



UCA

Pontificia Universidad Católica Argentina

“Santa María de los Buenos Aires”

Facultad de Ciencias Económicas

“Pass-Through en Argentina (2009-2018). Análisis y
comparación con América Latina en dos grupos de países:
economías del Atlántico frente a las del Pacífico y el centro.”

Tesis presentada en opción al grado de Magíster en Economía Aplicada

Autor: Lic. Marcos Debarnot

Director de tesis: Mg. Diego Crochi

Ciudad Autónoma de Buenos Aires

11 de mayo de 2023

Índice

1.	Introducción.....	4
2.	Marco teórico y literatura previa	6
2.1.	Pass-through.....	6
2.1.1.	Críticas a los modelos tradicionales de pass-through.....	9
2.2.	Pass-through e inflación	12
2.3.	Inflación y crecimiento económico	15
3.	Marco metodológico.....	18
3.1.	Datos	19
3.1.1.	Precios	20
3.1.2.	Tipo de cambio.....	20
3.1.3.	Producto Bruto Interno.....	21
3.1.4.	Precios externos.....	21
4.	Contexto histórico	22
4.1.	Crisis del 2008.....	22
4.2.	Evolución del precio de commodities	25
4.2.1.	Evolución mensual de los precios de commodities exportados por Argentina ...	26
4.3.	Evolución del nivel de inflación en países seleccionados	27
4.4.	Evolución del PBI real en países seleccionados.....	30
5.	Estimación del ERPT en países seleccionados.....	34
5.1.	Análisis de variables utilizadas en la regresión.....	34
5.1.1.	Precios	34
5.1.2.	Tipo de cambio.....	35
5.1.3.	Producto bruto interno.....	36
5.1.4.	Precios externos.....	38
5.1.5.	Estacionariedad de las variables.....	38
5.2.	Cálculo del ERPT.....	41
5.2.1.	Cálculo global del coeficiente de Pass-Through	41
5.2.2.	Cálculo del coeficiente de ERPT para la región del Atlántico	46
5.2.3.	Cálculo del coeficiente de ERPT para la región del Pacífico y el centro	49
5.2.4.	Comparación de los resultados obtenidos	52
6.	Evolución del tipo de cambio real argentino	54
7.	Conclusiones generales	62
8.	Bibliografía.....	64
8.1.	Otras fuentes de información	68

Índice de gráficos

Gráfico 1: Evolución mensual del precio de commodities.....	25
Gráfico 2: Evolución mensual de los precios de materias primas exportadas por Argentina	26
Gráfico 3: Evolución anual del índice de precios al consumidor por país	28
Gráfico 4: Evolución mensual de la inflación argentina	29
Gráfico 5: Evolución del índice de precios al consumidor por grupo de países	30
Gráfico 6: Evolución anual del PBI real por país.....	31
Gráfico 7: Evolución del PBI real por grupo de países	32
Gráfico 8: Evolución mensual del tipo de cambio real multilateral argentino.....	56
Gráfico 9: Evolución anual del saldo de cuenta corriente argentina.....	60

Índice de figuras

Figura 1: Gráfica en EViews de la variable log_precios.....	34
Figura 2: Gráfica en EViews de la variable log_tc	35
Figura 3: Gráfica en EViews de la variable log_pbi	36
Figura 4: Gráfica en EViews de la variable log_pbi_sa.....	37
Figura 5: Gráfica en EViews de la variable log_precios_externos	38
Figura 6: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_tc$	39
Figura 7: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_precios_externos$	39
Figura 8: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_precios$	40
Figura 9: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_pbi_sa$	40
Figura 10: Test de cointegración de las variables empleadas en la regresión	41
Figura 11: Regresión global en EViews del coeficiente de Pass-Through	42
Figura 12: Test global de redundancia de efectos fijos	44
Figura 13: Residuos del modelo global	44
Figura 14: Regresión en EViews del ERPT para los países del Atlántico	47
Figura 15: Residuos del modelo para los países del Atlántico	48
Figura 16: Test de igualdad de varianzas para los países del Atlántico	49
Figura 17: Regresión en EViews del ERPT para los países del Pacífico y el centro	50
Figura 18: Residuos del modelo para los países del Pacífico y el centro.....	51
Figura 19: Test de igualdad de varianzas para los países del Pacífico y el centro	52

Índice de tablas

Tabla 1: Efectos fijos globales aplicados	43
Tabla 2: Efectos fijos aplicados para los países del Atlántico	48
Tabla 3: Efectos fijos aplicados para los países del Pacífico y el centro	51

1. Introducción

La cuestión del tipo de cambio es siempre de actualidad y de permanente discusión en nuestro país. Tal como describe Médici (2017), en Argentina existe una constante disputa acerca de la política cambiaria que aún hoy continúa sin resolverse. Asimismo, la temática de la inflación es también frecuentemente analizada para intentar explicar la razón de que sea tan difícil reducirla en la economía argentina.

El presente trabajo tratará un concepto que vincula las dos variables previamente mencionadas, esto es, el efecto pass-through (ERPT, por sus siglas en inglés). El mismo puede ser fácilmente definido como el traslado de una devaluación a los precios domésticos. Este asunto resulta de vital importancia para Argentina, ya que en nuestro país son muy frecuentes las devaluaciones del tipo de cambio y las mismas terminan impactando en los precios locales, con lo que esto implica para una economía con constantes problemas de inflación alta y persistente.

Por otro lado, más allá de la situación argentina, el pass-through es un fenómeno que afecta a todas las economías sujetas a variaciones del tipo de cambio, por lo que ha sido un asunto frecuentemente estudiado en la literatura económica. A pesar de esto, no existe todavía un consenso generalizado acerca de los determinantes y la forma de medir adecuadamente este fenómeno.

Esta investigación se focalizará en la medición y comparación del efecto pass-through para diversos países de América Latina. La hipótesis del presente trabajo consiste en que las economías del Atlántico, que tras la crisis de 2008 tuvieron niveles más altos de inflación y crecimiento más bajo, contaron también con niveles de pass-through mayores a los de las economías del Pacífico y el centro de Latinoamérica. La principal cuestión que se investigará es el cumplimiento de la hipótesis de Taylor (2000) acerca de que mayores niveles de inflación generan coeficientes de ERPT más altos. Además, se intentará demostrar que en nuestro país este efecto actúa como una restricción para lograr aumentos de competitividad. El trabajo se centrará en el período 2009-2018, es decir la década posterior a la crisis del 2008, y en cuanto a la metodología econométrica a aplicar se seguirán los lineamientos propuestos por Aguirre y González Padilla (2018).

En primer lugar, se revisarán algunas cuestiones teóricas elementales acerca del tema y se realizará un repaso de la literatura previa, haciendo foco principalmente en la relación entre pass-through e inflación. Seguidamente, se expondrán los lineamientos de la

metodología a aplicar para el análisis y se presentarán los datos a utilizar en las regresiones econométricas.

