; pero si el objetivo consiste en analizar la viabilidad o efectividad del sistema monetario, la variable de interés debiera ser un índice de precios agregado como un índice de precios al consumidor”.

No obstante, no por esta decisión de enfoque del trabajo se deberá por ello concluir que los factores microeconómicos son soslayables al hacer un diagnóstico o análisis de la economía argentina. Sería sano tener en consideración la importancia de efectos microeconómicos y la gran heterogeneidad entre sectores productivos en la configuración del *pass-through*. Baste como una advertencia en este sentido, mencionar que en estudios como Campa & Goldberg (2005) se pondera la existencia de efectos microeconómicos como más importante que la de variables macroeconómicas, para explicar las heterogeneidades entre países en su elasticidad de *pass-through* hacia los precios de los bienes importables<sup>3</sup>.

#### **2.4 Diferentes metodologías empíricas: un contraste**

Como es reportado por estudios como Aron et al (2014) o Beirne & Bijsterboch (2009), las estimaciones de los coeficientes traslado suelen diferir de forma marcada incluso para un mismo país siendo sensible por ello a las metodologías de estimación implementadas y a los años concernientes a las muestras usadas.

Entre los métodos econométricos se contraponen dos grandes pilares: los **métodos uniecuacionales** (habitualmente trabajados con un panel de países) y los **métodos multiecuacionales** o por sistemas (habitualmente trabajados con series de tiempo y, en algunos casos puntuales, con series de tiempo en paneles). El primer enfoque es más sencillo de realizar, puesto que no necesita modelar o identificar estructuralmente las posibles relaciones entre las variables (puesto que sólo postula una variable endógena), y por ello habitualmente también es más sencillamente extensible a casos de no linealidades o quiebres estructurales. De todas formas, en dicha cualidad yace también en su potencial desventaja, ya que el omitir potenciales

---

<sup>3</sup> No obstante, Aron et al (2014) destaca que la evidencia generalmente es favorable a la significatividad de ambos tipos de historias (micro y macro) para explicar la heterogeneidad de los coeficientes de traslado entre países.

interacciones entre las variables relevantes por posibles endogeneidades entre las mismas, se obtienen estimadores sesgados e inconsistentes (a menos que se realicen métodos de estimación que lidien con esta problemática, como por ejemplo, el uso de variables instrumentales). Esta inconsistencia en los estimadores uniecuacionales acontece porque la endogeneidad entre variables produciría una correlación indeseada entre las variables regresoras y los residuos. Como contrapartida, los métodos multiecuacionales lidian explícitamente con estos problemas de endogeneidad de variables. Mihailov (2009), comparando los métodos uniecuacionales con los métodos multiecuacionales para estimar coeficientes de traslado, destaca que el método econométrico es importante para captar con precisión las magnitudes y dinámicas temporales. Si bien frecuentemente, pero no siempre, ambos métodos coincidirán en las tendencias generales de las variables. Dicho autor señala, además, que sus estimaciones respectivas no son comparables entre sí de forma directa.

Estas ventajas econométricas nos inclinan por el uso de econometría de series de tiempo en el presente trabajo. Aunado a eso, en economías donde el tipo de cambio haya sido un objetivo de la política económica (como presumiblemente fue el caso argentino en parte del período bajo análisis) se reconoce que las estimaciones por sistemas que reconozcan mecanismos de retroalimentación, serán más confiables que aquellas realizadas bajo métodos uniecuacionales (Aron et al, 2014).

Como se mencionó con anterioridad, los modelos por sistemas habitualmente aplicados corresponden a métodos de series de tiempo. Entre ellos se destacan los métodos de Vectores Autorregresivos (VAR) y los modelos de corrección del error (VECM). El segundo es una generalización del primero que reconoce la existencia de relaciones de cointegración entre algunas o todas las variables consideradas endógenas. La cointegración se interpreta como relaciones de largo plazo entre las variables, que vienen a interceder como restricciones de equilibrio. Ante la presencia de cointegración, se recomienda el uso de modelos de corrección del error para no perder la información contenida en las variables en niveles y reconocer sus relaciones de largo plazo. Caso contrario, se podría generar un problema de consistencia con los estimadores obtenidos (Beirne & Bijsterboch, 2009).

Si bien es factible desde la teoría la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio y la inflación, la misma no siempre se encuentra en la práctica. En la literatura, de hecho, frecuentemente se trabaja con modelos VAR en primeras diferencias, si bien no todos los autores muestran los resultados de las pruebas de cointegración o incluso algunos reconocen que las omiten deliberadamente. Como se verá posteriormente, los datos para el caso argentino apuntan a la existencia de una relación de cointegración y por ello se ha decidido encarar la

presente estimación mediante el método del modelo de corrección del error. Dicha especificación en la relación de cointegración fue realizada con una tendencia, situación que no es infrecuente en la literatura. Una posible justificación a la existencia de esta tendencia podría darse por la existencia de un efecto “Balassa-Samuelson” en las economías emergentes, que las lleve a apreciar su tipo de cambio de equilibrio a medida que crecen (y realizan un *catch-up* con las economías desarrolladas) debido a que el crecimiento suele ser más veloz en su sector exportador antes que en su sector no transable (Harberger, 2003).

## **2.5 Hechos estilizados y determinantes macroeconómicos de los *pass-through***

Dentro de los principales hechos estilizados encontrados en la gran mayoría de los estudios sin importar su metodología encontramos: *pass-throughs* incompletos incluso para índices de precios importables, *pass-throughs* descendientes a lo largo de la cadena de distribución (menores para índices de precios al consumidor que para precios importables, exportables o al productor) y gran heterogeneidad de dichos coeficientes entre sectores productivos, países y regiones (Aron et al, 2014). Frecuentemente se evidencia también, que el *pass-through* es mayor en países emergentes que en países desarrollados (ver por ejemplo Ca`Zorzi et al (2007), McCarthy (2007) o Choudhri & Hakura (2006)). También se ha observado frecuentemente 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).

Particularmente la heterogeneidad entre los *pass-through* de diferentes países lleva a inquirir cuáles serán los posibles determinantes del coeficiente de traslado. Una de las hipótesis más frecuentemente enunciadas concierne a la propuesta por Taylor (2000) que estima que el coeficiente de traslado será menor en economías con menor inflación. Para justificar esta hipótesis, el autor demuestra para un modelo de precios escalonados y competencia monopolística, que en ambientes de poca inflación los *shocks* inflacionarios generados por variaciones cambiarias no serán percibidos como persistentes por lo que no tenderían a ser trasladados a precios de forma completa o veloz. Esta teoría implica que el coeficiente de traspaso es endógeno al contexto inflacionario y, en consecuencia, también sería endógeno a la realización de una política monetaria anti-inflacionaria que ancle expectativas. Si esta “hipótesis de Taylor” se verifica, existiría un potencial círculo virtuoso donde menos inflación reduce el *pass-through* y esto nuevamente reduce las presiones inflacionarias ante shocks externos (Edwards, 2006).

La hipótesis de **inflación** como determinante del nivel de traslado es en general confirmada por la gran mayoría de estudios sobre la temática. Por ejemplo, Ca`Zorzi et al (2007) encuentra

que los *pass-throughs* están vinculados positivamente con la inflación de cada país<sup>4</sup>. Estos autores incluso afirman que en economías de inflación de un solo dígito, los coeficientes de traslado de países emergentes no serían sustancialmente diferentes a los de los países desarrollados. Otros trabajos que encuentran evidencia en el sentido de mayor traspaso con mayor inflación son: Campa & Goldberg (2005), Choudhri & Hakura (2006), Gagnon & Ihrig (2004), Goldfajn & Werlang (2000), Takhtamanova (2010) y Ghosh (2013).

En lo concerniente a la **política monetaria**, estudios como Campa & Goldberg (2005) y Ghosh (2013) correlacionan menores *pass-throughs* con menores tasas de crecimiento de dinero. A su vez, estudios que estiman los coeficientes de traslado por sistemas para grupos de países incluyendo variables de política monetaria, suelen mostrar que una política anti-inflacionaria estaría asociada a un menor coeficiente de traspaso (como por ejemplo Ca`Zorzi et al (2007) o Ito & Sato (2007)). De hecho, en general, una de las causas postuladas para la antes mencionada disminución del *pass-through* en muchas economías ha sido una mejor y más creíble política monetaria (ver por ejemplo Taylor (2000), McCarthy (2007) o Gagnon & Ihrig (2004)).

En particular muchos autores postulan que un régimen de **metas de inflación** tiene el potencial de bajar sustancialmente el coeficiente de traslado. Coulibaly & Kempf (2010) realizan un estudio de VAR en paneles para países emergentes, 17 de los cuales practican *inflation-targeting* (IT) y 12 que no (no IT). Los autores encuentran que la adopción de un régimen de metas de inflación redujo en los países su elasticidad de traspaso hacia los precios al consumidor, si bien la misma se mantuvo en niveles distintos de cero. La disminución anterior del *pass-through* tras adoptar un régimen de metas de inflación, se manifiesta además a lo largo de toda la cadena de distribución reduciéndose también el coeficiente de traspaso a los precios de bienes importados y precios del productor. A su vez, los análisis de descomposición de la varianza muestran una menor predominancia de variaciones cambiarias en la variación de los precios al consumidor.

