



Apuntes del Cenes

ISSN: 0120-3053

ISSN: 2256-5779

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia
(UPTC)

Pizarro Levi, Ernesto Gabriel

Tipo de cambio, nivel de precios y divergencias: un análisis regional para la República Argentina

Apuntes del Cenes, vol. 40, núm. 72, 2021, Julio-Diciembre, pp. 87-114

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia (UPTC)

DOI: <https://doi.org/10.19053/01203053.v40.n72.2021.12333>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=479570846005>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

redalyc.org
UAEM

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto



Tipo de cambio, nivel de precios y divergencias: un análisis regional para la República Argentina

*Ernesto Gabriel Pizarro Levi**

Fecha de recepción: 14 de enero de 2021

Fecha de aprobación: 11 de marzo de 2021

Resumen: El presente artículo estudia la relación existente entre el tipo de cambio y el nivel de precios en instancias regionales para la República Argentina. Se considera que las fluctuaciones del tipo de cambio influyen de manera disímil sobre los índices de precios a los que se enfrentan las seis regiones que componen el territorio argentino, según la clasificación del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Se utilizan como variables el tipo de cambio, el índice de precios al consumidor nacional y los índices de precios al consumidor de cada región. El análisis empírico se efectúa mediante el uso de estadísticas descriptivas y la aplicación de los métodos econométricos de cointegración y de ciclos comunes con el fin de conocer la correspondencia existente entre las variables tanto a corto como a largo plazo. Los resultados expresan que las variaciones cambiarias influyen de diversas maneras sobre los precios de las diferentes regiones que integran la República Argentina. Igualmente, se observan diferencias significativas entre los resultados obtenidos a nivel nacional y para cada región a corto y a largo plazo. Esto último sugiere la existencia de heterogeneidades regionales particulares que implican distintos efectos del tipo de cambio sobre los precios a lo largo y ancho del país.

Palabras clave: índice de precios, tipo de cambio, regiones, Argentina, análisis regional, ciclos comunes, cointegración.

Clasificación JEL: C10, C32, E31, R10, R50

Cómo citar

Pizarro Levi, E. G. (2021). Tipo de cambio, nivel de precios y divergencias: un análisis regional para la República Argentina. *Apuntes del Cenes*, 40(72). Págs. 87 - 114. <https://doi.org/10.19053/01203053.v40.n72.2021.12333>

* Licenciado en Economía. Maestrante en Desarrollo Territorial y Urbano. Docente investigador, Departamento de Ciencias Básicas y Tecnológicas, Universidad Nacional de Chilecito, Chilcito, La Rioja, Argentina. epizarro@undec.edu.ar; gabriel_gepl@live.com
 <https://orcid.org/0000-0003-3756-6940>

Exchange Rate, Price Level and Divergences: A Regional Analysis for the Argentine Republic

Abstract

This paper studies the relationship between the exchange rate and the price level in regional settings for the Argentine Republic. It is considered that exchange rate fluctuations have a dissimilar influence on the price indices faced by the six regions that form the Argentine territory, according to the classification of the National Institute of Statistics and Census (INDEC, by its acronym in Spanish). The exchange rate, the national consumer price index and the consumer price indices of each region are used as variables. The empirical analysis is carried out using descriptive statistics and the application of econometric methods of cointegration and common cycles in order to know the correspondence between the variables both in the short and long term. The results show that exchange rate variations influence in different ways the prices of the different regions that make up the Argentine Republic. Likewise, there are significant differences between the results obtained at the national level and for each region both in the short and long term. The latter suggests the existence of particular regional heterogeneities that imply different effects of the exchange rate on prices throughout the country.

Keywords: price index, exchange rate, regions, Argentina, regional analysis, common cycles, cointegration.

INTRODUCCIÓN

El vínculo entre el tipo de cambio y el nivel de precios es un tema bastante estudiado por académicos en el mundo (Ramos Francia 2012; De Gregorio, 2009; Miller, 2003; Larraín & Sachs, 1986; Krugman & Taylor, 1976; etc.). Para la República Argentina, si bien un número importante de trabajos abordan esta problemática (Ghosh, 2013; Ca'Zorzi et al., 2007; Choudhri & Hakura, 2001; entre otros), la literatura indica que los estudios se han centrado en análisis de tipo más agregado poniendo poco interés en la relación existente entre el tipo de cambio y los precios en instancias regionales. En este sentido, dicha relación continúa siendo un campo poco explorado y bastante fértil para su indagación, por lo que resulta de suma importancia la elaboración de un estudio en torno a esta problemática y de sus efectos en las diferentes regiones que componen el país.

Así, la presente investigación pretende contribuir al debate sobre la correspondencia entre el tipo de cambio y

el nivel de precios para las diversas regiones de la República Argentina. Específicamente, se indaga la existencia de posibles incidencias disímiles de las fluctuaciones cambiarias sobre los índices de precios de cada región. Para ello, se utiliza el índice de precios al consumidor con cobertura geográfica, que abarca la totalidad de las regiones argentinas, y la clasificación regional propuesta por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC): Gran Buenos Aires, Cuyo, Noreste, Noroeste, Pampeana y Patagonia.

El análisis empírico se desarrolla en dos etapas. Primero, se presenta una caracterización descriptiva del tipo de cambio y de los índices de precios tanto para el nivel nacional como para cada una de las regiones. En segunda instancia, se desarrolla el análisis econométrico que comprende el uso de las metodologías de cointegración y de ciclos comunes propuestas por Johansen (1988) y por Vahid y Engle (1993) respectivamente.

Luego de esta introducción, el trabajo cuenta con seis secciones. En las dos secciones siguientes se plantean el

marco conceptual y la revisión de literatura sobre el tema de investigación. En la sección cuarta se presenta una breve caracterización de las diferentes regiones que integran la República Argentina y seguidamente, en la quinta sección, se exponen la metodología empleada, los datos y el análisis descriptivo de la información. Luego, en la sexta sección, se exhiben los resultados obtenidos del ajuste econométrico. Finalmente, se postulan las reflexiones finales del trabajo.

MARCO TEÓRICO

Una rápida interpretación teórica de la relación entre el tipo de cambio y los precios

El tipo de cambio es una variable de importancia en toda economía abierta y su estudio, en particular, ocupa un lugar destacado entre académicos, funcionarios y hacedores de políticas económicas. Se trata de un componente crucial en la transmisión de las acciones de la política cambiaria y en la canalización de los *shocks* externos a la economía nacional. Las fluctuaciones del tipo de cambio –tanto apreciaciones como depreciaciones– pueden tener distintas repercusiones, positivas o negativas, sobre un determinado país (De Gregorio, 2007).

En cuanto a las de carácter positivo, una parte de la teoría sostiene que pueden tener efectos expansivos en términos de actividad económica y mejorar de

forma considerable otras variables como los niveles de exportaciones, las cuentas nacionales y la competitividad. Así, es de esperar que un incremento en el tipo de cambio provoque un alza, en la misma magnitud, de los precios medidos en moneda nacional de los bienes de exportación. Esto implica un desplazamiento positivo de la oferta de los productos comercializados en los mercados internacionales y una elevación del consumo nacional de bienes domésticos. Se entrevé, entonces, un incremento en los niveles de actividad, empleo e ingresos reales (Samuelson, 1964; De Gregorio, 2007).

No obstante, un grupo importante de investigaciones señalan que estas características no son claramente distinguibles, al menos de forma persistente, en la experiencia cambiaria de las economías emergentes o en vías de desarrollo –especialmente a partir de la década de 1970–. Dichos autores estudian la existencia de diversos canales mediante los cuales un aumento del tipo de cambio no se traduce en un mejor desenvolvimiento económico y sus repercusiones se tornan negativas. De este modo, consideran la incorporación de otras variables de interés como los niveles de precios (Krugman & Taylor, 1976), las heterogeneidades regionales (Castillo *et al.*, 2013), entre otras (Miller, 2003).

En este contexto, la relación que existe entre tipo de cambio y el nivel de precios ocupa un lugar sumamente

destacado en la literatura económica. En particular, la atención energética brindada a esta dialéctica radica en la importancia que presentan ambas variables sobre el bienestar general de la sociedad y en el hecho de que profundos desalineamientos cambiarios se encuentran asociados a muchos de los brotes inflacionarios que en las últimas décadas han afectado a las economías en desarrollo (De Gregorio, 2009). Así, tal como destacan las contribuciones realizadas por Miller (2003), las variaciones del tipo de cambio influyen significativamente sobre el nivel de precios de una economía. En consonancia, dicha incidencia se define como coeficiente de traspaso o simplemente efecto *pass-through*.