Posteriormente, se describirá la situación previa a 2009, con el objeto de establecer el contexto histórico. Para este fin, se analizará la llamada crisis del año 2008, examinando sus principales hechos e investigando sus causas primordiales en base a la opinión de diversos autores. Con el objetivo de intentar demostrar uno de los efectos más trascendentes que tuvo esta crisis para los países latinoamericanos, seguidamente se estudiará la evolución en los precios de los commodities durante la década posterior a la crisis, a fin de exponer el marcado descenso que tuvieron los mismos. Dicha disminución en los precios generó consecuencias negativas para las economías latinoamericanas en general, y resultó especialmente perjudicial para aquellos países que tienen una considerable dependencia de sus exportaciones de commodities, como es el caso de nuestro país.

Prosiguiendo con la investigación, se examinará la evolución de la inflación y el producto real para dos grupos de países de América Latina: las economías del Atlántico, integradas por Argentina, Brasil y Uruguay y las del centro, compuestas por Bolivia y Paraguay, y del Pacífico, en las que se incluye a Chile, Colombia, México y Perú. Este análisis permitirá advertir el hecho de que en los años posteriores a la crisis del 2008 las economías del Atlántico tuvieron un desempeño macroeconómico peor al de las otras dos regiones bajo estudio, en especial en lo referido a la inflación para el período 2009-2018.

Una vez establecido el marco teórico, metodológico e histórico, se procederá a estimar el coeficiente de pass-through para todas las economías indicadas. Se calculará tanto el coeficiente de corto como el de largo plazo, para luego comparar los resultados obtenidos entre los grupos de países previamente mencionados.

Seguidamente, se estudiará la evolución del tipo de cambio real en Argentina a fin de interpretar el rol del efecto pass-through en la competitividad de la economía, y cómo el mismo provoca que las devaluaciones del tipo de cambio nominal resulten poco eficaces para aumentar el volumen de las exportaciones.

Para finalizar, se repasarán las principales conclusiones que se pueden extraer del presente trabajo.

2. Marco teórico y literatura previa

2.1. Pass-through

El pass-through del tipo de cambio consiste en la variación porcentual en los precios en moneda local ante una modificación del tipo de cambio nominal.

Al respecto, existen diversos mecanismos directos e indirectos mediante los cuales los movimientos del tipo de cambio nominal conducen a variaciones en el nivel de precios, según describe Laflèche (1997). Entre los efectos directos se encuentran el encarecimiento de los productos finales adquiridos del exterior y los mayores costos de producción debido a la suba de precios de insumos importados. Los indirectos consisten en el aumento de la demanda de bienes locales (por el efecto sustitución dado el incremento de precio de los bienes importados) y el crecimiento en la demanda de los bienes de exportación (ya que al depreciarse la moneda el país se vuelve más competitivo para colocar sus productos en el exterior).

Estas dos cuestiones tienen como resultado que los bienes locales exportables y aquellos sustitutos de las importaciones se encarezcan, lo que se suma al aumento de costos por la demanda de salarios más altos. Esta combinación de mecanismos directos e indirectos genera un incremento en los precios al consumidor como consecuencia de la depreciación de la moneda, esto es, el efecto pass-through.

Por otro lado, en la teoría económica existe una hipótesis llamada ley de precio único¹, que fue constatada por diversos autores, entre ellos Richardson (1978) y Parsley y Wei (1996). La misma enuncia que un mismo producto no puede venderse al mismo tiempo a diferentes precios en distintos lugares, ya que tal situación atraería a arbitrajistas, tal como describe Mankiw (2014). Por lo tanto, si se cumple esta teoría el grado de pass-through para una economía pequeña y abierta debería ser total, es decir, igual a 1, pues de otro modo las desviaciones en los precios conducirían a la posibilidad de arbitraje hasta que eventualmente existiese una corrección de los mismos, como resaltan Cardozo et al. (2017).

A pesar de estas consideraciones teóricas, en la realidad la ley de un solo precio no se cumple debido a diversas cuestiones, como la existencia de productos no transables y rigideces de precios, por lo que en la práctica el coeficiente de ERPT toma un valor entre

¹ También llamada ley de un solo precio.

0 y 1. Tal como establecen Pollard y Coughlin (2003), la magnitud de este coeficiente dependerá de la decisión de la empresa exportadora ante una depreciación de la moneda del país al cual le vende. Si la empresa decide mantener su margen de ganancia, y, por lo tanto, el precio en la moneda local, el nivel de pass-through es completo e igual a 1. Si, por el contrario, la empresa decide asumir todo el impacto de la depreciación de la moneda del país importador, el ERPT será nulo e igual a 0. Cuando el pass-through es completo se dice que es un caso de fijación de precios en moneda del productor (producer-currency pricing, PCP por sus siglas en inglés) y cuando los precios no cambian ante variaciones del tipo de cambio se denomina fijación de precios en moneda local (local-currency pricing, LCP por sus siglas en inglés) o “pricing to market” (PTM). Krugman (1986) define a este fenómeno de pricing to market como una situación en la cual los precios de las importaciones en un país se mantienen fijos cuando su moneda se aprecia y demuestra que el PTM se comprueba en la realidad, pero el mismo no es universal y su magnitud no es total.

En la práctica, lo más común es que las firmas exportadoras ajusten parcialmente su margen, lo que conduce a coeficientes de ERPT de entre 0 y 1, es decir, un nivel de pass-through parcial. La decisión por parte de las empresas acerca de qué porción de la variación del tipo de cambio absorber en sus márgenes dependerá de diversas cuestiones, como resaltan De Bandt et al. (2008); siendo las principales la porción de mercado de los productores locales relativa a la de los extranjeros, el nivel de competencia del mercado y el grado de discriminación de precios. En particular, la magnitud del pass-through será más alta si la porción de mercado de los exportadores es mayor que la de los productores locales, si el nivel de competencia del mercado es menor, si el grado de discriminación de precios es más alto y cuando la proporción de insumos importados es más grande. Por su parte, Dornbusch (1987) establece que los ajustes en los precios y la producción que se dan ante modificaciones en el tipo de cambio dependen de tres factores: el grado de integración del mercado, el nivel de sustitución entre los productos nacionales e internacionales y la organización del mercado. Su estudio concluye que una apreciación del tipo de cambio siempre conduce a un descenso en el precio de las importaciones. Además, destaca que en el caso de bienes homogéneos la magnitud de la baja siempre es completa en relación a la dimensión de la apreciación, pero para el caso de productos diferenciados el grado de traspaso dependerá del nivel de competencia del mercado y de la proporción relativa de empresas nacionales e internacionales.