Un resultado llamativo en Coulibaly & Kempf (2010), dados los resultados anteriores, es que si se comparan los *pass-throughs* entre los países que practican IT y los que no practican IT, los mismos no son significativamente distintos para los precios al consumidor. Esa observación es consistente con resultados provistos en trabajos como Gagnon & Ihrig (2004) o

---

<sup>4</sup> Si bien para afirmar esto excluye a Argentina y a Turquía como dos *outliers* de bajo *pass-through* pero inflación moderada.

Beldi et al (2017)<sup>5</sup>. Para reconciliar dicha observación con la evidencia de reducción de los *pass-through* tras seguir una política de metas de inflación, Coulibaly & Kempf (2010) sugieren que en su muestra los países que experimentaban un mayor *pass-through* eran más proclives a adoptar un régimen de metas de inflación para ganar credibilidad, en comparación con los países que exhibían un bajo *pass-through* inicialmente.

Por su parte, otras teorías aducen que los coeficientes de traspaso pueden ser endógenos a la **política cambiaria** llevada a cabo. Esto es a veces aproximado con la **volatilidad** exhibida por el tipo de cambio (ya sea definida como una desviación estándar o ponderada por índices basados en definiciones *de facto* del régimen cambiario). Las principales explicaciones arguyen que los coeficientes de traslado subirían ante una mayor volatilidad cambiaria, como una reacción de los exportadores foráneos para estabilizar sus márgenes de ganancia en moneda extranjera. Este efecto podría ser particularmente relevante para países emergentes que no cuenten con buenos mercados de futuros funcionando (u otros mecanismos de *hedging*). No obstante, en principio explicaciones alternativas que incluyan costos de menú postularían efectos de signos opuestos (Aron et al, 2014). A su vez, si la baja volatilidad está asociada a un esquema de **tipo de cambio fijo**, el tipo de cambio ocuparía un rol de ancla cambiaria y movimientos del mismo posiblemente conllevarían un cambio de expectativas con lo que el coeficiente de traslado debería ser mayor que ante un régimen de **tipo de cambio flotante**.

Ante tantos efectos teóricos posibles, y en algún punto contradictorios, se necesita la guía de la evidencia empírica para marcar cuál de estos efectos prevalecería. Allí, la evidencia parece señalar hacia una relación positiva entre volatilidad cambiaria y el *pass-through*. Trabajos como Ca`Zorzi et al (2007), Choudhri & Hakura (2006) y Campa & Goldberg (2005) encuentran una correlación significativa estadísticamente y positiva entre volatilidad cambiaria y precios (tanto para importables, al productor o al consumidor). De todas maneras, trabajos que hacen una comparación entre regímenes fijos y flotantes (y no entre flotantes de mayor y menor volatilidad) sugerirían un *pass-through* mayor para los esquemas de tipo de cambio fijo (Aron et al, 2014). De todas formas, el hecho de que muchas veces se instaure en simultáneo un régimen de tipo de cambio flotante con un programa de metas de inflación puede minar la confianza de tales resultados.

---

<sup>5</sup> Beldi et al (2017) aplica estimaciones con un VECM para países IT y no IT, y si bien encuentra diferencias en las relaciones de cointegración (vinculación de largo plazo entre las variables), en un plazo menor (de mayor interés para los *policymakers*) mediante análisis de impulso-respuesta no se observan grandes diferencias entre países *inflation-targeters* y *non-inflation-targeters*.

Respecto al nivel de **apertura de la economía**, variable comúnmente analizada, si bien se tiende a postular que un país más abierto poseerá un *pass-through* más elevado por una mayor predominancia de bienes transables en sus economías, la evidencia en ese sentido es en el mejor de los casos endeble y no es estadísticamente significativa en todos los estudios. Choudhri & Hakura (2006), Ca`Zorzi et al (2007) y Takhtamanova (2010), por ejemplo, no encuentran efectos significativos de apertura económica en los *pass-through*. Para justificar esto último, suele argumentarse que la inflación puede estar correlacionada negativamente con el nivel de apertura económica como arguye Romer (1993). En ese caso la menor inflación causada por una mayor apertura, implicaría un menor *pass-through* y cancelaría el efecto directo previo de mayor traslado. No obstante, en algunos trabajos ni siquiera controlando por inflación la evidencia de que la apertura económica incida en el *pass-through* parece ser significativa estadísticamente (Ca`Zorzi et al, 2007). Por su parte, trabajos como McCarthy (2007), Ghosh (2013) y Goldfajn & Werlang (2000), sí encuentran evidencia a favor de influencia de apertura económica en los coeficientes de traslado, el primero para países desarrollados, el segundo para los países de la región y el tercero para una muestra que incluye a ambos tipos de países. En su amplia revisión bibliográfica, Aron et al (2014) concluyen que: 1) reducir las barreras arancelarias al comercio eleva el coeficiente de traslado en el corto plazo y para algunos precios en el largo plazo, y 2) que una mayor apertura económica, si se controla por inflación, estaría vinculada positivamente a un mayor *pass-through* si bien este efecto no siempre es significativo.

Otras variables macroeconómicas relevantes para explicar el *pass-through*, pero sin tanta evidencia consistente o estudios que las consideren son: tamaño de la economía, nivel de dolarización, nivel de atraso del tipo de cambio o el ciclo económico. Las últimas dos son frecuentemente utilizadas en trabajos que estiman el *pass-through* mediante métodos uniecuacionales, como Goldfajn & Werlang (2000). Aquí es relevante destacar que emulando a tales autores, Otero, Cadelli, Carbajal & Cerimedo (2005) aplican dicha metodología para el caso argentino, con datos mensuales para el período 1980-2004, y encuentran como determinantes relevantes del *pass-through* a la brecha del PIB, grado de apertura de la economía, desvío del tipo de cambio real de equilibrio y a la inflación inicial.

Debe destacarse como balance de la anterior exposición que el coeficiente de traslado pareciera ser una variable endógena a las condiciones económicas, marco institucional y articulación de las políticas públicas. Esta debe ser una advertencia por considerar a la hora de interpretar resultados de estudios como el presente en donde los parámetros estimados podrían

variar sí cambian las condiciones económicas. Ignorar este último hecho dejaría a los análisis susceptibles a la llamada “crítica de Lucas” (Lucas, 1976).

## 2.6 Estimaciones para Argentina

En la Tabla 1 se presenta una selección de estudios que abordan la presente temática para Argentina y/o la región sudamericana. Rápidamente, salta a la vista las muy marcadas discrepancias entre estudios para Argentina, ratificando lo aseverado por trabajos como Aron et al (2014) y Beirne & Bijsterboch (2009) de que los coeficientes de traslado variarían fuertemente según la metodología utilizada y la muestra temporal bajo análisis. Para Argentina, se contraponen estimaciones cercanas a un traspaso nulo como las de Ca`Zorzi et al (2007) o Choudhri & Hakura (2006) para períodos de baja inflación, con estudios de *pass-through* completos o cercanos a uno como Choudhri & Hakura (2006) o Gay & Cugat (2010), cuando se incluye el período hiperinflacionario de Argentina, con finalmente estimaciones moderadas en un rango elevado en torno al 28% y al 52%.

Teniendo en consideración la gran sensibilidad de las estimaciones a las metodologías econométricas y la no comparabilidad directa de las estimaciones entre los métodos uniecuacionales y los métodos por sistemas, tomaremos como referencia a estos últimos. De ellos descartaremos a los resultados obtenidos por Ca`Zorzi et al (2007) debido a que los mismos autores los ponderan como anómalos (inusualmente bajos) donde posiblemente existan problemas de quiebre estructural al mezclar en las estimaciones períodos de megainflación, hiperinflación e inflación muy baja o incluso deflación, todo signado bajo una macroeconomía volátil, múltiples crisis económicas y giros copernicanos en las políticas públicas desarrolladas entre el período 1975-2004. Tampoco consideraremos los resultados de Gay & Cugat (2010) con un balance similar al hecho para Ca`Zorzi et al (2007), sumado al hecho de que una elasticidad de traspaso completa no es frecuente en la literatura. Esto último probablemente esté influenciado por la inclusión del período hiperinflacionario al análisis.

Entonces, destacamos como interesantes los resultados de Ito & Sato (2007) y Torres (2015). Ambos estudios aplican métodos VAR en primeras diferencias. Ito & Sato (2007) obtienen para Argentina un *pass-through* de 28% en el corto plazo (un año) y 34% en el largo plazo (dos años). Además, destacan que el coeficiente de traspaso en el caso argentino es superior (más del doble) que el de países asiáticos o incluso que el de Brasil. Tales autores ponderan que la menor inflación y la política monetaria con sesgo anti-inflacionario de los países asiáticos en el período, podría ser una de las principales causas en explicar dicha divergencia. No obstante, dicha explicación no resulta del todo convincente puesto que la inflación argentina en el período 1995-2006 no fue particularmente elevada a excepción de algunos años puntuales.