Dado que la fijación de precios se lleva a cabo en tres niveles distintos –precios del importador, precios del consumidor y precios del productor– cada nivel se encuentra afectado por las variaciones de la demanda y de la oferta local y por los *shocks* externos. De acuerdo con esto, ante una fluctuación del tipo de cambio, sus efectos pueden transferirse entre niveles –del importador al productor o al consumidor y del productor al consumidor– o simplemente ser absorbidos por un nivel en particular. Para el caso en el que la variabilidad del tipo de cambio se traspase a los precios del consumidor, dicho traspaso puede realizarse a través de un canal directo o indirecto (Miller, 2003).

En este sentido, existe una transmisión directa cuando una variación del tipo de cambio incide sobre los precios de los bienes importados. Mientras mayor sea la participación de los bienes de consumo importados sobre la estructura del índice de precios al consumidor (IPC), una variación del precio de esos bienes tendrá una incidencia directa y mayor sobre los precios finales. Del mismo modo, los precios de los bienes de capital y de los insumos importados alteran la estructura de costos de los productores. Para poder soportar estos efectos, los productores terminan transfiriendo dichas variaciones a los consumidores finales (Miller, 2003).

En cambio, una transmisión indirecta ocurre si una variación del tipo de cambio altera los precios relativos entre bienes nacionales y externos. Por ejemplo, una depreciación abarata los productos nacionales respecto a los del resto del mundo y modifica los patrones de gasto de los consumidores al mismo tiempo que fomenta la producción nacional. Sin embargo, en aquellas economías en donde parte de los insumos para la producción local proviene del extranjero, el efecto señalado del tipo de cambio provoca un incremento de los costos de las firmas que socava el estímulo de la producción local otorgada por los menores precios relativos. Del mismo modo, las expectativas y la credibilidad de los agentes económicos respecto al tipo de cambio pueden alterar los planes de inversión y, en consecuencia, influir sobre la demanda

agregada. En cualquier situación, tal como señala [De Gregorio \(2009\)](#), existe una alta transferencia a precios de los movimientos cambiarios.

En este sentido, las características que asume el efecto traspaso a precios de las fluctuaciones del tipo de cambio dependen de tres aspectos fundamentales. En primer lugar, reviste importancia la magnitud del traspaso, es decir, la proporción de la fluctuación del tipo de cambio que afecta a los precios. Se dice que el traspaso es completo cuando los precios fluctúan en la misma magnitud que el tipo de cambio, y que es incompleto cuando la transferencia a precios es menos que proporcional a la variación cambiaria. De igual forma, la magnitud puede variar conforme al tiempo en el que ocurre la fluctuación del tipo de cambio y se observa un efecto tanto a corto como a largo plazo ([Miller, 2003](#)).

Otro aspecto fundamental es la velocidad con la que los precios reaccionan ante la variabilidad del tipo de cambio. La velocidad puede ser inmediata o gradual. Tal como indica [De Gregorio \(2009\)](#), este es un aspecto central para los hacedores de políticas, dado que cualquier decisión respecto al tipo de cambio puede tener efectos no visibles a corto plazo. Por último, tiene suma importancia la simetría del efecto de traspaso. Es simétrico, si la respuesta de los precios es la misma tanto para apreciaciones como para depreciaciones cambiarias, independientemente de las

causas de esas fluctuaciones. En cambio, es asimétrico, si las respuestas de los precios cambian de acuerdo con el movimiento cambiario que ocurra.

REVISIÓN DE LITERATURA

Evidencia empírica a nivel internacional

En la literatura económica existe un vasto y variado número de investigaciones que indagan el vínculo entre el tipo de cambio y el nivel de precios. Si bien los estudios son diversos y denotan una evolución en los enfoques metodológicos con los que se aborda la problemática, no logran un consenso conjunto respecto a los determinantes del traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a los precios domésticos.

En esta línea, a nivel internacional los resultados obtenidos por [Larraín y Sachs \(1986\)](#) para un grupo de países industrializados y semiindustrializados indican que un alza del tipo de cambio produce una subida considerable de los precios internos. Dicho aumento termina reduciendo el salario real, el consumo y el empleo, y generando fuertes brotes inflacionarios. Conclusiones en la misma dirección son encontradas por [Ramos Francia et al. \(2012\)](#) para la economía mexicana entre los años 1997-2010. Dichos autores sostienen que la transferencia a precios de un alza del tipo de cambio es alta para el subperiodo 1997-2000. Sin embargo,

sus efectos se atenúan a partir del año 2001 cuando el país adopta un esquema de metas de inflación.

Asimismo, [Edwards \(2006\)](#) lleva a cabo una investigación para un grupo de siete economías de distintos grados de desarrollo –dos avanzadas y cinco emergentes–, a partir del uso de un modelo de regresión. Sus reflexiones ubican al tipo de cambio como una variable crucial en países de menor desarrollo. En este sentido, la volatilidad cambiaria de una economía tiene fuertes incidencias sobre el nivel general de precios y sobre el bienestar general de la sociedad. El autor indica, además, que estos efectos se encuentran estrechamente relacionados con la composición de las canastas exportadoras e importadoras de los países. Resultados similares son hallados por [McCarthy \(2007\)](#) en un estudio para un conjunto de economías. En efecto, el incremento de los precios a causa de variaciones cambiarias parece haberse acentuado en países menos avanzados a partir de la década de 1990. Por su parte, [Gianelli \(2011\)](#) encuentra evidencia de la relación entre el tipo de cambio y los precios para el Uruguay. Sus principales conclusiones sugieren un traspaso unitario a muy largo plazo y una caída en la velocidad de transmisión a partir del decenio de 1990.

Ahora bien, la literatura analizada respecto a la problemática a nivel regional se presenta efímera. Se hallan algunos trabajos relevantes para regiones de países europeos, como los del [BBVA \(2015\)](#) y del [European Central Bank \(2017\)](#). Para América Latina se encuentran estudios interesantes realizados para México por [Baqueiro *et al.* \(2003\)](#) y [Castillo Ponce *et al.* \(2013\)](#)¹. En la totalidad de los casos, las investigaciones destacan que variaciones cambiarias –tanto a la baja o al alza– inciden disímilmente en los precios de las distintas regiones que conforman un país. Entre los múltiples factores de estas discrepancias, los autores resaltan las características socioeconómicas y la configuración de las estructuras productivas regionales –estructuras primarias, industriales, de servicios–, los costos de los insumos de producción –fundamentalmente si se trata de productos que son importados–, el grado de desarrollo infraestructural y de conectividad de las regiones, el poder empresarial para traspasar el incremento de sus costos de producción a los consumidores, la tipología de las relaciones entre productores, proveedores y consumidores, las cualidades de la demanda, el nivel de participación de cada región en el total de las exportaciones nacionales, etcétera.

¹ Para su análisis utilizan las metodologías de los ciclos comunes y de cointegración, ambas aplicadas en el presente trabajo.

Evidencia para la República Argentina

Para el caso específico de la Argentina, el estudio de este fenómeno representa aún un terreno fecundo para su exploración. Una parte importante de la literatura proviene de investigaciones en donde el país es considerado entre un grupo de economías. En este sentido adquieren relevancia los trabajos de [Goldfajn y Werlang \(2000\)](#), [Choudhri y Hakura \(2006\)](#), [Ca'Zorzi et al. \(2007\)](#) y [Ghosh \(2013\)](#). Entre sus principales conclusiones resalta la discordancia entre los resultados a los que arriban a partir del uso de diversas metodologías. Algunos trabajos denotan un fuerte traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios domésticos argentinos. Otros, en cambio, exhiben un efecto tenue –o prácticamente nulo– en períodos peculiares de la economía nacional, principalmente en aquellos de inflación controlada –la década de 1990, por ejemplo–.

Específicamente para Argentina destacan los aportes de [Gay y Cugat \(2010\)](#) para el periodo 1983-2010. Sus conclusiones indican un fuerte traspaso a precios de las variaciones cambiarias para los momentos de hiperinflación y estiman un coeficiente de traspaso a corto y largo plazo del 83 % y 92 % respectivamente. Resultados parecidos son encontrados por [Torres \(2015\)](#). Sin embargo, el coeficiente de

traspaso es menor al acotar el espacio temporal analizado en diez años (1993-2010) y al cambiar a mensual el periodo de las series.