Por otra parte, el nivel de pass-through también dependerá de la naturaleza del shock, es decir si el mismo es de tipo nominal o real, tal como describe Shambaugh (2008). Al respecto, resulta esperable que para el caso de shocks nominales² el ERPT sea completo, esto es, igual a 1. En tanto, para shocks puramente reales³, en caso de que no haya variaciones en la oferta monetaria y exista flexibilidad de precios, no se espera un traslado a precios locales⁴, dado que el tipo de cambio nominal se ajusta hasta absorber el shock. Tal como señalan Aguirre y González Padilla (2018), las dos situaciones previamente descritas constituyen casos extremos. En la realidad, existen rigideses de precios que provocan que en ambos escenarios los coeficientes de pass-through sean parciales, pero serán más altos para los shocks nominales que para los reales. Asimismo, Frenkel (2006) distingue siete determinantes que influyen en la magnitud del traspaso a precios: el tamaño de la economía y grado de apertura al comercio exterior, la estructura productiva de la economía, la situación coyuntural del shock cambiario dentro del ciclo económico, el contexto inflacionario, el nivel de apreciación cambiaria, el grado de dolarización en la formación de precios y las expectativas de los agentes.

En lo referido a resultados empíricos, Campa y Goldberg (2002) demuestran la existencia en el corto plazo de niveles parciales de pass-through, es decir los coeficientes de ERPT son generalmente estadísticamente distintos tanto de 1 como de 0; pero hallan que en el largo plazo los valores de pass-through suelen encontrarse muy cercanos a 1. Adicionalmente, comprueban que existe una tendencia general en los últimos años a la reducción en los niveles de ERPT. Del mismo modo, Goldfajn y Werlang (2000) verifican que el coeficiente de pass-through aumenta con el paso del tiempo y llega a su pico tras doce meses, siendo este coeficiente de largo plazo más de cuatro veces superior al de corto plazo. Por otro lado, Cardozo et al. (2017) remarcan que, si bien en la literatura teórica el coeficiente de ERPT en el largo plazo es total⁵, en la realidad es difícil determinar en qué consiste “el largo plazo” y la velocidad de convergencia es distinta para cada variable. Al respecto, Choudhri et al. (2002) encuentran que los precios de exportación siguen un camino similar al de los de importación ante modificaciones en el tipo de cambio, pero con una respuesta inicial más débil, por lo que concluyen que ante

² Aquellos que no están originados en las variables reales, como una expansión monetaria o una devaluación del tipo de cambio nominal no vinculada a una modificación en el tipo de cambio real.

³ Como por ejemplo variaciones en el PBI o en la productividad tanto a nivel local como internacional.

⁴ Esto significa que el coeficiente de ERPT es igual a 0.

⁵ Es decir, una devaluación genera un aumento de los precios en la misma magnitud.

un shock de tipo de cambio los términos del intercambio empeoran inicialmente para luego mejorar, arribando después de diez trimestres a una situación en la cual el efecto es casi nulo.

2.1.1. Críticas a los modelos tradicionales de pass-through

A pesar de ser un fenómeno frecuentemente estudiado, existen diversas cuestiones acerca del pass-through sobre las cuales no existe consenso generalizado en la actualidad. Los modelos tradicionales se caracterizan por desarrollos simples de equilibrio parcial con relaciones lineales y con el tipo de cambio como variable exógena. No obstante, muchos autores realizan críticas acerca de estas cuestiones por lo que replantean algunos supuestos de los modelos tradicionales y proponen el uso de modelos de equilibrio general, considerar al tipo de cambio como una variable endógena del modelo e incluir relaciones no lineales y asimétricas en los modelos de pass-through. A continuación, se repasan algunas de las críticas que se realizan a los modelos tradicionales de pass-through.

2.1.1.1. *Supuestos de los modelos tradicionales*

Obstfeld (2002) critica a los modelos basados en la fijación de precios en moneda local debido a que demuestra que existen al menos dos factores que puedan modificar las conclusiones obtenidas en los mismos. En primer lugar, los precios de importación que se pagan al momento de entrada pueden diferir significativamente de los que abonan los consumidores finales por los bienes extranjeros, por lo que las condiciones que aplican a los precios al consumidor pueden tener poca relación con el comportamiento de los precios de importación. En segundo lugar, estos modelos no tienen en cuenta el significativo papel que tienen las empresas en los cambios del gasto a nivel global mediante sus decisiones de abastecimiento, que puede resultar más importante que el rol que ocupan las importaciones de los consumidores finales.

Por su parte, De Bandt, et al. (2008) sostienen que las investigaciones generalmente se centran en el coeficiente de corto plazo ignorando el de largo plazo. Esto resulta sorpresivo ya que para determinar adecuadamente el coeficiente de corto plazo es necesario realizar supuestos acerca del largo plazo, y debido a que la política monetaria, al estar focalizada generalmente en el mediano plazo, debería tener un horizonte temporal superior al corto plazo. Profundizando su argumento, los autores señalan que, como las series de tiempo generalmente son consideradas integradas, los estudios generalmente definen al largo plazo en el sentido de Engle y Granger (1987), en el cual el mismo está

dado por la relación de cointegración. No obstante, la razón de incorporar esta medida ad hoc para ignorar el largo plazo está realmente basada en la escasez de evidencia de cointegración en los datos. Esta cuestión presenta dos dificultades: la contradicción existente en la predicción teórica de la existencia de un estado estacionario que no se puede encontrar en los datos, y que la medida ad hoc propuesta es simplemente una versión estimada del corto plazo.

Por otro lado, Engel (2009) señala que el pass-through no es un concepto bien definido. Para demostrar esto considera un modelo en el cual se cumplen tanto la teoría cuantitativa del dinero⁶, como la ley de precio único. A partir de estas dos cuestiones se deduce que, si la oferta monetaria crece un 1%, también lo hará la inflación doméstica y la moneda local se depreciará 1%, lo que significa que los precios y el tipo de cambio aumentan en la misma proporción, es decir el coeficiente de ERPT es 1. Por el contrario, si la oferta monetaria extranjera se reduce un 1%, la inflación extranjera disminuirá en la misma magnitud, lo que lleva a una depreciación del tipo de cambio local de 1%, pero sin existir modificaciones en la inflación doméstica, lo que significa que el coeficiente de ERPT en este caso es 0. Por lo tanto, el autor argumenta que si se interpreta al pass-through como el coeficiente de correlación entre depreciación e inflación, el nivel del mismo dependerá de la causa de la variación en el tipo de cambio.

2.1.1.2. Endogeneidad del tipo de cambio

Palleja (2017) critica el enfoque de los modelos tradicionales de ecuaciones reducidas que estudian el fenómeno del pass-through, dado que consideran al tipo de cambio como exógeno y no tienen en cuenta sus causas, que también podrían estar afectando a los precios y generando por lo tanto un problema de endogeneidad.