Tabla 1. Resumen de trabajos empíricos seleccionados sobre el *pass-through*

<b>Metodología: VAR</b>		
<b>Autores</b>	<b>Características de la Muestra</b>	<b><i>Pass-throughs</i> estimados</b>
Ca`Zorzi et al (2007)	1975-2004 (datos trimestrales) 12 economías emergentes y tres países desarrollados.	Emergentes: 23,5% (promedio de CP), 44,6% (promedio de LP). Desarrollados: 3,3% (CP), 6,3% (LP). <b>Argentina:</b> 2% (CP), 4% (LP)
Ito & Sato (2007)	1995-2006 (mensual) 7 países emergentes (Argentina entre ellos)	Emergentes: 33% (CP), 39% (LP) Asiáticos: 13,5% (CP), 14% (LP) <b>Argentina:</b> 28% (CP), 34% (LP)
Gay & Cugat (2010)	1983-2010 (trimestral) Argentina	<b>Argentina:</b> 83% (CP), 92% (LP)
Torres (2015)	1993-2010 (mensual) Argentina	<b>Argentina:</b> 30% (CP), 52% (LP)
Borensztein & Queijo von Heideken (2016)	1999-2015 (mensual) Brasil, Chile, Colombia, Uruguay, Perú y Paraguay.	Promedio: 14% (CP) y 20% (LP).
<b>Metodología: Estimación Uniecuacional</b>		
Choudhri & Hakura (2001)	1979-2000 (trimestral) 71 países (incluye emergentes y desarrollados).	Emergentes: 15% (CP), 27% (LP) Desarrollados: 12% (CP), 23% (LP) <b>Argentina</b> (baja inflación): -9% (CP), -9% (LP) <b>Argentina</b> (alta inflación): 76% (CP), 79% (LP)
Otero et al. (2005)	1980-2004 (mensual) Argentina	<b>Argentina:</b> 45% (CP)
Ghosh (2013)	1970-2010 (trimestrales) 9 países de Latinoamérica	Promedio: 35,3% (CP), 93,5% (LP) <b>Argentina:</b> 36% (LP)

Para realizar su estudio Ito & Sato (2007) aplican un VAR en primeras diferencias con siete variables endógenas: precios internacionales del petróleo, tipo de cambio nominal multilateral, índice de actividad económica, base monetaria, precios de los bienes importados, precios del productor y precios al consumidor. Para ello, usan series mensuales en el período 1995-2006. Como críticas a dicho trabajo podemos remarcar: lo destacado por Aron et al (2014) y Borensztein & Queijo von Heideken (2016) de que los precios internacionales no deben ser

considerados como variables endógenas para economías pequeñas, la no consideración de relaciones de cointegración entre las variables (ni siquiera realizando pruebas de cointegración), y el hecho de mezclar años en los que en Argentina regía un sistema de convertibilidad con años en que dicho sistema cayó, lo que podría introducir un sesgo por presencia no especificada de un quiebre estructural. Sobre este último punto, no obstante, los autores presentan dos estimaciones diferentes 1995-2006 y 2002-2006 no encontrando diferencias sustanciales en dichos *pass-through*. De todas formas, la última especificación temporal podría poseer ciertos problemas por una muestra de pocas observaciones.

Torres (2015) por su parte realiza un VAR en primeras diferencias con tres variables endógenas, tipo de cambio, precios importados y precios al consumidor, y una variable exógena, precios al consumidor de Estados Unidos. Para ello, usa datos mensuales para el período 1993-2010. Tal autor encuentra un coeficiente de traspaso de 30% en el corto plazo (un año) y 52% en el largo plazo (dos años). A diferencia de Ito & Sato (2007), Torres (2015) si testea la posibilidad de existencia de una relación de cointegración y la rechaza con un 95% de confianza. Como críticas al autor, se destaca la inclusión de períodos disímiles en su análisis y la omisión de variables que deberíamos considerar como relevantes, como ser alguna variable que represente la política monetaria y alguna variable de actividad económica. Esto último puede conllevar pobres dinámicas temporales en sus análisis de impulso-respuesta, al no considerar a lo largo del tiempo las interacciones que se generarían entre dichas variables y la no detección de relaciones de cointegración.

Se considera que el presente trabajo presentará salvedades a algunas de las críticas enumeradas previamente al reconocer la existencia de relaciones de largo plazo, incluir variables de actividad y política monetaria, e incluir el que *a priori* sería un período de tiempo más homogéneo en su marco de política económica (además de indagar sobre la existencia de un quiebre estructural). Estas diferencias metodológicas, y la diferencia en el marco temporal (2005-2017) convertirán a nuestros resultados en estrictamente no comparables con los de Ito & Sato (2007) y Torres (2015), a pesar de lo cual se los tomará como una referencia interesante.

El otro trabajo que se considerará como un *benchmark* relevante es el de Borensztein & Queijo von Heideken (2016). Tales autores realizan un estudio VAR en primeras diferencias para siete países sudamericanos (Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay). A pesar de incluir a Argentina en análisis descriptivos iniciales, luego la excluyen de sus estimaciones VAR. Las variables que consideran como endógenas corresponden a tipo de cambio bilateral, actividad económica, una tasa de interés de referencia (como variable de política monetaria), precios importados y precios al consumidor, mientras que como variables

exógenas se incluyen a los precios internacionales del petróleo y de la principal *commodity* de exportación de los países analizados. Para ello, utilizan datos mensuales en el período 1999-2015. Encuentran resultados bastante similares para todas esas economías con un *pass-through* hacia los precios al consumidor en promedio de 14% en el plazo de un año y 20% en dos años. Paraguay se muestra como la única excepción, teniendo un *pass-through* más alto en todos los períodos de tiempo, tanto para los precios importados como para los precios al consumidor.

La similitud con del presente trabajo con el de Borensztein & Queijo von Heideken (2016) en las variables utilizadas y el período bajo análisis lo convertirá en una referencia relevante de cara a los resultados de la actual investigación. Su principal discrepancia obedecerá a que para el caso argentino se evidencia en la existencia (e inclusión en el modelo) de una relación de cointegración. A pesar de ello, se compararán los *pass-through* de Borensztein & Queijo von Heideken (2016) con los que se deriven del VECM, pero eso sí, no con la relación de cointegración sino con los análisis de impulso-respuesta (que tienen un horizonte de más corto plazo). Dado que todos los países estudiados en Borensztein & Queijo von Heideken (2016) corresponden a economías de la región con regímenes de metas de inflación de cierto éxito, si considerásemos a dichos países como comparables contrafactuales al caso argentino si tuviese un régimen de metas de inflación de éxito similar, comparar las estimaciones será un contrapunto interesante de lo que se podría alcanzar si el actual régimen de metas de inflación alcanza un valor inflacionario bajo y genera un ancla monetaria creíble.

Una última advertencia proviene de destacar la ausencia de estudios que apelen a modelos de corrección del error (VECM) para el caso argentino. Esto refleja el hecho de que los estudios que aplican VAR en primeras diferencias son los más frecuentes en la literatura, y de que, hasta donde es consciente el autor, no existen investigaciones sobre el *pass-through* argentino que reconozcan la existencia de relaciones de cointegración. Como destacamos en las secciones precedentes, ante la evidencia de relaciones de cointegración, un modelo VEC presentará propiedades estadísticas superiores a los modelos VAR en primeras diferencias. Algunos estudios VECM de *pass-through* interesantes como referencia son: Hüfner & Schröder (2002), Doyle (2004), Beirne & Bijsterboch (2009), Bachmann (2012), Beldi et al (2017) y Xu, Zhang & Atris (2017).

### **3. EVIDENCIA EMPÍRICA**

#### **3.1 Selección de variables para el caso argentino**

La selección de las variables económicas relevantes no es un aspecto trivial existiendo cierto disenso en la literatura. En el presente trabajo nos inclinamos por la inclusión de cuatro variables endógenas con cierto parecido a lo planteado por Bachmann (2012). Entre las

variables endógenas tomamos a un índice de precios al consumidor (IPC), obtenido de la Dirección de Estadísticas y Censos de la Provincia de San Luis, ante los severos cuestionamientos metodológicos de la serie de inflación publicada en el período por el INDEC. Se ha decidido, además, buscar la mayor homogeneidad metodológica en esta serie y por ende no se ha procedido a realizar ningún empalme con otras series de precios disponibles. Esta última decisión, nos restringe a iniciar la muestra con el primer dato publicado por dicha serie (octubre de 2005). Además, se incluyó al tipo de cambio bilateral nominal (TCB) y el agregado monetario M1 obtenidos ambos del Banco Central y una serie de actividad económica mensual (EMAE) obtenida de INDEC (y revisada para el período de intervención).

Se trabajó con series de datos mensuales presentando las mismas ventajas respecto a las series trimestrales. Esto último es destacado por trabajos como Mihailov (2009) que remarca que utilizar datos de frecuencia trimestral habitualmente genera “pérdidas” de gran parte de las dinámicas de corto plazo que sí se exhiben con datos mensuales. Esto ocurre porque, al contrario de cuando se usan series trimestrales, dichas dinámicas de corto plazo no se promedian cuando se usan series mensuales. Como una segunda ventaja, tal decisión nos provee del triple de observaciones dado un determinado período. Como es estándar en esta literatura se trabajó con las variables en logaritmos.