De la literatura indagada se desprende que para el caso argentino los análisis se han enfocado en el nivel agregado y han generado un déficit significativo en torno a la preocupación por esta problemática regional. Si bien estas investigaciones establecen la existencia de una correspondencia importante entre las fluctuaciones del tipo de cambio y el nivel de precios, poco se conoce si esos efectos son homogéneos o análogos para todo el país. Algunas excepciones se hallan en trabajos que indagan las relaciones existentes entre las variaciones cambiarias y el desempeño de algunas economías subnacionales o sectores productivos específicos.

En esta dirección, [Dini et al. \(2007\)](#), a través de una exhaustiva revisión histórica de los complejos productivos de la provincia de Córdoba, concluyen que la volatilidad del tipo de cambio ha influido sobre el desempeño exportador provincial mediante el incremento de los costos de producción. Análisis equivalentes se encuentran en [Day \(2014\)](#), [Rofman \(2017\)](#) y [Pizarro Levi \(2019\)](#)². Empero, estas investigaciones presentan un fuerte sesgo descriptivo –salvo algunas excepciones–, pues analizan simplemente la relación entre el tipo

² Este trabajo incorpora metodología econométrica. Sin embargo, su enfoque es solo sectorial.

de cambio y el desempeño económico de algunas economías regionales o sectores productivos del país como el vitivinícola, el de la soya o el lácteo.

Asimismo, la utilización de herramientas estadísticos y econométricos complejos que den cuenta de posibles relaciones causales entre las variables de interés en un nivel más desagregado, es aún débil. Todo esto resalta la importancia de estudios que analicen las transferencias a precios de las variaciones del tipo de cambio a nivel regional, lo cual exhibe actualmente un terreno poco indagado que alienta a su exploración.

BREVE CARACTERIZACIÓN REGIONAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

El término *región* responde a la noción de un ámbito dispuesto de acuerdo con los intereses u objetivos de quienes lo estudian. En este orden, las regiones componen espacios apropiados y delimitados a partir de ciertos criterios específicos de investigación –geográficos, productivos, institucionales, demográficos, etcétera–. En este caso se consideran los criterios establecidos por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la Argentina (INDEC) para la clasificación regional del país. El vasto territorio de la República Argentina se divide en seis regiones según características geográficas, económicas y productivas;

ellas son el Gran Buenos Aires (GBA), Pampeana, Noreste (NEA), Noroeste (NOA), Cuyo y Patagonia. Las cuales son altamente heterogéneas y muestran fuertes disimilitudes entre sí ([Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina \[INDEC\], 2020](#)).

En efecto, las regiones Pampeana y GBA se caracterizan por una fuerte agrupación de la actividad fabril, que obedece a factores de localización de los establecimientos industriales y a la existencia de materias primas, disponibilidad de energía, provisión de mano de obra, insumos, etcétera. Igualmente, en ambas regiones se concentra el fuerte de la actividad ganadera y buena parte de la producción agrícola –especialmente oleaginosas³–, de hortalizas y del sector agroindustrial nacional –sector lácteo, de carnes y producción de alimentos–, y se aglutina un alto volumen del total de las exportaciones argentinas ([INDEC, 2020](#)).

El NEA, por su parte, se caracteriza por agrupar un número importante de actividades agropecuarias. Entre las principales se encuentran el cultivo del algodón, yerba mate y tabaco. También reviste importancia la actividad forestal. Del mismo modo, se localizan algunas producciones extendidas de la región Pampeana, como la ganadera intensiva y el cultivo de la soya. A su vez, la Patagonia se caracteriza por la abundancia de recursos energéticos,

³ Es la principal región del país que se dedica al cultivo o a la comercialización de la soya.

como petróleo y gas, y la producción de ganado y frutales. Por otra parte, el NOA denota un proceso de concentración muy importante de las actividades agropecuarias. Predomina la ganadería extensiva del tipo pastoril y destaca el cultivo de la caña de azúcar, de la vid y del olivo. Sus encadenamientos agroindustriales –producción de azúcar, vinos y mostos, aceites de oliva y aceitunas para mesa–, otorgan cierta sofisticación a la estructura productiva regional. En esta región también tiene suma relevancia la citricultura –limones especialmente– y la presencia de algunas industrias textiles (INDEC, 2020).

Por último, en lo que se refiere a Cuyo, una de las actividades más importantes es el cultivo de la vid y la fabricación de vinos –producto primordial de la región–. En las provincias de Mendoza y San Juan se agrupa el mayor porcentaje de bodegas y viñedos del país. De igual forma, presentan importancia el cultivo del olivo –aunque en menor medida que en el NOA– y de frutales, las actividades forestales y la producción, aunque minúscula, de maquinarias agrícolas (INDEC, 2020). En la Figura 1 se presentan las distintas regiones de la República Argentina.

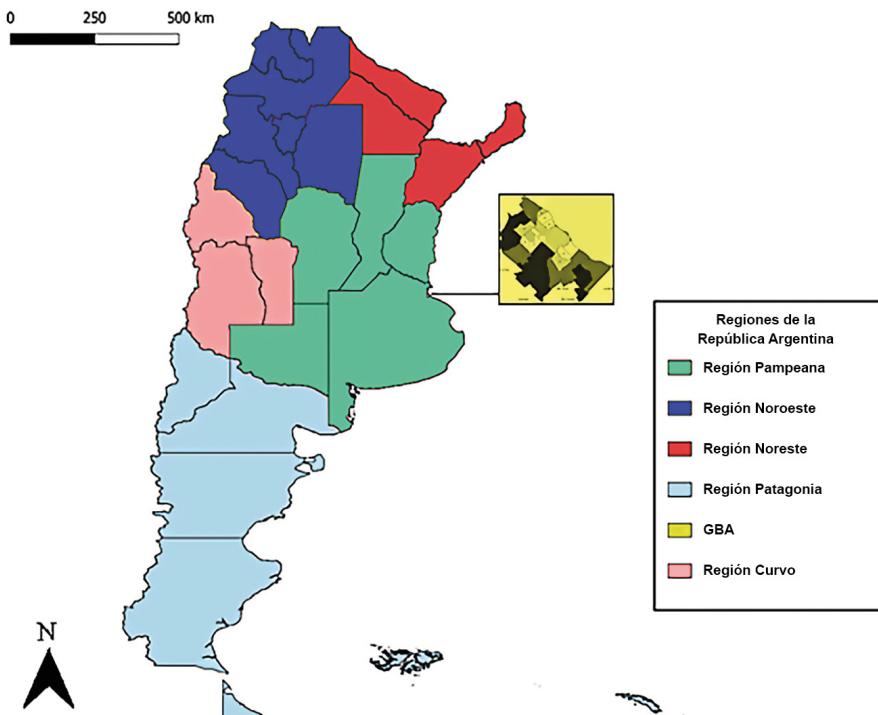


Figura 1. Regiones de la República Argentina

Fuente: elaboración propia según clasificación propuesta por INDEC.

Considerando lo desarrollado hasta este punto, y a partir de la caracterización regional de la Argentina, algunos autores como [Rofman \(2017\)](#), [Day \(2014\)](#), [Mazzola \(2013\)](#) y [Azpiazu y Basualdo \(2003\)](#) sostienen que al estudiar económicamente las distintas regiones que componen el país, se deben tener en cuenta dos aspectos fundamentales. El primero se refiere a la alta concentración y heterogeneidad caracterizada por la convivencia de diferentes tipos de productores e industrias con escalas productivas, tecnológicas, de rendimientos e inserción internacional discrepantes entre sí. Especialmente, en las denominadas regiones extra-Pampeanas –Cuyo, NOA, NEA y Patagonia–.

Por su parte, el segundo aspecto lo ocupa el tipo de cambio como variable macroeconómica de relevancia. En este sentido, dadas las relaciones descritas entre el tipo de cambio y los precios, a nivel regional dicha correspondencia ha enfrentado diferentes facetas a lo largo del tiempo ocasionando desde períodos de bonanza económica-productiva –como en la posconvertibilidad–, hasta profundas crisis regionales a causa de los incrementos de los costos de producción ([Azpiazu & Basualdo, 2003](#)).

Es por ello que estos trabajos indican la necesidad de prestar suma atención

a esta dialéctica ([Rofman, 2017; Day, 2014; Mazzola, 2013; Azpiazu & Basualdo, 2003](#)).