Asimismo, Shambaugh (2008) señala que los modelos tradicionales de pass-through interpretan que el movimiento del tipo de cambio constituye el shock en sí, lo que genera el problema de que, si existe un shock que afecte al tipo de cambio y a los precios al mismo tiempo, las investigaciones reconocerían erróneamente que las variaciones en los precios son causadas por el tipo de cambio. A tal efecto, utilizando un modelo en el cual el tipo de cambio es una variable endógena, demuestra que el coeficiente de ERPT obtenido en los estudios tradicionales que consideran al tipo de cambio como exógeno

⁶ Fisher (1911) es uno de los principales exponentes de esta teoría, según la cual, manteniendo constante la velocidad de circulación del dinero los movimientos en los precios se explican solamente a través de las variaciones en la cantidad de dinero de la economía y los cambios en el producto.

hubiese variado sustancialmente dependiendo del shock que estuviese afectando al país en el momento en cuestión.

2.1.1.3. Modelos de equilibrio general

Bouakez y Rebei (2005) sostienen que las investigaciones tradicionales acerca del efecto pass-through tienen una importante falla: que las mismas se basan en escenarios de equilibrio parcial en donde los movimientos del tipo de cambio son tomados como un proceso exógeno, lo que impide analizar los canales mediante los cuales el tipo de cambio es influenciado por otras variables y por los shocks que impactan en la economía. Señalan, además, que estos enfoques no sirven para entender el hecho de que el grado de ERPT depende de la naturaleza de los shocks que afectan a la economía.

Por su parte, García-Schmidt y García-Cicco (2018) estudian la diferencia entre los modelos condicionales y no condicionales de medición del pass-through. Definen a los primeros como el cociente entre el cambio porcentual en un índice de precios relativo a la variación del tipo de cambio que ocurre condicionado a un shock dado; y a los segundos como el cociente análogo obtenido mediante metodologías de forma reducida, es decir, aquellas que se emplean en la literatura tradicional. En base a su investigación concluyen que las metodologías no condicionales de medición del ERPT realizan a menudo predicciones incorrectas, por lo que los modelos utilizados en la literatura tradicional probablemente arrojan resultados sesgados en la magnitud del pass-through.

2.1.1.4. Relaciones no lineales y asimétricas en los coeficientes de ERPT

Pollard y Coughlin (2003) destacan que la mayoría de los estudios asumen que la magnitud del pass-through es independiente de la dirección de la variación del tipo de cambio, pero que en la realidad existen circunstancias que modifican el grado de ERPT dependiendo si la moneda en el país importador se está apreciando o depreciando. Los autores remarcan que existen diversos modelos para explicar las asimetrías del pass-through. En primer lugar, el de market share, según el cual las empresas no trasladan totalmente las variaciones del tipo de cambio a precios para no perder su porción del mercado. Asimismo, en el modelo de cambio en la producción las empresas sustituyen insumos importados por locales dependiendo de los movimientos del tipo de cambio. Prosiguiendo con los distintos modelos, el de restricciones vinculantes en las cantidades ocurre cuando las empresas tienen capacidad limitada para incrementar sus ventas cuando la moneda se aprecia. Por último se incluye al modelo de costos de menú, en el cual los

productores solo ajustan sus precios cuando los movimientos del tipo de cambio superan cierto umbral.

Al mismo tiempo, Bussière (2007) expresa que existen una variedad de supuestos microeconómicos que justifican una relación no lineal entre tipo de cambio y precios de importación y exportación. Estos supuestos incluyen: que los precios de exportación son rígidos a la baja, lo que implica que los precios ascienden más con depreciaciones de la moneda de lo que descienden cuando la misma se aprecia; que las cantidades de exportación son rígidas a la suba, ya que los productores tienen que realizar inversiones para aumentar su capacidad productiva; el market share de las empresas, dado que la competitividad del mercado condiciona el poder de las empresas de fijar precios; la existencia de costos de menú y de sustitución, que determinan cuánto pueden modificar su precios las firmas sin perder clientes; y la verificación empírica de que el nivel de pass-through está disminuyendo con el paso del tiempo.

De la misma forma, Caselli y Roitman (2016) encuentran que las respuestas de los precios ante depreciaciones grandes son estadísticamente diferentes de las respuestas ante depreciaciones “normales”, lo que demuestra la existencia de una relación no lineal entre tipo de cambio e inflación. Asimismo, hallan que después de ocho meses existe evidencia de presencia de asimetrías en la relación entre tipo de cambio e inflación, ya que la magnitud de la reacción de los precios ante una depreciación es mucho más fuerte que ante una apreciación, siendo que en este último caso la respuesta en muchos casos ni siquiera resulta significativa.

2.2. Pass-through e inflación

Más allá de las discrepancias existentes en diversas cuestiones vinculadas con el pass-through, existe un amplio consenso acerca de la relación entre el nivel de inflación de un país y su coeficiente de ERPT, siendo Taylor (2000) el principal exponente de esta teoría.

Taylor señala que en los últimos tiempos los movimientos del tipo de cambio generaron escaso efecto en los precios al consumidor, incluso en economías pequeñas en donde los productos importados representan una importante proporción del consumo final y de los insumos utilizados en la producción. El autor expresa que la razón de esta reducción en los niveles de pass-through radica en las expectativas de las firmas, en particular, cuando las empresas perciben que un cambio es permanente ajustan totalmente sus precios, pero cuando consideran que es transitorio el ajuste de precios que realizan es mucho menor.

Por lo tanto, ante una devaluación, un productor que tiene una importante proporción de insumos importados va a ajustar sus precios en base a su expectativa acerca de la permanencia del shock. Es decir, si estima que la variación del tipo de cambio es temporal solo va a modificar ligeramente precio, lo que significa que si el shock es considerado poco persistente en el tiempo el coeficiente de ERPT será más bajo. Concluyendo con el análisis, el autor propone que economías con inflación baja tienden a tener coeficientes de ERPT menores que aquellas con inflación alta y persistente, ya que en las primeras las expectativas están ancladas, por lo que los agentes económicos generalmente perciben a los shocks de la economía como menos persistentes. Otros autores, como Campa y Goldberg (2002), Caselli y Roitman (2016) y Cardozo et al. (2017), arriban también a resultados en línea con la hipótesis de Taylor de que menores niveles de inflación conducen a coeficientes de ERPT más bajos.

Asimismo, Choudhri y Hakura (2001) señalan que existe fuerte evidencia de que la relación entre pass-through y nivel de inflación promedio es positiva y significativa, aun controlando por diferentes variables macroeconómicas. Por otro lado, demuestran que otras variables como las oscilaciones de la inflación y del tipo de cambio resultan significativas dependiendo del modelo y la muestra que se utilice, mientras que generalmente no lo es el grado de apertura de la economía.

Adicionalmente, Ca' Zorzi et al. (2007) concluyen que no se cumple totalmente la teoría de que países emergentes siempre tienen un coeficiente de ERPT más alto que las economías desarrolladas, ya que estados emergentes con bajos niveles de inflación tienen coeficientes de pass-through tan leves como los de los países desarrollados. También comprueban que economías con niveles de inflación anual inferiores al 10% tienen coeficientes de traspaso de ERPT menores al 10%, mientras que aquellas que poseen niveles de inflación mayores cuentan con un grado de pass-through a precios al consumidor de alrededor del 40%. Además, encuentran que la relación entre pass-through y apertura de la economía es sustancialmente menor y en muchos casos ni siquiera resulta significativa.