La decisión de tomar TCB por sobre el tipo de cambio multilateral nominal (TCM) obedece a que, si bien focalizando la competitividad de las economías se favorecería el uso del TCM, desde una perspectiva macroeconómica se debería preferir a aquel tipo de cambio que influya de mayor manera en las expectativas económicas. Dada la historia argentina, se supone que el precio del dólar estadounidense (TCB) puede ser más representativo de estas últimas. Sobre esto, además, Borensztein & Queijo von Heideken (2016) señalan que: “existe amplia evidencia de que la mayoría de las transacciones en comercio internacional son nominadas en dólares estadounidenses, tanto para *commodities* como para productos diferenciados y que los precios en dólares poseen cierta rigidez ante movimientos del tipo de cambio”.

Por su parte la decisión de tomar a M1 como representativo de la política monetaria no está exento de problemas. En general, la literatura está dividida en considerar como relevante una tasa de interés o algún agregado monetario (a veces se toma a la base monetaria o a M2 en lugar de M1). En general en países desarrollados o con regímenes de metas de inflación consolidados se suele considerar a una tasa de interés de política monetaria como relevante, mientras que en países emergentes o no *inflation-targeters* se prioriza el uso de agregados monetarios. Para el caso argentino, un régimen oficial de metas de inflación fue implementado recién en septiembre de 2016 con lo que apenas un 5% de la muestra total es abarcada por esta política. Aunado a

esto, el bajo nivel de desarrollo financiero de nuestro país, la existencia de dominancia fiscal en gran parte del período bajo análisis y la inexistencia de una tasa de interés de política monetaria constante durante el período, ha inclinado la balanza a favor del uso de agregados monetarios como más representativos de la muestra temporal seleccionada.

El período de tiempo analizado entonces va de octubre de 2005 a junio de 2017 seleccionado por disponibilidad de series homogéneas de datos para todo el período.

### 3.2 Análisis de estacionariedad de las series elegidas

Tabla 2. Análisis de Estacionariedad de las variables endógenas

Variable	Dickey-Fuller Aumentada		KPSS
	Intercepto	Ninguno	
IPC	2,19 (-2,88)	5,84 (-1,95)	0,66 (0,146)*
EMAE	-4,07 (-2,88)*	0,46 (-1,95)	0,25 (0,146)*
M1	0,11 (-2,88)	4,67 (-1,95)	0,51 (0,146)*
TCB	0,79 (-2,88)	2,46 (-1,95)	0,65 (0,146)*
Dipc	--	-2,25 (-1,95)*	0,07 (0,146)
Demae	--	-8,22 (-1,95)*	0,027 (0,146)
dM1	--	-9,15 (-1,95)*	0,03 (0,146)
Dtcb	--	-6,20 (-1,95)*	0,04 (0,146)

\* se rechaza la hipótesis nula (de raíz unitaria en ADF y de estacionariedad en KPSS) con un 95% de confianza. Valor crítico entre paréntesis.

Un primer paso necesario en esta clase de estudios consiste en realizar análisis de estacionariedad de las series de datos seleccionadas. Para ello realizamos tanto la tradicional prueba de Dickey Fuller Aumentada, o ADF (en sus versiones con y sin intercepto), como la prueba de Kwiatowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) para lograr mayor robustez y potencia estadística en las conclusiones de estos análisis. Recordemos que la prueba ADF plantea como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria, mientras que la prueba KPSS realiza un planteo inverso, constituyendo su hipótesis nula la estacionariedad de la serie en cuestión. Estos tests se ejecutan tanto a las series en niveles como a las series en diferencias. Si en base a estas pruebas inferimos la no estacionariedad de las series en niveles y la estacionariedad de las series en diferencias, se postulará que las series en cuestión son integradas de orden uno, I(1).

En todos los casos concluimos que las variables son razonablemente I(1). Esto es así debido a que no rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria con la prueba ADF para las variables en niveles y sí lo hacemos para las variables en diferencias, mientras que con la prueba KPSS rechazamos la hipótesis nula de estacionariedad de las variables en niveles mientras que no

rechazamos dicha hipótesis con las series en primeras diferencias. La única variable que arroja un resultado ambiguo es el estimador mensual de actividad económica (EMAE), que para la prueba ADF con intercepto rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria mientras que arroja el resultado contrario con la prueba sin intercepto y la prueba KPSS. Como dos de tres pruebas apuntan a que posea un comportamiento no estacionario seguiremos adelante con dicho supuesto.

### 3.3 Análisis de cointegración

Se estima un VAR en niveles como un primer paso para deducir con criterios de información la cantidad de rezagos a considerar para las variables endógenas. Los criterios de Akaike y Final Prediction Error sugieren el uso de tres rezagos mientras que los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn sugieren el uso de dos. Como posteriormente ninguno de los dos análisis residuales de dichos VAR en niveles muestra problemas de autocorrelación o heteroscedasticidad condicionada (ARCH), se optará por el modelo más parsimonioso que incluye sólo dos rezagos en su formato VAR.

Las pruebas de cointegración, utilizando esa cantidad de rezagos, se realizan siguiendo el procedimiento de Johansen. La prueba de la traza, sugiere la existencia de una única relación de cointegración cuando se incluye una constante y una tendencia, tanto si la prueba se realiza con dos o con tres rezagos. Se reporta en la Tabla 3 los resultados para el caso de dos rezagos que será el utilizado en lo sucesivo. Si bien no es reportada, la prueba de cointegración del máximo autovalor arriba a idénticas conclusiones.

Tabla 3. Pruebas de cointegración con constante y tendencia

<b>Prueba de la traza</b>			
<b>R</b>	<b>Estad.</b>	<b>Val. Crít.</b>	<b>p-value</b>
0*	81,70 *	63,66	0,0006*
1	35,98	42,77	0,2096
2	17,56	25,73	0,3819
3	4,58	12,45	0,6614

\*se rechaza la hipótesis nula con un 95% de confianza.

Como ya se argumentó precedentemente, la presencia de una tendencia en la relación de cointegración es relativamente estándar en la literatura de estimación de *pass-through* con VECM y suele argumentarse que tras ella puede esconderse algún efecto del tipo “Balassa-Samuelson”. Entre otros trabajos que encuentran evidencia de una tendencia en la relación de cointegración destacamos a: Hüfner & Schröder (2002) que estiman una cointegración con tendencia para uno de los cinco países que analizan, Beirne & Bijsterboch (2008) que lo hacen

para 7 de los 9 países que analizan, Xu et al (2017) para dos de tres y Beldi et al (2017) que encuentran significativa una tendencia para 3 de los 11 países bajo estudio.

### 3.4 El modelo estimado

Discurramos brevemente sobre los modelos de corrección del error. Dado un vector  $x_t$  de variables endógenas podemos definir a un modelo VAR(k) como:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \mu + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Que a su vez puede ser expresado como un VEC tomándole primeras diferencias:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde  $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$  para  $t = 1, \dots, n$ ;  $\mu$  es una constante;  $D_t$  es un vector de variables no estocásticas (como *dummies* estacionalmente centradas o *dummies* de intervención);  $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos;  $\Gamma_i = I - A_1 - \dots - A_k$  ( $i = 1, \dots, k-1$ ) y  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ .

Esta última descomposición permite apreciar los impactos de corto y largo plazo que genera un determinado *shock* en el vector de variables endógenas  $x_t$ . La información de corto plazo es provista por los  $\Gamma_i$  mientras que la información de largo plazo es provista por  $\Pi$ . A su vez esta matriz  $\Pi$  puede ser descompuesta de la forma  $\Pi = \alpha\beta'$ , donde  $\alpha$ , también conocido como matriz de ponderadores o *loading matrix*, representa la velocidad de convergencia al equilibrio, y  $\beta$  contiene a los vectores de cointegración. A su vez, la ecuación (2) puede ser expandida para incluir una constante (que captaría una tendencia al ser una expresión en diferencias), variables *dummy* que den cuenta de factores estacionales o quiebres estructurales y una tendencia lineal para captar efectos de convergencia o *catch-up* (Beirne & Bijsterboch, 2009).

Si el modelo adecuado es ajustado en términos de rezagos y diagnóstico residual, la matriz de cointegración revelará la relación de largo plazo entre las variables y la matriz de ponderadores demarcará las dinámicas de ajuste hacia ese largo plazo. La denominación de estos modelos como “corrección del error” obedece a que como por definición de cointegración  $\beta'x_t$  será estacionario, su valor esperado puede ser interpretado como el estado estacionario del sistema o una restricción de equilibrio de largo plazo. Así, las desviaciones de este equilibrio (errores) implicarán correcciones en  $\Delta x_t$ . La matriz de ponderadores, por su parte, definirá cómo se realizan estos ajustes que resultarían en la restauración de las relaciones de largo plazo (Bachmann, 2012).