METODOLOGÍA Y DATOS

Para el estudio de las relaciones existentes entre la variabilidad del tipo de cambio y el nivel de precios de las regiones, se cuenta con datos provenientes del Banco Central de la República Argentina (BCRA) y del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). El estudio temporal comprendido en este trabajo se lleva a cabo en dos tramos de acuerdo con la disponibilidad de los datos y de las distintas metodologías utilizadas para su recolección. El primero abarca enero de 2005 a diciembre de 2016, mientras que el segundo comprende el periodo enero de 2017 a marzo de 2020. Asimismo, se considera el periodo total de enero de 2005 a marzo de 2020. Se utilizan datos de series de tiempo expresadas mensualmente. De este modo, la información pertenece al tipo de cambio nominal (TCN) y al índice de precios al consumidor⁴ (IPC) tanto a nivel nacional como a nivel regional.

Consideraciones importantes sobre el índice de precios al consumidor

Para el IPC se ha obtenido información a nivel nacional y para las seis regiones que componen el país. En este punto es

⁴ Los datos del IPC son los provistos por el INDEC luego de la revisión realizada a las estadísticas de la República Argentina por el Fondo Monetario Internacional entre 2015 y 2016. Dicha revisión levantó la censura impuesta en 2013 y determinó que las estadísticas revisadas y corregidas oportunamente se ajustan a las normas internacionales.

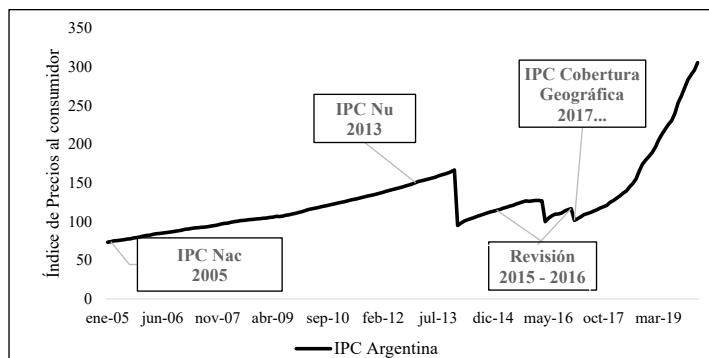
necesario hacer algunas aclaraciones pertinentes. En el año 1924 se registra el primer antecedente de un IPC publicado en la Argentina. Luego se introdujeron diversas modificaciones en cuanto a su metodología de cálculo. Entre las más relevantes están las características socioeconómicas de la población de referencia, la selección de los bienes y servicios que componen las canastas básicas, los métodos de recolección de datos y los métodos de determinación del propio índice ([INDEC, 2017](#)).

En el año 2005 se introduce el índice de precios al consumidor nacional (IPCN), que abarca ocho jurisdicciones del país. No obstante, su continuidad se ve truncada en 2008. Un segundo intento de crear un IPC con cobertura regional data del año 2013, cuando se comienza con la publicación del índice de precios al consumidor nacional urbano (IPCNu). Este es descontinuado a fines

de 2015. Entre diciembre de 2015 y de 2016 se inicia un proceso de revisión y análisis del relevamiento de precios en conjunto con las distintas direcciones de estadística de las provincias y con la supervisión de organismos internacionales, lo que posibilita, en enero de 2017, la elaboración del vigente IPC con cobertura geográfica⁵.

La relevancia del índice actual se encuentra marcada por su propio alcance, que implica el relevamiento de precios en todo el territorio argentino y que otorga representatividad a todas las regiones –GBA, Pampeana, Cuyo, Noreste, Noroeste y Patagonia– ([INDEC, 2017](#)). En la Figura 2 se observan los períodos y los distintos tipos de índices utilizados desde el año 2005. Se advierte que recién en 2017 aparece el IPC con cobertura geográfica nacional, el cual resulta de sumo interés en el presente trabajo.

Figura 2. Índices de precios al consumidor.



Fuente: elaboración propia según datos del INDEC.

⁵ A partir de las revisiones realizadas por el Fondo Monetario Internacional se toma como año base el 2016 para la construcción del respectivo índice.

En este contexto, la estrategia metodológica del presente trabajo se elabora considerando las distintas etapas del IPC de la República Argentina y prestando suma atención al índice con cobertura geográfica nacional. De allí la división temporal en dos subperiodos. Por su parte, el planteamiento metodológico se lleva a cabo en dos etapas. En primer lugar, se realiza una caracterización descriptiva general de las dos principales variables analizadas, TCN e IPC, considerando sus aspectos más relevantes a nivel nacional y a nivel regional. Se expone brevemente la evolución del tipo de cambio (TCN) y del índice de precios (IPC), exteriorizando las salvedades señaladas anteriormente respecto al último. Luego se desarrolla el análisis econométrico para indagar la relación estadística existente entre ambas variables.

Análisis descriptivo nivel nacional

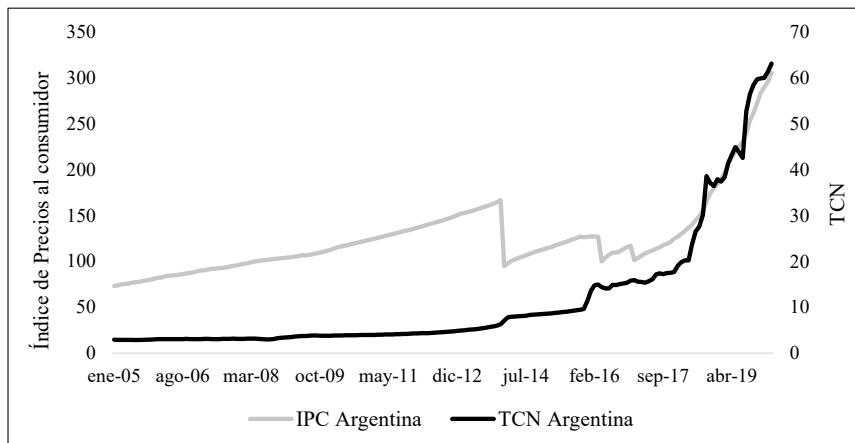
En la Figura 2 se exhibe el comportamiento del tipo de cambio nominal (TCN) y del índice de precios al consumidor (IPC) en el nivel agregado. La dinámica del TCN muestra un comportamiento tenue entre enero de 2005 y diciembre de 2007 con una variación total para dichos años del 6.5 %. A partir de enero de 2008 se vislumbra un paulatino crecimiento hasta comienzos del 2016. Una explicación del exiguo crecimiento del tipo

de cambio es la implementación desde 2011 del “Programa de Consultas de Operaciones Bancarias” –más tarde denominado “Cepo Cambiario”– que establece ciertas restricciones cambiarias en la Argentina y que se prolonga hasta el 17 de diciembre de 2015 ([Banco Central de la República Argentina \[BCRA\], 2016](#)).

En este sentido, se observa un crecimiento del tipo de cambio nominal a un ritmo más acelerado hacia principios de 2016 –un 5.53 % entre enero y abril– producto de la homogeneización cambiaria. Asimismo, se presenta un incremento del tipo de cambio entre enero de 2005 y diciembre de 2016 del 437.33 % –de 2,94 a 15,82 pesos argentinos por unidad monetaria–. Mientras que entre enero de 2017 y marzo de 2020 se registra un ascenso total del 296.83 % –de 15,90 a 63,12 pesos argentinos por unidad monetaria–.

En lo que respecta al nivel de precios, se aprecia un crecimiento sostenido entre enero de 2005 y diciembre de 2013 de más del 127.50 %. Hacia junio de 2017 se vislumbra un cambio en la pendiente de la serie que expone un fuerte y continuo incremento que perdura hasta marzo 2020 (+381.94 %). Este cambio en la pendiente del IPC estaría indicando, *a priori*, un alza relevante de la inflación nacional (figuras 2 y 3).

Figura 3. Evolución del índice de precios al consumidor y del tipo de cambio nominal. Enero de 2005-marzo de 2020.



Fuente: elaboración propia según datos de INDEC y BCRA

Nivel regional

En la Tabla 1 se presenta un resumen de las series en niveles. Para los años 2017, 2018 y 2019 se exponen los meses de enero, marzo, junio, septiembre y diciembre, y para 2020 los meses de enero y marzo. Nótese la utilización del IPC con cobertura geográfica en todos los casos –índice implementado a partir del año 2017–. En términos generales, el comportamiento de precios es similar en las distintas regiones del país y se observa un crecimiento a lo largo del tiempo. Se vislumbra que aumentos del TCN se condicen con alzas de los precios tanto a nivel nacional como en instancias regionales. No obstante, pueden observarse algunas diferencias relevantes con respecto al IPC de cada región (Tabla 1).