Del mismo modo, Bussière y Peltonen (2008) demuestran que, a contramano de lo expuesto por cierta literatura, los niveles de pass-through son similares para países emergentes y países desarrollados. Al mismo tiempo, concluyen que los factores macroeconómicos son mucho más significativos que los microeconómicos a la hora de

explicar los coeficientes de ERPT. En particular, los autores encuentran que países con inflación más alta y volátil tienden a tener niveles de pass-through superiores, mientras que el tamaño de la economía y el grado de diferenciación del producto no resultan estadísticamente significativos.

Por su parte, Aron et al. (2014) comprueban un hecho estilizado frecuentemente estudiado en la literatura, esto es, que los países emergentes tienden a tener niveles similares de ERPT con respecto a los desarrollados, una vez que se controla por inflación. Esta cuestión está en línea con las conclusiones de Taylor (2000), que resalta que las políticas de metas de inflación ayudaron a reducir los niveles de pass-through. Por otro lado, no hallan evidencia de que otras variables como la volatilidad del tipo de cambio y la apertura comercial tengan influencia significativa sobre el nivel de pass-through.

Coincidiendo con el análisis de Taylor, el Banco Central Argentino [BCRA] (2016) demuestra que la correlación entre depreciación e inflación es actualmente menos estrecha y lineal, situación que se evidencia sobre todo en países de baja inflación debido a la aplicación en estos países de políticas monetarias más consistentes que conducen a una mayor estabilidad de precios, lo que genera menos incentivos a las empresas a trasladar depreciaciones del tipo de cambio a los precios. Posteriormente, el BCRA (2018) destaca que los shocks nominales generan coeficientes de ERPT más altos que los de shocks reales, por lo que economías de mayor inflación con amplios shocks nominales tienden a tener coeficientes más altos que aquellas que tienen bajos niveles de inflación debido a que los sistemas de metas de inflación logran anclar las expectativas inflacionarias de los privados.

Para concluir, como se puede observar en los textos examinados anteriormente, la literatura previa coincide en que los países con menores niveles de inflación poseen un mayor anclaje de las expectativas de precios, lo que conduce a ajustes de precios más bajos ante variaciones del tipo de cambio nominal, implicando grados de pass-through menores. En base a los estudios realizados por los diversos autores analizados, se puede comprobar que el nivel de inflación de una economía suele ser un determinante mucho más fuerte a la hora de explicar los coeficientes de ERPT que otras variables, como la apertura comercial, el tamaño de la economía y la volatilidad del tipo de cambio.

2.3. Inflación y crecimiento económico

La relación entre inflación y crecimiento económico ha sido objeto de estudio a lo largo del tiempo. Durante las décadas del 50' y del 60' prevalecía la teoría de la curva de Phillips⁷, por lo que existía una visión de que la correlación entre inflación y producto era positiva. Con el paso de la década del 70' se empezó a comprobar que la relación entre estas dos variables era la inversa, por lo que surgieron diversos autores que trataron de interpretar este nuevo fenómeno.

Friedman (1977) es uno de los principales autores en exponer la existencia de una relación positiva entre inflación y desempleo, con lo cual la relación entre inflación y producto sería negativa. Argumenta que posteriormente a la etapa de la curva de Philips y la estanflación de los años 70'⁸, comenzó un período en el cual se verificaban tanto ascensos de la inflación como crecimiento del desempleo. En opinión de Friedman, la causa de este fenómeno se encuentra en que el dinero en el corto plazo no es neutral⁹, sino que subas no esperadas en los niveles de inflación generan errores transitorios en las predicciones de los agentes económicos, provocando fricciones en los mercados que se traducen en alzas del desempleo. Esta relación directa entre inflación y desempleo implicaría que aumentos en la inflación provoquen disminuciones en el PBI.

Asimismo, Ackley (1978) identifica una gran cantidad de costos que genera la inflación. Por un lado, la misma tiene efectos negativos sobre la demanda agregada, lo que provoca a su vez consecuencias perjudiciales para el nivel de producción. Estas razones afectan a todos los componentes de la demanda agregada, que incluyen: la suba de las tasas de interés debido al incremento de la demanda de saldos monetarios, lo que genera disminuciones en el grado de inversión; la contracción en el nivel de consumo a causa de la reducción en la riqueza real que genera la inflación; un descenso en el gasto público real en virtud de que aumentos de precios no esperados provocan una caída real en los presupuestos que ya están fijados; y disminuciones en las exportaciones reales con motivo del alza de los precios locales. Además de los efectos indirectos a través de la baja en la

⁷ Teoría de Phillips (1958), según la cual existe una relación inversa entre inflación y desempleo, en la cual la política económica puede optar por disminuir el desempleo a costa de un mayor nivel de inflación.

⁸ Situación en el cual se da un aumento de la inflación, pero el nivel de producto se mantiene constante. La explicación a este fenómeno radica en la existencia de una tasa natural de desempleo determinada por factores reales (teoría de la cual el mismo Friedman (1968) es el principal exponente). Esta tasa representa un nivel de desempleo que no puede ser reducido, por lo que políticas expansivas solo traerían aparejadas mayores valores de inflación sin hacer crecer el empleo.

⁹ La neutralidad del dinero es una teoría según la cual cambios en la cantidad de dinero solo tienen efectos sobre las variables nominales, pero no generan modificaciones en las variables reales (Lucas, 1996).

demanda agregada, la inflación tiene consecuencias negativas directas sobre el nivel de producto. En primer lugar, la inflación distorsiona las relaciones de producción: se almacenan una mayor cantidad de inventarios, se construyen plantas y se adquiere equipamiento antes de que sean necesarios, se producen más bienes que servicios y mayor cantidad de bienes durables que no durables y se invierte más en capital físico que en capital humano. Todas estas medidas se basan en que los precios van a ser mayores en el futuro, y conducen a distorsiones en las decisiones que generan imperfecciones y reducciones en los niveles de producto.¹⁰ Adicionalmente, otro efecto negativo de la inflación consiste en que los empresarios invierten una gran cantidad de tiempo en tomar medidas para protegerse de la misma en lugar de centrarse en el proceso productivo. Por otra parte, la inflación genera que se eviten contratos de largo plazo, con lo que se pierden muchos de los beneficios y economías que se posibilitan con este tipo de contratos, además de que se deben invertir más recursos para las frecuentes negociaciones. Por último, la inflación también tiene consecuencias negativas sobre la información de mercado debido a que con los constantes cambios de precios se deben recolectar periódicamente nuevos datos acerca de las transacciones, volviendo menos eficiente al proceso productivo.