En base a los análisis realizados precedentemente procedemos al modelo de corrección del error con las variables endógenas mencionadas previamente (IPC, EMAE, M1 y TCB) en logaritmos y niveles, *dummies* estacionales centradas para lidiar con el problema de la

estacionalidad y dos rezagos en variables endógenas en su versión VAR cointegrado (1 rezago expresado como VECM). Utilizaremos para esta estimación el procedimiento de Johansen sin imponer restricciones a los coeficientes del modelo. Además en sus componentes determinísticos se trabajará con intercepto no restringido y tendencia restringida.

La primera estimación arrojó la presencia de dos *outliers* muy grandes correspondientes a las dos grandes devaluaciones del período a principios de 2014 y a fines de 2015. Se siguió la metodología de autores como Doyle (2004) o Beirne & Bijsterboch (2009), colocando variables *dummies* para esos dos eventos. La inclusión de estas variables ficticias no cambia en demasía ni los análisis residuales ni los coeficientes estimados en la relación de cointegración, si bien sí se reduce la asimetría y curtosis de los residuos. El modelo estimado exhibe relativamente buenas propiedades en su análisis residual como consigna la Tabla 4. Si bien no son reportados, se cumple con la condición de estabilidad del VEC que establece que en su versión de VAR cointegrado los módulos del autovalor de la inversa de la ecuación característica deberá tener tres raíces unitarias (diferencia entre variables endógenas y relación de cointegración para este caso particular) y las demás raíces deberán estar por fuera de círculo unitario. Al cumplir con dicha propiedad se concluye que el modelo no sólo está bien especificado sino que además es estable por lo cual interpretar sus resultados será relevante.

Tabla 4. Diagnóstico residual

Test	Estadístico ( <i>p-value</i> )
LM test (1 rezago)	20,65 (0,1921)
LM test (2)	39,04 (0,1827)
LM test (6)	91,62 (0,6073)
LM test (12)	213,68 (0,1354)
Portmanteau ajustado (1-6)	87,46 (0,1731)
Portmanteau ajustado (1-12)	194,30 (0,1171)
Portmanteau ajustado (1-18)	292,97 (0,141)
Portmanteau ajustado (1-24)	385,01 (0,215)
Jarque Bera (normalidad)	91,93 (0,000)*
ARCH (1 rezago)	95,58 (0,6063)
ARCH (1-2)	229,41 (0,0753)
ARCH (1-6)	636,97 (0,1434)
ARCH (1-12)	1207,99 (0,43)

\*se rechaza la hipótesis nula con un 95% de confianza. *p-value* entre paréntesis.

Ni las pruebas de autocorrelación ni las pruebas de heteroscedasticidad condicionadas multivariadas arrojan problemas al no rechazar sus respectivas hipótesis nulas. No obstante, la hipótesis de normalidad mediante el test de Jarque-Bera es rechazada incluso con un 99% de confianza. Si bien en principio la ausencia de normalidad no es un resultado deseable, en general si se observa que el problema proviene de un exceso de curtosis antes que de una asimetría marcada, autores como Gonzalo (1994) o Cheung & Lai (1993) muestran que el estadístico de la traza es robusto ante problemas de no normalidad. Observando las pruebas de normalidad univariadas en la Tabla 5, destacamos que el problema viene por un exceso de curtosis antes que por un problema de simetría.

Tabla 5. Análisis univariado residual de normalidad

Variable	Simetría	Exceso de Curtosis
IPC	0,6394	0,7701
EMAE	-0,0628	0,4717
M1	-0,4812	0,696
TCB	0,3051	3,2463

Complementamos los análisis anteriores con pruebas de estacionariedad en los residuos observados. En la Tabla 6 vislumbramos esos resultados y destacamos que tanto las pruebas de ADF y KPSS arrojan residuos estacionarios.

Tabla 6. Análisis de Estacionariedad de los residuos

Variable	ADF	KPSS
IPC	-12,14 (-2,86)*	0,042 (0, 46)
EMAE	-11,67 (-2,86)*	0,1953 (0,46)
M1	-9,15 (-2,86)*	0,0533 (0,46)
TCB	-4,25 (2,86)*	0,1012 (0,46)

\*Se rechaza la hipótesis nula con un 95% de confianza. Valores críticos entre paréntesis.

### 3.5 Resultados e interpretaciones

Analicemos los principales resultados de la estimación del VECM. El vector de cointegración fue normalizado sobre los precios del consumidor. En dicho vector, dado en la Tabla 7, se destaca que todas las variables son significativas al 95% de confianza, a excepción de M1 que solo lo es al 90% de confianza, y que las variables poseen los signos esperados. La relación de largo plazo entre tipo de cambio y los precios al consumidor sería de **38%**, y con un 95% de confianza se encontraría entre el intervalo (-0,5466 ; -0,2134). Nótese también, que esta estimación implica el rechazo de la presencia de un *pass-through* completo con un 95% de

confianza. Como se indicó, los signos de las variables fueron los esperados observándose una relación de largo plazo positiva entre la inflación con la actividad económica, la cantidad de dinero y las depreciaciones cambiarias respectivamente. Además, la variable de tendencia se mostró altamente significativa, incluso al 99% de confianza.

Tabla 7. Vector de cointegración normalizado en el índice de precios al consumidor

<b>IPC</b>	<b>EMAE</b>	<b>M1</b>	<b>TCB</b>	<b>Constante</b>	<b>Tendencia</b>
1,000	-0,691*	-0,244	-0,38*	4,083	-0,010*
	(0,324)	(0,143)	(0,085)	(2,643)	(0,002)
	[0,033]	[0,088]	[0,000]	[0,122]	[0,000]

\*se rechaza hipótesis nula de no significatividad con un 95% de confianza. Desviación estándar entre paréntesis, *p-value* entre corchetes.

Esta buena especificación en la relación de cointegración, se ve reforzada por la ausencia de signos de exogeneidad débil en las dos variables focalizadas (tipo de cambio y precios al consumidor) que se observan en la significatividad estadística de sus elementos en la matriz de ponderadores (*loading matrix*) observada en la Tabla 8. Se destaca la posible presencia de exogeneidad débil en el EMAE. Acorde a Beirne & Bijsterboch (2009), los ponderadores revelan la velocidad de convergencia hacia el equilibrio de largo plazo. Si se exhibe exogeneidad débil por no significatividad de los mismos, esto podría implicar que la variable no responde o no se corrige ante desviaciones de su relación de largo plazo. Que M1 sea significativa en la matriz de ponderadores y no significativa en el vector de cointegración, puede implicar que posea un rol importante en los ajustes de las dinámicas de corto plazo aún si no es significativa en las relaciones de largo plazo (si bien con un 90% de confianza sí lo es).

Tabla 8. Matriz de ponderadores (*loading matrix*)

<b>IPC</b>	<b>EMAE</b>	<b>M1</b>	<b>TCB</b>
-0,058*	0,020	-0,099*	-0,022*
(0,006)	(0,014)	(0,021)	(0,010)
[0,000]	[0,164]	[0,000]	[0,021]

\*se rechaza hipótesis nula de no significatividad con un 95% de confianza. Desviación estándar entre paréntesis, *p-value* entre corchetes.

La relación de 38% obtenida previamente es, no obstante, una relación de largo plazo. Por el contrario, en muchas discusiones (por ejemplo, en aquellas de política monetaria) será más relevante un *pass-through* de corto y mediano plazo. Para obtener dicho número plantearemos un análisis de impulso-respuesta. Pero para ello, primero debemos establecer una identificación

estructural del VEC estimado. Para arribar a este VEC estructural o SVEC, podemos colocar restricciones tanto de corto como de largo plazo.

Aquí elegiremos identificar la matriz de corto plazo y nos basaremos en una de las formas más sencillas de identificación, consistente en un ordenamiento ortogonal de Choleski. El uso de restricciones de corto plazo es recomendada en trabajos como Bachmann (2012), ya que el hecho de que las variables de un VEC sean no estacionarias implica que un *shock* en alguna de las series tendrá un impacto permanente sobre el nivel de dicha serie, y así sería difícil asumir *a priori* que una variable no tendrá un impacto de largo plazo sobre las demás.

En la práctica, la restricción de Choleski supone triangulizar una matriz de residuos. Su justificación teórica se basa en suponer que hay una variable que afecta a todas de forma instantánea y a su vez solo es afectada por las demás con rezagos, a su vez una segunda variable afecta a las demás de forma instantánea y solo es afectada por las otras con rezagos (omitiendo la primer variable), y así recursivamente hasta que obtengamos una variable que no afecta a ninguna de forma simultánea (sólo lo hace con rezagos) y que es afectada por todas en forma simultánea. Es decir, se debe imponer un determinado ordenamiento a las variables.

Se proponen los siguientes ordenamientos de las variables inspirados en Bachmann (2012):

1) TCB→EMAE→M1 →IPC:

Actividad económica reacciona ante tipo de cambio y afecta a M1 (que tiene rezagos en su impacto sobre la actividad económica) y por ambas vías a la inflación. Si bien aquí se supone que M1 no tiene rezagos frente a IPC (supuesto reñido con la evidencia), esto sería congruente con el hecho de que la política monetaria reaccione ante la expectativa de inflación futura. Este ordenamiento particular además, es consistente con la evidencia de que en el corto plazo no se pueden explicar variaciones cambiarias con *fundamentals* macroeconómicos (ver McCarthy (2007) o Bachmann (2012)).