Para el Gran Buenos Aires se distinguen valores análogos a los nacionales para los meses indagados, incluso por debajo de ellos hacia septiembre y diciembre de 2019, y enero y marzo de 2020. Por el contrario, en Cuyo, el índice supera al total nacional a partir de junio del año 2017 y en marzo de 2020 se registra el máximo valor (314,1) con casi 8,5 puntos por encima del valor nacional (305,6). Para la región Noroeste, el IPC supera al nacional a partir de septiembre de 2019, mientras que para el Noreste lo hace a partir del mes de marzo de 2019. En ambas regiones, el índice supera al nacional por más de 3,5 puntos –3,6 NOA y 5,00 NEA respectivamente–. En la Patagonia y la región Pampeana también sobrepasa los valores nacionales, aunque en menor medida que en las otras tres regiones descritas (Tabla 1).

Tabla 1. Tipo de cambio nominal e índice de precios al consumidor, en niveles nacional y por regiones. Resumen de los principales meses 2017-2020

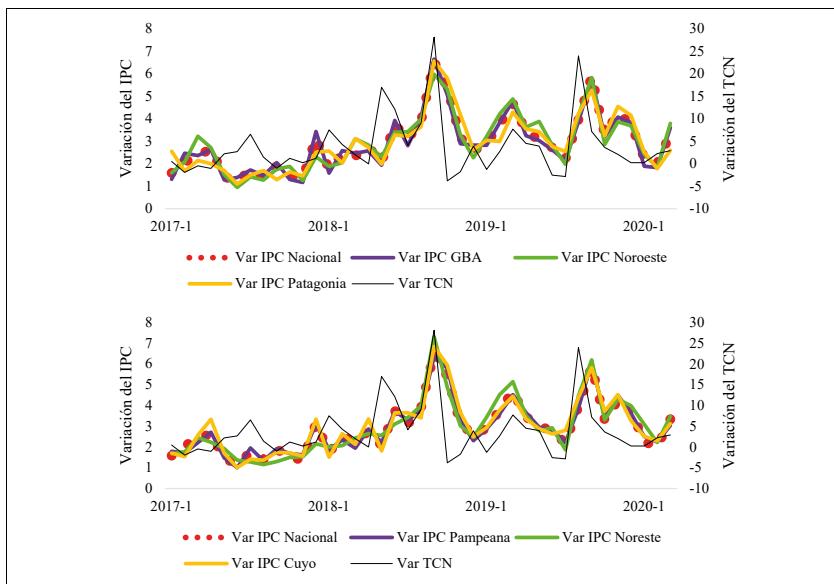
Periodo	TCN	IPC Argentina	IPC GBA	IPC Pampeana	IPC Patagonia	IPC Noreste	IPC Cuyo	IPC Noroeste
Ene-2017	15,9	101,6	101,3	101,8	102,6	101,7	101,7	101,6
Mar-2017	15,5	106,1	106,3	105,8	106,5	106,0	105,9	107,1
Jun-2017	16,1	111,8	112,0	111,4	111,7	111,9	112,4	112,7
Sep-2017	17,2	117,6	118,0	117,3	116,8	116,2	117,6	117,8
Dic-2017	17,7	124,8	125,0	125,0	123,5	122,3	125,5	124,3
Ene-2018	19,0	127,0	127,0	127,3	126,6	124,7	127,4	126,6
Mar-2018	20,2	133,1	133,5	132,8	133,2	130,4	133,5	133,2
Jun-2018	26,5	144,8	145,1	144,8	144,1	141,5	145,6	144,9
Sep-2018	38,6	165,2	165,5	165,1	164,3	163,3	166,8	165,2
Dic-2018	37,9	184,3	183,9	184,5	185,9	180,8	187,7	183,7
Ene-2019	37,4	189,6	189,1	189,8	191,5	187,0	193,2	189,6
Mar-2019	41,4	206,0	205,8	205,5	205,8	205,5	209,4	207,3
Jun-2019	43,8	225,5	224,6	225,5	226,4	225,0	228,5	229,4
Sep-2019	56,5	253,7	252,1	253,9	254,7	254,2	259,5	257,8
Dic-2019	59,9	283,4	281,2	284,4	286,4	284,8	290,5	285,6
Ene-2020	60,0	289,8	286,5	291,5	293,6	293,6	297,8	292,5
Mar-2020	63,1	305,6	302,2	307,2	306,6	310,6	314,1	309,2

Nota: los datos se consideran hasta el mes de marzo de 2020.

Por su parte, en la Figura 4 se muestran las tasas de crecimiento –o variaciones– de las variables. En este punto, la relación existente entre las fluctuaciones del tipo de cambio y el nivel de precios es más fácil de dilucidar. Tanto a nivel nacional como en la totalidad de las regiones, los movimientos de las variables parecen ir en la misma dirección y denotan una correspondencia positiva entre ambas. Hacia la segunda mitad del año 2019, la fuerte alza del TC se condice con un ascenso de los precios tanto en el nivel nacional como en el regional. Una desaceleración en el ritmo de crecimiento del TCN también se corresponde con una desaceleración en los índices de precios (Figura 4).

En este sentido, de acuerdo con la información resumida por la Tabla 1 y la Figura 4, es razonable pensar que una fluctuación del tipo de cambio no tendrá efectos análogos entre las distintas regiones que integran el país. Sin embargo, la distinción descriptiva del comportamiento de los datos no implica que sus dinámicas tengan algún tipo de relación estadística significativa. Es decir, no es adecuado realizar afirmaciones sin un análisis formal que permita arrojar luz sobre la cuestión (Pérez, 2008).

Figura 4. Tipo de cambio nominal e índice de precios al consumidor. En variaciones. Nacional y por regiones. Enero de 2017-marzo 2020.



Fuente: elaboración propia según datos del BCRA e INDEC.

Planteamiento econométrico

Tal como se mencionó, el testeo estadístico se efectúa a través de dos metodologías. En primer lugar, se lleva a cabo la prueba de cointegración sugerida por [Johansen \(1988\)](#) y, en segundo lugar, se desarrolla el método propuesto por [Vahid y Engle \(1993\)](#) denominado prueba de los ciclos comunes.

Cointegración⁶

Las técnicas para trabajar cointegración son ampliamente conocidas en la literatura. Surgen de los aportes realizados por [Engle y Granger \(1987\)](#),

con el objeto de evitar relaciones de causalidad entre las series temporales utilizadas. Los autores observaron que, al combinar series no estacionarias, si sus residuales son estacionarios, existe entonces una cointegración estadística, lo cual llevaría a aceptar como causales vínculos del *tipo casual*. En efecto, la cointegración implica que dos o más series temporales comparten una tendencia estocástica común entre ellas.

Además, significa que con una o más combinaciones lineales de variables no estacionarias es posible eliminar la tendencia de los datos. En este sentido, [Johansen \(1988\)](#) amplía el desarrollo de Engle-Granger. Con base en esta exten-

⁶ Las especificaciones económicas se presentan de manera resumida.

sión es posible probar tanto el orden de integración de un conjunto de variables como la existencia de una cointegración entre ellas. La metodología de [Johansen \(1988\)](#) encuentra sustento en el uso de vectores autorregresivos (VAR). Estos se definen como un sistema lineal de ecuaciones estocásticas que permite estudiar la relación existente entre un grupo de series temporales.