Por su parte, Stockman (1981) comprueba una relación de largo plazo negativa entre inflación y producto. Argumenta que cuando un individuo decide invertir más en lugar de consumir, su ingreso futuro adicional solo se puede convertir en mayor consumo futuro a través de los saldos monetarios. Cuanto más alta es la inflación, más costoso resulta mantener esas tenencias de dinero, por lo que se reduce el retorno neto de la inversión. Por lo tanto, la inflación disminuye los niveles de inversión y consecuentemente el stock de capital de largo plazo, actuando como un impuesto implícito a la inversión, lo que a su vez se traduce en menores valores de producción.

En lo referido a resultados empíricos, Fischer (1983) demuestra la existencia de una relación negativa entre inflación y crecimiento económico utilizando una muestra de 53 países a lo largo de las décadas del 60' y del 70'. El autor explica este vínculo exponiendo que el dinero debe ser incluido en la función de producción, lo que elimina su

¹⁰ Cuando la inflación esperada es mayor a la tasa de interés nominal se dificulta mantener el capital de trabajo en moneda local, por lo que estas medidas también están influenciadas por la protección del capital de trabajo.

superneutralidad¹¹ y genera una pérdida de eficiencia en los demás factores productivos cuando hay inflación, manifestando así su influencia negativa sobre el nivel de producción. Posteriormente, Fischer (1993) realiza otro estudio con mayor cantidad de países y un marco temporal más amplio, en el cual nuevamente se corrobora la relación negativa entre inflación y crecimiento económico, debido a que la inflación provoca una reducción en la acumulación de capital y un descenso en la tasa de incremento de la productividad. Adicionalmente, comprueba que la relación negativa entre inflación y crecimiento se verifica aun para niveles de inflación bajos y moderados.

Continuando con los hallazgos empíricos, Barro (1995) realiza una investigación para 100 países durante 30 años y demuestra que, manteniendo todo lo demás constante, mayores niveles de inflación traen aparejados reducciones en el PBI. Si bien la magnitud del vínculo que encuentra no es muy alta (una inflación anual de 10% causa una caída en el PBI real de entre 0,2 y 0,3%), remarca que en el largo plazo los efectos de la inflación resultan muy perjudiciales para el producto, ya que un país que tenga una inflación anual del 10% durante 30 años tendrá una merma en su PBI real de entre 4% y 7%. La principal explicación de esta relación radica en el impacto negativo de la inflación sobre la inversión, puesto que Barro comprueba que niveles anuales de inflación del 10% conllevan una contracción en el grado de inversión de entre el 0,4% y 0,6%.

Como conclusión, se puede notar que actualmente tanto en la práctica como en la teoría se considera que la inflación afecta negativamente al nivel de producción de la economía de largo plazo, principalmente debido a que provoca caídas en la inversión.

¹¹ Teoría según la cual cambios en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria no provocan modificaciones en las variables reales (Sidrauski, 1967).

3. Marco metodológico

Una vez descripto el marco histórico, se analizará el desarrollo de dos de las principales variables macroeconómicas para los países bajo estudio: el nivel de inflación y la producción. Como medida de la inflación se manejará la evolución del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de cada país y para cuantificar la producción se utilizará el PBI medido a precios constantes¹². La investigación se realizará para los países de América del Sur y México. Se dividirá a los estados en dos grupos: economías del Atlántico, compuestas por Argentina, Brasil y Uruguay; y las del Pacífico y el Centro, integradas por Bolivia, Chile, Colombia, México, Paraguay y Perú.¹³ El objetivo de esta división es demostrar que tras la crisis del 2008 el desempeño económico de los países del Atlántico fue sustancialmente inferior al de las otras economías de Latinoamérica, lo que se observará principalmente en índices más altos de inflación y también en niveles de crecimiento real más bajos. Como se verificará posteriormente, Argentina Brasil y Uruguay tuvieron valores de inflación mayores que el de los otros 6 países bajo estudio, por lo que se intentará comprobar la hipótesis de Taylor (2000) de que países con niveles superiores de inflación tienen coeficientes de pass-through mayores.

Luego, se procederá a realizar la estimación de los coeficientes de ERPT de corto y largo plazo para los países seleccionados, mediante la aplicación de una regresión econométrica. En base a la literatura estudiada, se seguirán las pautas del trabajo de Aguirre y González Padilla (2018), dada su facilidad para extraer conclusiones económicas utilizando una metodología simple.

Los autores, que a su vez se basan en las investigaciones de Campa y Goldberg (2002) y Ghosh (2013), realizan una regresión en dos etapas, en la primera de las cuales miden los coeficientes de pass-through de corto y largo plazo utilizando las siguientes ecuaciones:

$$\Delta \log_precios_{k,t} = \beta_0 + \sum_{j=0}^4 \beta_{1j} \Delta \log_tc_{k,t-j} + \sum_{j=0}^4 \beta_{2j} \Delta \log_pbi_{k,t-j} + \sum_{j=0}^4 \beta_{3j} \Delta \log_precios_externos_{k,t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_{4j} \Delta \log_precios_{k,t-j} + \epsilon_{kt} \quad (1)$$

¹² Se utiliza el PBI medido en precios constantes en lugar de precios corrientes para que su evolución refleje solamente aumentos en la producción y no generados por incrementos en los precios, esto quiere decir que se trabaja con el PBI real en lugar del nominal.

¹³ No se incluyen en el segundo grupo a Ecuador y Venezuela. Ecuador fue omitido en el análisis debido a que, a partir del año 2000, y durante todo el período bajo estudio dispuso al dólar norteamericano como su moneda de curso legal, renunciando al uso del Sucre, la que fuera su moneda local, por lo que su tipo de cambio depende del de Estados Unidos. En cuanto a Venezuela, no fue incluida en la investigación por causa de su proceso hiperinflacionario que distorsionaría los resultados obtenidos.

$$\text{ERPT de largo plazo} = \frac{\sum_{j=0}^4 \beta_{1j}}{1 - \sum_{j=1}^4 \beta_{4j}} \quad (2)$$

En donde:

$\Delta \log_precios_{k,t}$ representa la variación logarítmica en los precios para el país k en el momento t, es decir, el grado de inflación.

$\Delta \log_tc_{k,t-j}$ constituye la diferencia logarítmica en el tipo de cambio para el país k en el momento t menos j, esto es, el grado de depreciación de la moneda.

$\Delta \log_pbi_{k,t-j}$ representa la variación logarítmica en el producto bruto interno del país k en el momento t menos j, en otros términos, el nivel de crecimiento de la economía. Esta variable es utilizada como proxy de las presiones de la demanda local sobre los precios.

$\Delta \log_precios_externos_{k,t-j}$ constituye la diferencia logarítmica en los precios del extranjero en el momento t menos j, es decir, el nivel de inflación externa. Esta variable es agregada como un proxy de los costos de mercado extranjeros.

La regresión precedente se utilizará para calcular el coeficiente de pass-through de corto y largo plazo. El coeficiente de ERPT de corto plazo se definirá como el β_1 obtenido en la ecuación 1, mientras que el de largo plazo vendrá dado por la fórmula de la ecuación 2.