2) TCB→EMAE→IPC→M1:

TCB precede a todas las variables y aquí M1 afecta con rezagos tanto a la actividad económica como a la inflación.

3) EMAE→TCB→M1→IPC:

Suponemos que la actividad económica solo es afectada con rezagos por la evolución de las demás variables, mientras que luego se determina el tipo de cambio que afecta en forma simultánea a M1 y a IPC. M1, por su parte, precede a IPC como si la política monetaria reaccionase en función de las expectativas de inflación.

4) EMAE → M1 → TCB → IPC

La actividad económica precede a las demás variables pero ahora M1 precede al tipo de cambio. Estas tres variables afectan a la inflación en forma simultánea pero sólo son afectadas por ella con rezagos

En la Tabla 9 se observa la evolución dinámica de los diferentes *pass-through* a lo largo del tiempo. Se destaca que el *pass-through* no es ni nulo ni completo, y que, a los tres años de haber acontecido la devaluación, el *pass-through* calculado a través de un impulso-respuesta es similar al observado en la relación de cointegración. Se sugiere tomar estos horizontes de corto plazo como más relevantes para comparar con trabajos que apelen a un VAR en primeras diferencias y para conducir discusiones de política económica.

Se define a la elasticidad del *pass-through* como el cambio porcentual en el nivel de precios respecto al cambio porcentual del tipo de cambio. Como trabajamos con logaritmos, bastará con aplicar para cada  $t$  el cociente entre las respuestas de IPC y TCB tras *shock* de 1% de TCB en el momento cero.

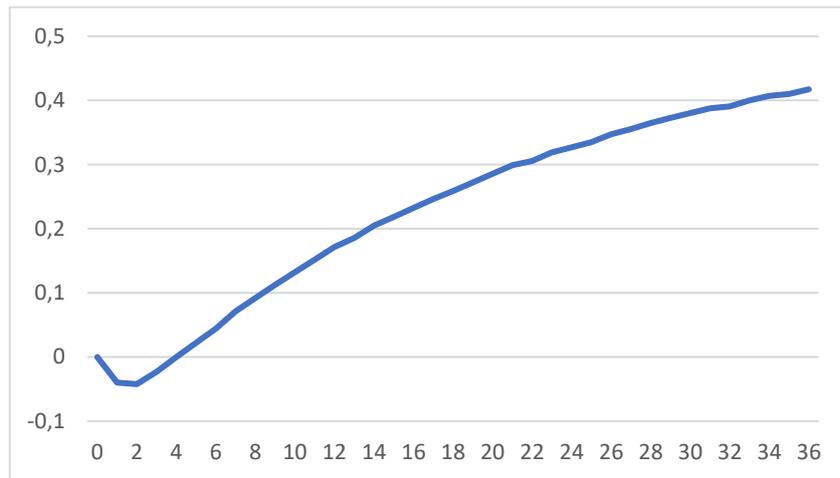
El *pass-through* sería aproximadamente de 4,41% en 6 meses (pero no significativo), 17,2% en un año, 32,85% en dos años y 41,7% en cuatro años. No se observan variaciones bajo los primeros ordenamientos especificados. Se vislumbra que aún en el último ordenamiento, las variaciones no son grandes manteniendo la tendencia general y mostrando discrepancias de 2 puntos en 12 meses, 2,5 puntos en 24 meses y aproximadamente 3 puntos en 36 meses. Concluimos por ello que estos valores son relativamente robustos a ordenamientos alternativos. En el Gráfico 2 se observa la evolución mes a mes del *pass-through* del modelo 1 de aquí en adelante tomado como base.

Tabla 9. *Pass-through* a lo largo del tiempo

Ord.	6 meses	12 meses	24 meses	36 meses	Largo Plazo
1	0,0441	0,1718*	0,3285*	0,4174*	0,38
2	0,0441	0,1718*	0,3285*	0,4174*	
3	0,0441	0,1718*	0,3269*	0,4174*	
4	0,0446	0,1578*	0,3088*	0,3990*	

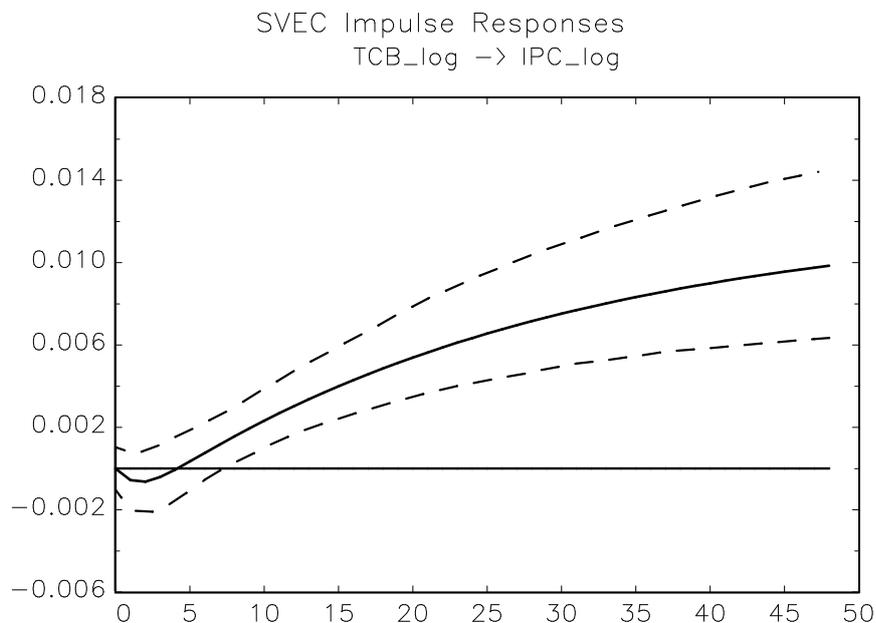
\*Ambos impulso-respuesta son significativamente distintos de cero con *bootstraps* del percentil de Hall y un 95% de confianza.

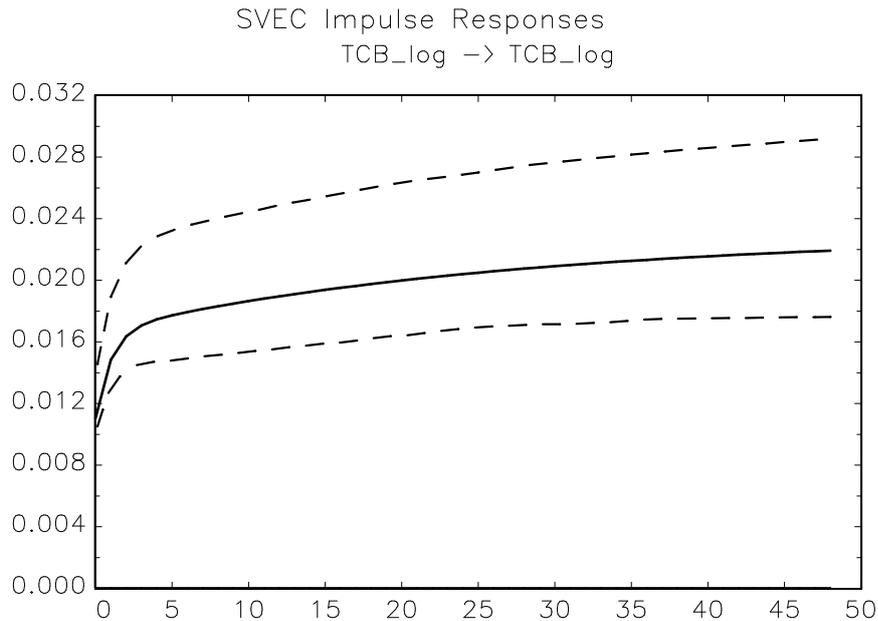
Gráfico 2. Evolución del *pass-through* a lo largo del tiempo



En la Gráfico 3 se observan los gráficos de impulso-respuesta tras un shock del tipo de cambio bajo el primer ordenamiento. Aquí, los intervalos de confianza reportados fueron construidos con un *bootstrap* del percentil de Hall al 95% de confianza. De estos impulso-respuesta deriva el gráfico 2. Se observa que tanto el IPC como el TCB poseen respuestas significativamente diferentes de cero. Se concluye que las depreciaciones cambiarias poseen un impacto permanente en el nivel de precios y transitorio en la inflación. Además se observa que, como es esperable en una variable  $I(1)$ , un *shock* cambiario posee un impacto permanente sobre el nivel del TCB.