Ciclos comunes

Seguidamente, se ilustra la metodología de los ciclos comunes propuesta por [Vahid y Engle \(1993\)](#), considerada una extensión de la metodología del

marco estadístico de cointegración de [Johansen \(1991\)](#). Supóngase la existencia de un vector de dimensión $nx1$, estacionario y expresado en primeras diferencias (Ecuación 1):

$$\Delta y_t = C(L)e_i + \mu \quad [1]$$

Siendo $C(L)$ una matriz en el operador de retardo y e un vector $nx1$ estacionario. En el supuesto de que μ es nulo ($\mu = 0$), siguiendo a Stock y Watson (1988) es conveniente expresar la serie original (Ecuación 1) como la suma de sus tendencias (T) y de sus componentes cíclicas (C). Así, integrando la Ecuación 1 se consigue la Ecuación 2:

$$\Delta y_t = C(L)e_i = C(1)e_i + (1 - L)C^*(L)e_i \quad [2]$$

Y desarrollando matemáticamente se tiene (Ecuación 3):

$$y_t = C(1) \sum_{i=0}^{\infty} e_{t-1} + C^*(L)e_i = T_i + C_i \quad [3]$$

En la Ecuación 3, el término de la derecha representa la parte tendencial $-T$, mientras que el de la izquierda exhibe la parte cíclica $-C$. Asimismo, Stock y Watson (1988) señalan que el número de tendencias comunes r puede distribuirse

$$y_t = AB \sum_{i=0}^{\infty} e_{t-1} + C^*(L)e_i = AZ_i + C_i \quad [4]$$

Donde A es una matriz $(n(n-r))$ de las cargas factoriales con categoría de columna.

entre las variables del vector y . De este modo, la matriz $C(1)$ puede descomponerse en un producto matricial $(n(n-r))$ a partir de matrices de categoría $n-r$ (A) y $n-r$ (B) (Ecuación 4):

En este caso, sí existe cointegración, se tiene que $\alpha' C(1) = 0$ y la matriz α contiene los r vectores de cointegración. Análogamente, si las series comparten

ciclos comunes, se tiene $g' C^*(1) = 0$ y la matriz g contiene los s vectores de ciclos comunes o comovimiento (Vahid & Engle, 1993).

Como la metodología de Vahid y Engle (1993) es una extensión del método de Johansen (1988), se encarga de identificar los vectores s –de comovimiento–. Para ello, es necesario estimar canónicamente las correlaciones del sistema λ^2 y luego plantear una prueba de hipótesis que tenga por hipótesis nula $\lambda_j^2 = 0$; $\forall j = 1, 2, 3, \dots, s$. En la hipótesis nula, el estadístico de prueba se distribuye en chi-cuadrada con $s^2 + snp + sr - sn$ grados de libertad.

Si se supone que hay s vectores, hay s combinaciones linealmente independientes de los elementos de Δy_t que no tienen relación de dependencia con respecto a los datos pasados pertinentes. De esta forma, el término residual es estacionario y análogo a la cointegración, y la estimación de los sistemas ecuacionales puede realizarse por medio del método de máxima verosimilitud u otros procedimientos de estimación. Uno recomendable es el de mínimos cuadrados iterativos en tres etapas (MCI).

El testeo econométrico del presente trabajo se lleva a cabo a partir de las metodologías descritas. No se encontró, en principio, evidencia sobre el empleo de algunos de estos herramientales –fundamentalmente el de

ciclos comunes– para el caso de la Argentina, aunque sí para otros países de Latinoamérica como el trabajo de Castillo-Ponce *et al.* (2013) para México.

RESULTADOS

En la práctica, la utilización de series temporales requiere que los datos cumplan con las propiedades de estacionariedad (Dickey & Fuller, 1979). Las mismas permiten que los resultados sean los correctos y evitan que las estimaciones posteriores sean espurias. La exigencia de series estacionarias implica que las propiedades estadísticas no cambien en el tiempo, es decir, que la media y la varianza permanezcan sin alteraciones en todo momento t . Para corroborar lo mencionado, se utiliza de forma recurrente la prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller aumentada (DFA), la cual plantea como hipótesis nula – H_0 – que la serie no es estacionaria si las raíces son iguales a 1. De manera complementaria, se efectúa la prueba de Phillips-Perron (PP) cuya robustez estadística se considera entre las más potentes (Pérez, 2008). La prueba PP plantea como hipótesis nula – H_0 – que la serie presenta problemas de raíces unitarias (Phillips & Perron, 1988).

Para este caso, el periodo temporal se analizará de forma completa –enero de 2005 a marzo de 2020–, para indagar las series en un nivel más agregado y luego se las divide en los dos subperiodos indagados –enero de 2005-diciembre de

2016 y enero de 2017-marzo de 2020–. Esta última división es realizada con el objeto de modelar el cambio en la metodología del IPC, ampliado a cobertura

nacional a partir de 2017. Los resultados de las pruebas se presentan en las tablas 2 y 3 respectivamente.

Tabla 2. Prueba de Dickey-Fuller aumentada

Variable	Serie	Valor Prueba	VC	Periodo
TCN	En Diferencias (1)	-6,78	-3,45	Ene2005-Mar2020
IPC Nacional	En Diferencias (1)	-8,47	-3,45	Ene2005-Mar2020
TCN	En Diferencias (1)	-8,28	-3,43	Ene2005-Dic2016
IPC Nacional	En Diferencias (1)	-8,84	-3,43	Ene2005-Dic2016
TCN	En Diferencias (1)	-4,86	-3,50	Ene2017-Mar2020
IPC Nacional	En Diferencias (1)	-4,22	-3,50	Ene2017-Mar2020
GBA	En Diferencias (1)	-4,44	-3,50	Ene2017-Mar2020
PAMPEANA	En Diferencias (1)	-4,07	-3,50	Ene2017-Mar2020
PATAGONIA	En Diferencias (1)	-3,76	-3,50	Ene2017-Mar2020
NORESTE	En Diferencias (1)	-4,25	-3,50	Ene2017-Mar2020
CUYO	En Diferencias (1)	-3,88	-3,50	Ene2017-Mar2020
NOROESTE	En Diferencias (1)	-5,09	-3,50	Ene2017-Mar2020

Notas: la prueba de ADF incluye tendencia y constante.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3. Prueba de Phillips-Perron

Variable	Serie	Valor Prueba	VC	Periodo
TCN	En Diferencias (1)	-11,65	-3,43	Ene2005-Mar2020
IPC Nacional	En Diferencias (1)	-13,22	-3,43	Ene2005-Mar2020
TCN	En Diferencias (1)	-4,83	-3,44	Ene2005-Dic2016
IPC Nacional	En Diferencias (1)	-13,02	-3,44	Ene2005-Dic2016
TCN	En Diferencias (1)	-6,07	-3,53	Ene2017-Mar2020
IPC Nacional	En Diferencias (1)	-3,91	-3,53	Ene2017-Mar2020
GBA	En Diferencias (1)	-4,31	-3,53	Ene2017-Mar2020
PAMPEANA	En Diferencias (1)	-3,71	-3,53	Ene2017-Mar2020
PATAGONIA	En Diferencias (1)	-7,91	-3,53	Ene2017-Mar2020
NORESTE	En Diferencias (1)	-4,02	-3,53	Ene2017-Mar2020
CUYO	En Diferencias (1)	-8,99	-3,53	Ene2017-Mar2020
NOROESTE	En Diferencias (1)	-4,33	-3,53	Ene2017-Mar2020

Notas: la prueba PP incluye tendencia y constante. Las pruebas de Durbin-Watson (DW) en ambos casos arrojan un valor de 1,95 y 1,98 respectivamente. Dado que se estableció como intervalo 1,85-2,15 para el estadístico DW, los valores no presentan autocorrelación.

Fuente: elaboración propia.

En cuanto a los resultados obtenidos a partir de los test efectuados –DFA y PP–, destaca que para el periodo temporal completo –enero 2005-diciembre 2020– y para los subperiodos respectivos –enero 2005-diciembre 2016 y enero 2017-marzo 2020–, las series se encuentran integradas de orden 1 –I(1)–. En este punto es importante aclarar que los datos en niveles apoyan la existencia de raíz unitaria –no se rechaza H_0 –. Por el contrario, al aplicar primeras diferencias –I(1)– se rechaza H_0 (tablas 2 y 3). Esto indica que los datos utilizados, con las transformaciones pertinentes,

son los adecuados y nos permitirán, *a priori*, arribar a conclusiones económicamente válidas ([Pérez, 2008](#)).

Una vez realizadas las pruebas DFA-PP y determinado el orden de integración de las series, se procede al cálculo de las pruebas de cointegración a partir de la metodología desarrollada por [Johansen \(1988\)](#). Para ello, se construyen sistemas ecuacionales bivariados que incluyen al TCN con los respectivos índices de precios para cada una de las regiones de la Argentina. En la Tabla 4 se presentan los resultados obtenidos. Se diferencian los subperiodos analizados.