Prosiguiendo con las pautas de los autores seleccionados, se utilizó una metodología de datos de panel¹⁴, lo que implica que las variables se agruparon por país, uno a continuación del otro, primero a nivel general y luego por los grupos de estudio seleccionados (Atlántico y Pacífico y centro).

3.1. Datos

Se utilizarán las variables consideradas por Aguirre y González Padilla (2018) a fin de mantener la consistencia con la regresión econométrica aplicada en esa investigación. Asimismo, para el análisis de regresión se emplearon datos trimestrales para todas las

¹⁴ En un modelo de datos de panel las observaciones varían en el corte transversal y también a lo largo del tiempo.

variables, comenzando en el primer trimestre del año 2009 y finalizando en el último de 2018.¹⁵

3.1.1. Precios

Para medir la evolución de los precios se considerará el Índice de Precios al Consumidor de cada país. Dado que en la presente regresión no se utilizarán los niveles de las variables sino su diferencia logarítmica, lo que se está midiendo es la magnitud de inflación para cada economía.

La serie de datos de precios fue elaborada a partir de la información publicada por el Fondo Monetario Internacional (FMI) para todos los países exceptuando a Argentina.

La serie correspondiente a Argentina fue construida en base a distintas fuentes debido a la intervención del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) ocurrida en el año 2007, a partir de lo cual se suele considerar que los índices de inflación publicados por esa entidad subestimaban el aumento real de los precios de la economía. Por cuestiones metodológicas sería preferible contar con una sola serie de precios, pero ante esta situación se procedió a empalmar distintas series a fin de construir una sola unificada. En esta serie se utilizaron los datos correspondientes al IPC divulgados por la Consultora Buenos Aires City para el período 2009-2010. A partir de 2011 se inició la difusión del IPC Congreso, por lo que se emplea esa información hasta abril de 2016, momento en el cual el INDEC retomó su publicación del IPC GBA¹⁶. Finalmente, desde 2017 el INDEC comenzó a publicar el IPC nacional, por lo que a partir de entonces se utilizan esos datos en lugar del IPC GBA, dada su mayor representatividad de la situación de precios a nivel país, ya que no solamente incluye los valores del Gran Buenos Aires, sino los de todo el territorio nacional.

3.1.2. Tipo de cambio

El tipo de cambio se definirá como la cantidad de moneda local necesaria para comprar una unidad de dólar estadounidense. Teniendo en cuenta que en el presente trabajo no se

¹⁵ Dado que en la regresión se consideran las diferencias de las variables en lugar del valor de las mismas y que se agregan hasta 4 rezagos para la mayoría de las variables, las series de datos utilizadas comienzan en el último trimestre del 2007, a efectos de que sea posible calcular la diferencia del cuarto rezago de las variables en el primer trimestre del 2009.

¹⁶ Correspondiente a los precios del Gran Buenos Aires.

utiliza el nivel de tipo de cambio sino su variación, lo que se está midiendo es la depreciación o apreciación de la moneda respectiva de cada país.

La serie de datos de tipo de cambio fue construida a partir de la información publicada por el Fondo Monetario Internacional.

3.1.3. Producto Bruto Interno

Para medir la producción se utilizará el Producto Bruto Interno (PBI) de cada país. Dado que el Producto Bruto Interno está influenciado por los aumentos de precios se trabajará con el PBI a precios constantes, es decir, el PBI real.¹⁷ Se considerará el PBI medido en moneda local para cada economía a precios constantes del año base calculado por cada país. El hecho de que se utilicen distintos años base y que se mida al producto en la moneda doméstica de cada economía no afecta al análisis, ya que no se está trabajando con los niveles de PBI, sino con su variación, por lo que se está comparando el crecimiento real de cada economía.

La serie de datos de PBI fue construida a partir de la información publicada por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

3.1.4. Precios externos

Para medir los precios externos se usará el Índice de precios de importación de Estados Unidos.¹⁸ Dado que se utilizará el mismo índice para todas las economías, no van a existir diferencias para el valor de esta variable entre los distintos países incluidos en la regresión.

La serie de datos de precios externos fue construida a partir de la información publicada por el Fondo Monetario Internacional.

¹⁷ Cuando se trabaja con el PBI a precios corrientes, la medición del producto esta sesgada por la inflación, ya que puede suceder que existan aumentos en el PBI que se deban exclusivamente a subas en los precios en lugar de crecimientos en la producción, debido a que en este caso se estarían utilizando variables nominales. Por el contrario, en el presente trabajo se considera el PBI medido a precios constantes, esto quiere decir que se selecciona un año que será utilizado como año base y se mide el PBI empleando siempre esos precios fijos, por lo que los cambios de las variables se deberán exclusivamente a modificaciones en el nivel de producción, en otros términos, se está trabajando con la variable real en lugar de la nominal.

¹⁸ Se utiliza el Índice de precios de importación de Estados Unidos para medir los precios externos con el fin de mantener la coherencia de la metodología aplicada, ya que todas las variables empleadas son las utilizadas en el trabajo de Aguirre y González Padilla (2018).

4. Contexto histórico

4.1. Crisis del 2008

La llamada crisis del 2008 constituye una de las peores crisis desde la Gran Depresión de los años 30'. El punto crítico de la misma transcurrió el 15 de septiembre de 2008 con la caída del banco de inversión Lehman Brothers, y tuvo su origen en el mercado inmobiliario estadounidense, para luego trasladarse al sector bancario del mismo país y finalmente transmitirse a la economía real y al resto del mundo.

Si bien generalmente se asocia esta crisis al año 2008, los causales de la misma llevaban varios años desarrollándose. Krugman (2008) describe que el boom inmobiliario ya había mostrado señales de desaceleración durante el 2005, pero esta situación no era percibida por el mercado, por lo que durante ese año los precios de las viviendas continuaron subiendo. Llegado el año 2006, los precios de los inmuebles finalmente comenzaron a disminuir, lo que trajo aparejado el aumento de los índices de default en los pagos de las hipotecas, ya que con la baja de los precios de la vivienda los deudores no podían pagar la totalidad del crédito mediante la venta de la propiedad. Este default en el pago de los créditos hipotecarios no solo representa un perjuicio para el prestatario, sino también para quien otorga el crédito, puesto que por diversos costos administrativos y legales el mismo recupera un valor muy inferior al monto prestado. No obstante, los prestamistas solían vender los créditos a los bancos, quienes a su vez armaban conjuntos de hipotecas para formar obligaciones de deuda colaterales (CDOs, por sus siglas en inglés) y vendían estos activos a los inversores, con lo que la crisis se transmitió del sector inmobiliario hacia el bancario. De esta manera, cuando los numerosos prestatarios de alto riesgo incumplieron sus pagos de créditos hipotecarios, el sector bancario entro igualmente en crisis, dado que la baja en el precio de los activos perjudicó sus balances, lo que a su vez provocó que se desprendan de estos activos, reforzando así la disminución de su valor y generándose un círculo vicioso.