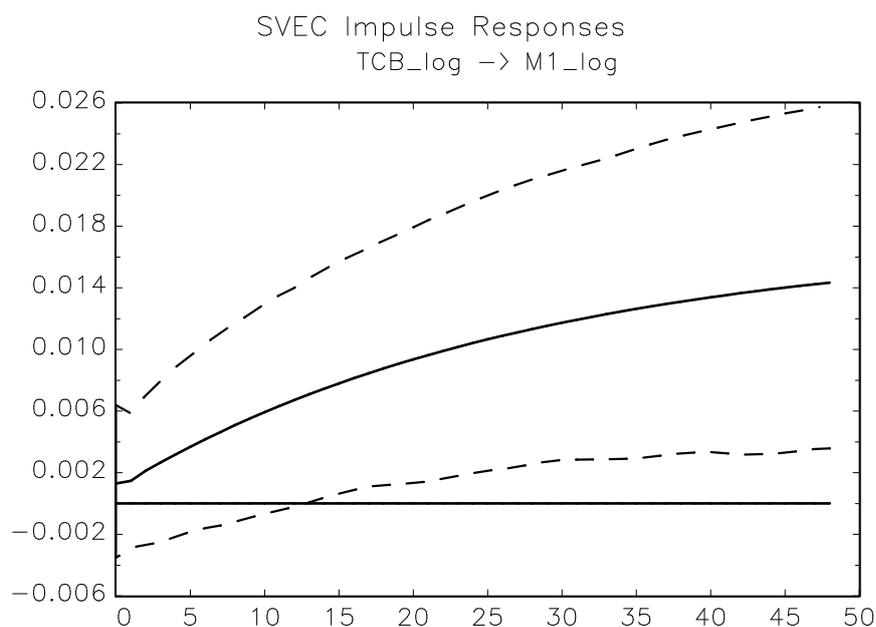
Gráfico 3. Análisis de impulso-respuesta del TCB e IPC ante *shock* cambiario de 1%





Es también llamativo el impacto positivo, significativo y permanente de M1 ante un *shock* cambiario mostrado en el gráfico 4. Este último resultado es el opuesto al observado en trabajos como Ca`Zorzi et al (2007) o Ito & Sato (2007) donde se suele observar una reacción negativa y significativa, o bien no significativa, de los agregados monetarios ante un *shock* cambiario. En dichos trabajos tal comportamiento suele conllevar un menor *pass-through* y hace aventurar a los autores en torno a la utilidad de el uso de política monetaria anti-inflacionaria como instrumento para reducir el traspaso a precios. De hecho en Ito & Sato (2007), tal comportamiento de que un agregado monetario reaccione positivamente tras una depreciación es observado en Indonesia y lleva a los autores a justificar el fenómeno, según ellos anómalo, de ser un país asiático de alto *pass-through*. Si se quiere esta “displigencia monetaria” ante una depreciación pareciera evidenciarse en Argentina en el período analizado. De todas formas, además de la hipótesis de “displigencia monetaria”, este fenómeno es congruente con una política monetaria que tenga como objetivo un determinado nivel de tipo de cambio. Si bien no es aquí reportado se destaca además un impacto negativo pero no significativo de la actividad económica ante una innovación cambiaria.

Gráfico 4. Impulso-respuesta de M1 ante un *shock* cambiario de 1%



### 3.6 Análisis de quiebre estructural

La posible presencia de un quiebre estructural se deduce de la sección 2.6 donde se remarcó que el coeficiente de traspaso es endógeno a la evolución de la macroeconomía y a la ejecución de determinadas políticas públicas. Autores como Aron et al (2014) destacan la importancia de realizar este tipo de análisis para lograr conclusiones robustas. Aquí como prueba de estabilidad paramétrica se realiza una prueba de los autovalores recursivos.

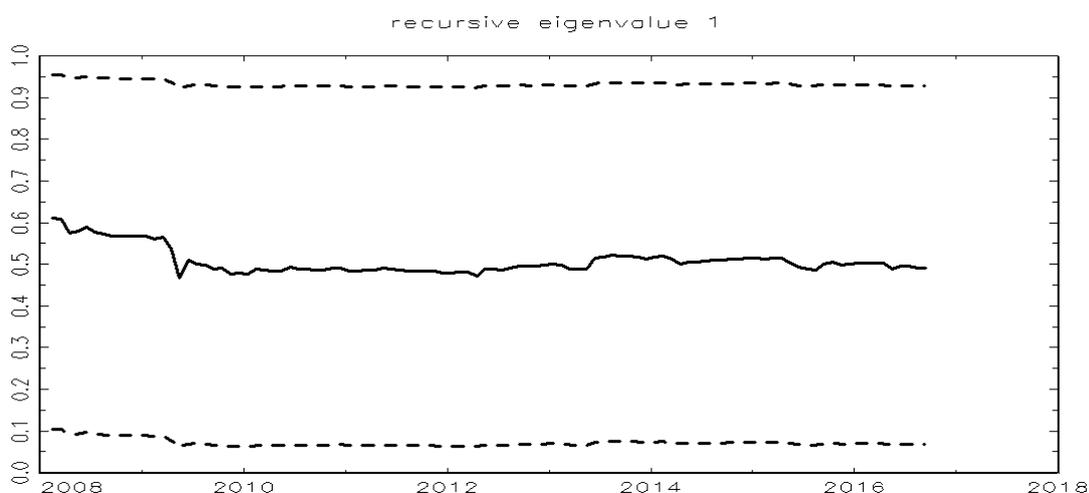
Se recuerda que en la sección 2.6 se postuló que algunos determinantes de índole macroeconómica que podrían afectar a los coeficientes de traspaso eran la inflación, la política monetaria y el régimen cambiario. Particularmente durante todo el período (2005-2017) se observó una inflación entre moderada y alta con ciertas oscilaciones. No pareciera por ello haber motivos para postular a la inflación como marcadamente diferente en algún subperíodo por lo que no se la considera posible fuente de quiebre estructural.

En cuanto al régimen cambiario es relevante mencionar que durante todo el período habría existido una flotación administrada *de jure*, pero que entre 2011 y 2015 la misma era acompañada por estrictos controles cambiarios bautizados no oficialmente bajo el nombre “cepo cambiario” y tipos de cambio múltiples informales. En este marco el tipo de cambio oficial operaba como una especie de ancla cambiaria que se movía por detrás de la inflación a un ritmo menor que la misma. En ese sentido en los hechos el tipo de cambio poseía una volatilidad muy reducida. Tal régimen culminó con la unificación cambiaria de diciembre de 2015 y desde entonces se volvió a un esquema de flotación administrada con mayor volatilidad

y algunas intervenciones ocasionales. Se destaca entonces al régimen cambiario como un potencial factor de quiebre estructural al haber instaurado y luego abandonado el llamado “cepo cambiario”.

Por el lado de la política monetaria, una breve historia de la misma para el período puede caracterizarse por los factores que influyen las variaciones de la base monetaria. Entre 2006 y 2009, su crecimiento provino de intervenciones al mercado cambiario mientras que posteriormente la expansión de la misma se habría dado bajo un régimen de dominancia fiscal en el que se monetiza parte de un creciente déficit fiscal a través de adelantos al Tesoro. Finalmente, tras el levantamiento del cepo cambiario hubo un período de política monetaria donde cobró importancia el uso de títulos públicos (LEBAC) para contraer los agregados, que luego se empalmó con el lanzamiento oficial de una política de metas de inflación en septiembre de 2016 con una reducción gradual de los adelantos al Tesoro y cierta acumulación de reservas. El éxito o fracaso de este esquema de política monetaria aún está por verse, aún así la no constancia del régimen monetario podría ser un factor de quiebre estructural.

Gráfico 5. Evolución del autovalor recursivo



El análisis de autovalor recursivo concluye que con un 95% de confianza no habría evidencia de un quiebre estructural en el período (Gráfico 5). Esto nos llevaría a concluir que el flamante régimen de metas de inflación y el levantamiento de cepo cambiario aún no habrían conseguido reducir el coeficiente de traspaso. Si bien siempre existe la posibilidad de que la ausencia de quiebre estructural esté condicionada a la reducida porción muestral que presenta tal comportamiento, como se indicó previamente sería lógico esperar (basados en la evidencia de la sección 3.4) que lo verdaderamente necesario para reducir el *pass-through* este asociado a una reducción de la inflación y un régimen de metas de inflación creíble (es decir, que cumpla sus metas). Como breve conclusión, se recomendaría a los *policymakers* de Argentina no

subestimar la existencia de un *pass-through* positivo y moderadamente alto hasta que se alcance el objetivo de estabilidad de precios.

### **3.7 Comparación de resultados con la literatura existente**

Resumamos algunas de las conclusiones de las secciones precedentes. Las estimaciones de la elasticidad de *pass-through* del presente modelo de corrección del error arrojarían una relación de largo plazo de 38% que se alcanzaría paulatinamente siendo de aproximadamente 17% en el primer año, 30% en el segundo y alcanzando el valor mencionado recién al tercer año de la innovación cambiaria.