Tabla 4. Cointegración

Variable	Hipótesis	Valor Prueba	Estadístico de traza	Cointegración (Vectores)	Periodo
IPC Nacional	r=0	62,06	53,09	1,-0,71	Ene2005-Mar2020
	r>1	17,30	18,52		
IPC Nacional	r=0	66,01	43,02	1,-0,52	Ene2005-Dic2016
	r>1	20,62	21,05		
IPC Nacional	r=0	25,56	22,85	1,-0,55	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,01	12,44		
GBA	r=0	24,91	22,85	1,-0,20	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,85	12,44		
PAMPEANA	r=0	24,88	22,85	1,-0,19	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,24	12,44		
PATAGONIA	r=0	31,52	22,85	1,-0,54	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,10	12,44		
NORESTE	r=0	23,32	22,85	1,-0,44	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,25	12,44		
CUYO	r=0	31,28	22,85	1,-0,59	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,04	12,44		
NOROESTE	r=0	20,60	22,85	1,-0,57	Ene2017-Mar2020
	r>1	9,54	12,44		

Notas: se consideraron valores críticos al 5 % y 10 %. Se tuvieron en cuenta 12 rezagos según lo indicado por los criterios de información de Akaike (AIC), Hannan y Quinn (HQ) y el error de predicción final de Akaike (FPE). Obedece además a lo propuesto por Engle y Granger (1987) respecto al uso de series mensuales. Los coeficientes calculados implican una lectura inversa del signo obtenido ([Johansen, 1988](#)).

Fuente: elaboración propia.

Dando continuidad al planteamiento econométrico, se llevan a cabo las estimaciones a partir de la metodología de ciclos comunes ([Vahid & Engle, 2003](#)). Este instrumental estadístico permite observar lo acontecido con las series estudiadas a corto plazo. Para

este caso, también se construyen sistemas ecuacionales bivariados teniendo en cuenta el TCN con los respectivos índices de precios de cada región del país. En la Tabla 5 se exhiben los resultados obtenidos.

Tabla 5. Ciclos comunes

Variable	Hipótesis	p-valor	DW	Comovimiento (Vectores)	Periodo
IPC Nacional	s>0	0,45	1,98	1,-0,87	Ene2005–Mar2020
IPC Nacional	s>0	0,12	1,93	1,-0,70	Ene2005–Dic2016
IPC Nacional	s>0	0,16	1,94	1,-0,81	Ene2017–Mar2020
GBA	s>1	0,07	1,86	1,-0,36	Ene2017–Mar2020
PAMPEANA	s>1	0,11	2,00	1,-0,30	Ene2017–Mar2020
PATAGONIA	s>0	0,22	2,02	1,-0,70	Ene2017–Mar2020
NORESTE	s>0	0,38	2,00	1,-0,69	Ene2017–Mar2020
CUYO	s>0	0,03	1,99	-	Ene2017–Mar2020
NOROESTE	s>0	0,10	1,90	1,-0,93	Ene2017–Mar2020

Nota: DW demuestra que los valores no presentan autocorrelación (Vahid & Engle, 2003).

Fuente: elaboración propia.

Análisis de las divergencias regionales

Considerando el espacio temporal estudiado, se puede inquirir un poco más sobre los resultados obtenidos a partir del análisis de cointegración (Tabla 4). En tanto, a largo plazo, un aumento de un punto porcentual del TCN conlleva un incremento de 0,71 puntos del IPC nacional para todo el periodo indagado –enero de 2005–marzo del 2020–. Al dividir el periodo total en los dos subperiodos de interés, se tiene que entre enero de 2006 y diciembre de 2016 el efecto del traspaso del tipo de cambio a precios disminuye en 0,19 puntos a nivel nacional –de 0,71 a 0,52–. Del

mismo modo, al incluir el IPC con cobertura geográfica vigente desde enero de 2017, el traspaso asciende a 0,55 puntos. Esto indica que un alza del tipo de cambio de un punto porcentual eleva los precios en 0,55 puntos a nivel nacional y manifiesta un traspaso incompleto ([Miller, 2003](#)).

No obstante, a nivel regional los resultados son demasiado heterogéneos. Para las regiones Pampeana y GBA, el coeficiente estimado no supera los 0,20 puntos -0,19 y 0,20 respectivamente-. En una situación intermedia se encuentra la región Noreste con un resultado de 0,44. Por su parte, la Patagonia,

Noroeste y Cuyo denotan 0,54, 0,57 y 0,59 puntos. Estas dos últimas regiones –NOA y Cuyo– se posicionan por encima de los valores nacionales.

En este sentido, los resultados dejan entrever que los efectos de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios son distintos en los niveles regionales. Particularmente, se tiene que para regiones como el GBA y la Pampeana las variaciones del TCN afectan el IPC aproximadamente en 0,24 puntos menos que en la región Noreste y en 0,34, 0,37 y 0,39 puntos menos que en la Patagonia, Noroeste y Cuyo.

Si bien en todos los casos los efectos son menores que la unidad, lo cual tiene concordancia con lo expresado por la literatura ([De Gregorio, 2009](#)), sus magnitudes varían considerablemente de región en región y las más afectadas son Cuyo –0,59–, Noroeste –0,57–, Patagonia –0,54– y Noreste –0,44–. En este sentido, y de acuerdo con los resultados obtenidos, se vislumbra como el IPC con cobertura geográfica establece una representación más uniforme que lo ocurrido a nivel nacional. Esto se evidencia en el hecho de que todas las regiones no son iguales entre sí y en que las fluctuaciones de ciertas variables macroeconómicas como el tipo de cambio, tienen incidencias desiguales en cada una de ellas.

Seguidamente, a partir de las pruebas de ciclos comunes –a corto plazo– (Tabla 5), se observa para todo el periodo en análisis –enero 2005-marzo 2020–, un traspaso a precios de una fluctuación del tipo de cambio igual a 0,87 puntos. Para el subperiodo enero 2005-diciembre 2016 se vislumbra una disminución de 0,17 puntos –de 0,87 a 0,70–. Asimismo, cuando se considera el IPC con cobertura geográfica –enero 2017-marzo 2020– a nivel nacional, los precios responden en 0,81 puntos a variaciones del tipo de cambio. Específicamente, un aumento de unidad porcentual del tipo de cambio eleva los precios a corto plazo en el nivel nacional de forma desproporcionada, pero en una magnitud considerable. El efecto, entonces, resulta mayor que a largo plazo ([Miller, 2003](#)).

En lo que respecta a las distintas regiones, nuevamente se encuentran resultados disimiles. En GBA –0,36– y la región Pampeana –0,30– el efecto sigue siendo menor. Para las regiones Noreste y Patagonia se observa una fuerte correspondencia entre el TCN y los precios –0,69 y 0,70 puntos respectivamente–. Sin embargo, en todos estos casos los valores superan notablemente lo encontrado a largo plazo.

De igual forma, los resultados obtenidos para el Noroeste y Cuyo son bastante sugestivos. En primer lugar, el Noroeste exhibe un acentuado coeficiente –0,93–, lo cual demuestra que existe un importante comovimiento

cercano a la unidad. Esto implica que a corto plazo una fluctuación del tipo de cambio provoca un incremento considerable del nivel de precios de la región. Particularmente, los cálculos muestran 0,12 puntos por encima del nivel nacional –0,93 frente a 0,81 puntos–. En segundo lugar, es sumamente relevante el resultado no significativo obtenido para la región de Cuyo, en el que se destaca la no existencia de un ciclo común entre las variables a corto plazo. En efecto, lo observado a largo plazo para esta región es demasiado inconsistente con los hallazgos a corto plazo.

A luz de estos resultados no es sencillo identificar por qué las variaciones cambiarias afectan de manera disímil a los precios de las diversas regiones que integran la Argentina. Aún más complicada es la cuestión de que a algunas zonas las afecte más a corto que a largo plazo o viceversa. Ciertamente, pueden existir múltiples factores que influyen en estos resultados y que escapan de los propósitos de este trabajo. Sin embargo, se puede advertir que las heterogeneidades regionales influyen, de una u otra forma, sobre los canales de traspaso del tipo de cambio hacia los precios.

Según los canales de transmisión, ante una depreciación cambiaria los costos de los insumos importados utilizados en las producciones se elevan. Es razonable que los productores busquen “apalear” la situación transfiriendo esos incrementos a los consumidores. El único mecanismo plausible es un alza

en los precios de los productos. La evidencia encontrada muestra que a largo plazo el canal de traspaso opera de la forma esperada tanto a nivel nacional como a nivel regional (Miller, 2003; Castillo-Ponce *et al.*, 2013).

A corto plazo los resultados exponen un impacto mayor de las variaciones cambiarias sobre el nivel de precios que a largo plazo. Empero, para la región de Cuyo no se encuentra evidencia de este mecanismo. Una de las tantas explicaciones plausibles que aparece en este sentido, puede ser la base de su economía fuertemente concentrada en torno a un sector productivo en particular: el vitivinícola. Nótese que este último es un escenario cuyas posibilidades podrían ser razonables. No es posible, dado el tipo de análisis de este artículo, establecer las causas precisas de estos resultados. Para ello es necesario un análisis exhaustivo de cada región sobre sus características peculiares; asunto que escapa del alcance del presente trabajo.

CONCLUSIONES

El tipo de cambio es una variable crucial en toda economía abierta. Particularmente, porque juega un papel fundamental en el traspaso de sus fluctuaciones a la economía doméstica (Miller, 2003). En el caso de la República Argentina, la evidencia empírica analizada ha encontrado una importante correspondencia entre el tipo de cambio y el nivel de precios

(Ghosh, 2013; Gay & Cugat, 2010; Ca'Zorzi *et al.*, 2007; Choudhri & Hakura, 2001; entre otros).

Por lo tanto, en el presente trabajo se ha estudiado esta relación en instancias regionales. El análisis empírico ha arrojado resultados interesantes y a favor de una correspondencia positiva entre el tipo de cambio y el nivel de precios. Sin embargo, se observa una relación disímil de las variables a nivel regional y se destaca además una diferencia entre los resultados hallados a corto y largo plazo. Igualmente, se resalta la importancia del nuevo IPC a la hora de resumir la información de las distintas regiones argentinas. De esta manera, lo encontrado apoya las concepciones expuestas por la literatura que se refieren a que variaciones del tipo de cambio no influyen del mismo modo sobre los precios de las diversas regiones de un país (Castillo-Ponce *et al.*, 2013).

Finalmente, si bien se encuentran discrepancias significativas entre la relación del tipo de cambio y los índices de precios al consumidor a nivel regional, es aún necesario un análisis más profundo que capte las particularidades y especificidades más importantes de cada

región. Esto demuestra la importancia de realizar estudios más enfocados y especializados que destinen sus esfuerzos a identificar las causas detrás de estas disimilitudes, lo cual ayudaría a comprender los distintos escenarios económicos que existen a lo largo y ancho de toda la Argentina. Indudablemente, este es un análisis acotado y los resultados obtenidos no deben interpretarse como determinantes.

AGRADECIMIENTOS:

El autor agradece los comentarios realizados por sus compañeras de trabajo y economistas de la Universidad Nacional de Chilecito y, especialmente, las sugerencias de dos evaluadores anónimos de Apuntes del CENES.

DECLARACIÓN DE CONFLICTOS DE INTERÉS:

Como es usual, los errores remanentes son de mi exclusiva responsabilidad y declaro que no existe conflicto de interés alguno.

FINANCIAMIENTO:

Este trabajo se realizó con recursos propios.

REFERENCIAS

- [1] Azpiazu, D. & Basualdo, E. (2003). *Industria vitivinícola y economías regionales*. CEPAL.
- [2] Baqueiro, A., Díaz, A. & Torres, A. (2003). ¿Temor a la flotación o a la inflación?: la importancia del “traspaso” del tipo de cambio a los precios. *Revista Ensayos sobre Política Económica*, 21(44), 64-94. <https://doi.org/10.32468/Espe.4402>
- [3] Banco Central de la República Argentina –BCRA–. (2020). *Estadísticas*. <http://www.bcra.gov.ar/estadisticas>
- [4] BBVA. (2015). *Situación Galicia*. BBVA Unidad de España. https://www.bbva-research.com/wpcontent/uploads/2015/05/Situacion_Galicia_may15.pdf
- [5] Castillo-Ponce, A., Varela, R. & Ocegueda, J. (2013). Traspaso del tipo de cambio al nivel de precios: un análisis regional. *Economía, Sociedad y Territorio*, 13(43), 675-695. <https://doi.org/10.22136/est00201343>
- [6] Ca`Zorzi, M., Hahn, E. & Sánchez, M. (2007). Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *IUP Journal of Monetary Economics*, 4, 84-102.
- [7] Choudhri, E. & Hakura, D. (2006). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? *Journal of International Money*, 25, 614-639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
- [8] Day, J. A. (2014). *Economías regionales. Un planteo global*. Fundación Mediterránea.
- [9] De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía: teoría y políticas*. McGraw-Hill. <http://www.deggregorio.cl/pdf/Macroeconomia.pdf>
- [10] De Gregorio, J. (2009). *Tipo de cambio, ajuste real y política monetaria*. Banco Central de Chile. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3115482>
- [11] Dickey, D. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- [12] Dini, M., Ferraro, C. & Gasaly, C. (2007). *Pymes y articulación productiva. Resultados y lecciones a partir de experiencias en América Latina*. Serie Desarrollo Productivo n.º 180. CEPAL.

- [13] Edwards, S. (2006). *The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12163>
- [14] Engle, R. & Granger, C. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- [15] European Central Bank. (2017). *Report on German, Austrian and Czech Regions*. European Central Bank.
- [16] Gay, A. & Cugat, C. (2010). *Pass-through del tipo de cambio e inflación*. Universidad Nacional de Córdoba. https://ecodev.eco.unc.edu.ar/files/ief/works-hops/2010/14dic10_work_gay_cugat.pdf
- [17] Ghosh, A. (2013). Exchange-rate Pass-Through, Macro Fundamentals and Regime Choices in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.09.001>
- [18] Gianelli, D. (2011). *El traspaso de tipo de cambio a precios en Uruguay*. FCS-DE. <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/handle/20.500.12008/2218>
- [19] Goldfajn, L. & Werlang, S. (2000). The Pass Through Form Depreciation to Inflation: A Panel Study. *Working Paper Banco Central do Brasil*, (5), 1-50. <https://doi.org/10.2139/ssrn.224277>
- [20] Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina -INDEC-. (2017). Índice de Precios al Consumidor. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-5-31>
- [21] Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina -INDEC-. (2020). *Estadísticas*. <https://www.indec.gob.ar/estadisticas>
- [22] Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- [23] Krugman, P. & Taylor, L. (1978). Contractionary Effects of Devaluation. *Journal of International Economics*, 3(8), 445-456. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7)

- [24] Larraín, F. & Sachs, J. (1986). Contractionary Devaluation and Dynamic Adjustment of Exports and Wages. *NBER Working Papers*, (2078). <https://doi.org/10.3386/w2078>
- [25] Mazzola, N. S. (2014). *Modernización tecnológica y prácticas innovativas en la cadena vitivinícola del valle Antinaco-Los Colorados, provincia de La Rioja*. (Tesis de Maestría, Maestría en Ciencia, Tecnología y Sociedad). Universidad Nacional de Quilmes, Argentina.
- [26] McCarthy, J. (2007). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journals*, 4(33), 511-537. <https://doi.org/10.1057/eej.2007.38>
- [27] Miller, S. (2003). Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002. *Estudios Económicos*, (10).
- [28] Pérez, C. (2008). *Econometría avanzada, técnicas y herramientas*. Pearson Prentice Hall.
- [29] Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- [30] Pizarro Levi, E.G. (2019). *Estimación de los efectos de una devaluación en las economías subnacionales. El caso del sector vitivinícola argentino*. Primer Premio, Premio Anual a la Investigación Económica, Fundación del Banco Municipal de Rosario, Rosario, Santa Fe, Argentina. <http://fundacionbmr.org.ar/premio-de-investigacion/>
- [31] Ramos Francia, M., Ibarra, R. & Capistrán, C. (2012). El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios. Un análisis para la economía mexicana. *El Trimestre Económico*, 79(4), 813-838. <https://doi.org/10.20430/ete.v79i316.77>
- [32] Rofman, A. (2017). *Economías regionales en el contexto del proyecto neoliberal en marcha*. CEUR-CONICET.
- [33] Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, 6(2), 145-154. <https://doi.org/10.2307/1928178>
- [34] Stock, J. & Watson, M. (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1097-1107. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478707>

- [35] Torres, G. (2015). *Estimación del Pass-through en Argentina 1993-2010*. (Trabajo final de grado, Licenciatura en Economía). Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- [36] Vahid, F. & Engle, R. (1993). Codependent Cycles. *Journal of Econometrics*, 2(2), 199-221. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00032-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00032-8)