Comparando con otros estudios para Argentina citados previamente encontramos un *pass-through* más bajo que en Torres (2015) que había encontrado una relación de largo plazo de 52%, siendo nuestra proyección de elasticidad de traslado menor en todos los períodos de tiempo. Por su parte, se obtienen valores similares a los de Ito & Sato (2007), que para Argentina encontraban un *pass-through* de 28% en el primer año y 34% en el segundo. Se pondera así que, para dichos autores, nuestro país tendría en plazos menores a un año un coeficiente de traspaso mayor al estimado en el presente trabajo, pero luego la presente estimación no pondera la merma en el crecimiento del traslado que si se evidencia en Ito & Sato (2007), con lo que el *pass-through* tras dos años sería muy similar.

Respecto a la comparación con Ito & Sato (2007), es interesante destacar que se evidencia en la presente investigación una reacción positiva y significativa del agregado monetario M1 ante un *shock* cambiario, que es un comportamiento similar al que los autores habían detectado para Indonesia al que luego se le había atribuido la explicación del mayor *pass-through* que Indonesia tenía respecto de otros países de la región asiática. En Ito & Sato (2007), por su parte, para el caso argentino una innovación cambiaria no tenía un impacto significativo sobre M0 (que es el agregado monetario que trabajaban dichos autores). Esta reacción positiva y significativa de un agregado monetario tras una depreciación puede leerse o bien como cierta “displuencia” a la hora de menguar la presión inflacionaria de la depreciación, o bien como resultado de que en el período se haya utilizado a la política monetaria para perseguir algún objetivo de tipo de cambio. Esto podría implicar que existe margen para reducir el coeficiente de traspaso si se realiza una política monetaria anti-inflacionaria.

Si se compara, por su parte, con los resultados provistos por Borensztein & Queijo von Heideken (2016) para países de la región con regímenes de metas de inflación se destaca que en el corto plazo las elasticidades de traslado son similares siendo apenas por algunos puntos superior para nuestro país (17% contra 14%) pero que en el mediano plazo nuestro país presentaría coeficientes hasta un 50% más elevados (30% contra 20%). Se concluye así que

Argentina tendría margen para bajar el *pass-through* en el mediano/largo plazo, posiblemente si consigue un régimen de política monetaria que ancle expectativas y asegure estabilidad de precios (como el de algunos países de la región).

Finalmente si comparamos los resultados obtenidos contra los de otros trabajos con idéntica metodología (VECM) se observan resultados similares para estimaciones de países emergentes como por ejemplo los países de Europa del Este analizados en Beirne & Bijsterboch (2009), o los países emergentes analizados en Beldi et al (2017) sin importar si practican metas de inflación o no. Como contrapartida, los coeficientes de traslado son mucho mayores a los observados para países desarrollados como los países de Europa Occidental analizados en Hüfner & Schröder (2002) o Xu et al (2017).

#### 4. CONCLUSIONES

En la presente investigación se ha realizado una estimación de la elasticidad de traslado a precios de movimientos cambiarios para Argentina en el período que va de octubre de 2005 a junio de 2017. Para ello se ha apelado al uso de un modelo de corrección del error vectorial. Previamente se realizó una breve discusión de aspectos relevantes de la muy extensa bibliografía entorno a los coeficientes de *pass-through*.

Se estimó una relación de largo plazo de aproximadamente un 38% entre tipo de cambio y precios al consumidor que demoraría hasta tres años en arribarse siendo de aproximadamente 17% en un año y 30% en dos años. Los resultados son consistentes con otros estudios para el caso argentino y presentan buenas propiedades estadísticas. Pareciera, al menos en el mediano y largo plazo, que existe la posibilidad de reducir el *pass-through* en nuestro país a través del uso de una política monetaria anti-inflacionaria que tenga credibilidad. A su vez, la ausencia de quiebre estructural podría indicar que, a pesar de que la evidencia apunta a que una política de metas de inflación podría reducir el traspaso a precios, sería necesario que la misma opere bajando la inflación y cumpliendo sus metas (obteniendo así credibilidad) para, recién entonces, poder actuar en ese sentido. De todas formas se debe destacar que la baja proporción de la muestra bajo tal régimen impide sacar conclusiones tajantes. Recomendaríamos a los analistas y *policymakers* a la luz de estas estimaciones, no dejar de considerar posibles impactos a precios de movimientos cambiarios debido a que el *pass-through* en nuestro país es relativamente alto y no encontramos evidencia de que haya dejado de serlo recientemente.

Finalmente para concluir vale la pena destacar algunas de las limitaciones del presente enfoque que instarían a tomar con cautela los resultados provistos. A saber: la no consideración de variables microeconómicas que podrían hacer variar notablemente los resultados entre sectores productivos, la no contemplación de eventuales no linealidades en el traslado a precios de depreciaciones, y además, la se recomienda considerar la “crítica de Lucas” que nos advierte que cambios de políticas pueden implicar cambios en la estructura de los modelos estimados. Para este último caso sería interesante complementar el presente análisis con la estimación, calibración y uso de modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general.

## Bibliografía

- Aron, J., 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. *Journal of Development Studies*, 50(1): 101-143.
- Bachmann, A. (2012). Exchange rate pass through to various price indices: empirical estimation using vector error correction models. *Discussion Papers, Universität Bern*.
- Beirne, J., & Bijsterboch, M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European Member States. *European Central Bank Working Paper Series, No 1120*.
- Beldi, L., Djelassi, M., & Kadria, M. (2017). Revisiting the Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *MPRA Paper, University Library of Munich, Germany*.
- Ben Cheikh, N. (2012). Non linearities in exchange rate pass through; Evidence from smooth transitioning models.
- Borensztein, E., & Queijo von Heideken, V. (2016). Exchange Rate Pass-Through in South America: An Overview. *IDB Working Paper Series, No. IDP-WP-710*.
- Ca`Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *IUP Journal of Monetary Economics*, 4: 84-102.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange Rate Pass-Through into import prices: A Macro or micro phenomenon? *Review of Economics and Statistics* 87, 4, 679-690.
- Cheung, Y., & Lai, K. (1993). Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 313-28.
- Choudhri, E., & Hakura, D. (2006). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25, 614-639.
- Coulibaly, D., & Kempf, H. (2010). Does inflation targeting decrease ERPT in emerging countries? *Paris: Banque de France Documents de Travail 303*.
- Doyle, E. (2004). Exchange-rate Pass-Through in a Small Open Economy: the Anglo-Irish Case. *Applied Economics* 36, 443-455.
- Edwards, S. (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited. *NBER Working Paper N°12163*.
- Gagnon, J., & Ihrig, J. (2004). Monetary Policy and Exchange Rate Pass Through. *International Journal of Finance and Economics*, 9, 315-338.
- Gay, A., & Cugat, C. (14 de Diciembre de 2010). *Pass-through del tipo de cambio e inflación en Argentina: 1980-2009*. Obtenido de [http://ief.econ.unc.edu.ar/files/workshops/2010/14dic10\\_work\\_gay\\_cugat.pdf](http://ief.econ.unc.edu.ar/files/workshops/2010/14dic10_work_gay_cugat.pdf).
- Ghosh, A. (2013). Exchange-rate pass-through, macro fundamentals and regime choices in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.
- Goldberg, P., & Knetter, M. (1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, 35, 1243-1292.

- Goldfajn, L., & Werlang, S. (2000). The pass through from depreciation to inflation: A panel Study. *Banco Central do Brasil, Working Paper 5*.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60(1/2), 203-33.
- Harberger, A. (2003). Economic Growth and the Real Exchange Rate: revisiting the Balassa-Samuelson effect. *The Higher School of Economics*.
- Hüfner, F., & Schröder, M. (2002). Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: an European Perspective. *Discussion Paper No. 2-20, ZEW Centre for European Economic Research*.
- Ito, T., & Sato, K. (2007). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Inflation: A Comparison between East Asia and Latin American Countries. *RIETI Discussion Paper Series 07-E-040*.
- Krugman, P. (1987). Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. En S. Arndt, & J. Richardson, *Real Financial Linkages Among Open Economies*. Cambridge, Massachussets: MIT Press.
- Lucas, R. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie Rochester Series on Public Policy vol 1*, 19-46.
- McCarthy, J. (2007). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journals*, 33(4), 511-537.
- Menon, J. (1995). Exchange Rate Pass-Through. *Journal of Economic Surveys*, 9, 197-231.
- Mihailov, A. (2009). Exchange rate pass-through to prices in macrodata: a comparative sensitivity analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 14 (4), 346-377.
- Miller, S. (2003). Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio a precios: 1995-2002. *Revista Estudios Económicos*, 10.
- Otero, G., Cadelli, M., Carbajal, R., & Cerimedo, F. (2005). Explorando los determinantes del traslado a precios. *Documento de Trabajo, Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires*.
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4): 869-903.
- Takhtamanova, Y. (2010). Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Through. *Journal of Macroeconomics*, vol 32, 4, 1118-1130.
- Taylor, J. (2000). Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44, 1389-1408.
- Torres, G. (2015). *Estimación del pass-through en Argentina 1993-2010*. Córdoba: Trabajo Final de Carrera Universidad Nacional de Córdoba.
- Xu, S., Zhang, H., & Atri, S. (2017). A Comparative Analysis of Exchange Rate Pass Through in China, Eurozone and the U.S.: A Vector Error Correction Model. *International Journal of Economics and Finance*, Vol 9, No 8, 51-65.