En su intento por evitar la crisis, el banco central de Estados Unidos (FED, por sus siglas en inglés), redujo ampliamente las tasas de interés. Sin embargo, según Krugman esta medida no tuvo prácticamente efecto dado que la FED se encontraba en una trampa de liquidez, en la cual la política monetaria había perdido su influencia en la economía real. En cuanto a las primeras consecuencias de la crisis en la economía real, la caída en los precios de las propiedades produjo un aumento del desempleo por la baja en la actividad

del sector de la construcción. Esta cuestión, sumada al acceso mucho más restringido al crédito, trajo aparejada una fuerte reducción en el grado de consumo, afectando así gravemente al nivel de actividad general.

Distintos autores han intentado explicar las razones de la crisis. Stiglitz (2010) resalta los errores cometidos por la FED, en especial el haber subestimado la situación y el no darse cuenta de que se estaba formando una burbuja en el mercado inmobiliario que podría explotar fácilmente cuando subiesen las tasas de interés. Además, señala que las transacciones de derivados financieros tuvieron un importante rol en la propagación de la crisis, ya que generaron una mayor interdependencia entre las instituciones financieras.

En opinión de Stiglitz, la principal causa de la crisis fue la falla de los mercados financieros a la hora de asignar apropiadamente los capitales, debido a que, ya sea por comportamientos imprudentes o por la falta de los correspondientes análisis de riesgo, se otorgaban sistemáticamente préstamos a individuos cuya probabilidad de default era extremadamente alta. No obstante, destaca que hubo también un error por parte de los gobiernos por no haber controlado apropiadamente a los mercados financieros, dado su largo historial de fallas. De igual forma, remarca el papel de las calificadoras de riesgo, las cuales fracasaron debido a incentivos defectuosos y a su propia incompetencia, y de la securitización de activos, que contribuye a crear asimetrías de información y consecuentemente problemas de riesgo moral. El problema de los incentivos distorsionados estaba igualmente presente en las instituciones financieras, a causa de que se fomentaba excesivamente la visión de corto plazo y la toma de riesgos y se pagaban bonos de desempeño en base a los retornos sin tener en cuenta el riesgo de los mismos. Esta cuestión era especialmente evidente en las instituciones “demasiado grandes para caer”, ya que se apropiaban de las ganancias por tomar riesgos, pero ante eventuales fallas serían los contribuyentes quienes asumiesen la pérdida. Finalmente, Stiglitz expresa que, a pesar de la responsabilidad del sistema financiero, las instituciones financieras simplemente se dedicaban a perseguir su propio beneficio sin que este coincida con el bienestar social, por lo que es necesario introducir las regulaciones apropiadas para que se alineen los incentivos privados y sociales.

Por otro lado, Acemoglu (2009) destaca las lecciones que se pueden aprender de la crisis. El primer punto que subraya es la necesidad de abandonar las teorías acerca de que la volatilidad económica había terminado y reemplazarlas por modelos que tengan en cuenta

y analicen las causas de la volatilidad en los mercados. Otra cuestión que resalta es el hecho de no confundir mercados libres con mercados no regulados, ya que el hecho de que un mercado sea libre no implica que no se puedan introducir instituciones regulatorias a fin de evitar potenciales crisis. Una tercera lección que remarca es que resulta necesario evitar que las empresas grandes se auto monitoreen, considerando que a pesar de que tengan una buena reputación los controles son realizados por individuos que habitualmente tienen fuertes incentivos a comportarse de forma riesgosa. Para concluir, Acemoglu destaca que la crisis no se dio por fallas del capitalismo o en los mercados libres, sino por errores de mercados insuficientemente regulados.

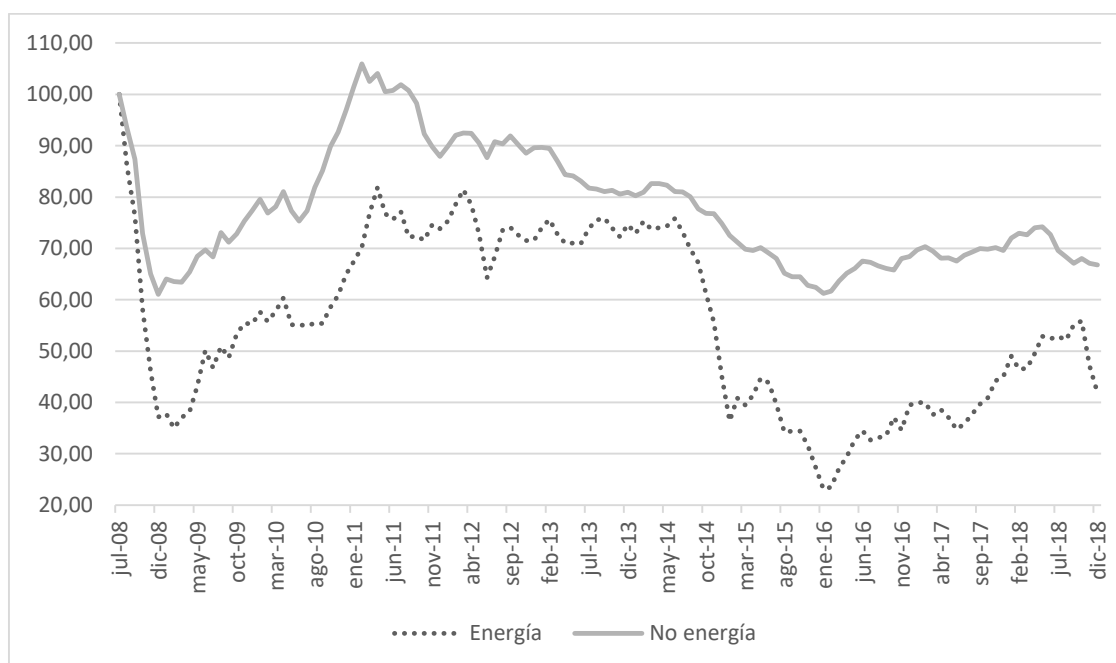
Más allá de la crisis en Estados Unidos, posteriormente la misma se trasladó a todo el mundo, dado el alto nivel de globalización financiera, gracias al cual los inversores de cualquier país tenían una importante proporción de sus carteras en activos de otros países. Al momento de la crisis los privados de las economías emergentes llevaban muchos años endeudándose con países desarrollados con bajas tasas de interés como Japón. Una vez que estalló la crisis, los capitales dejaron de fluir, por lo que se desplomó el valor de las monedas de los países emergentes, ya que los capitales dejaron de entrar a sus economías. Además, dado que los capitales dejaron de salir de los países hasta ese momento prestamistas (como Japón), sus monedas (como el yen) comenzaron a apreciarse, lo que agravó aún más la situación de las economías emergentes, que estaban fuertemente endeudadas con estos países. Sumado a esto, los estados emergentes se vieron perjudicados por la caída en los términos del intercambio¹⁹ producida por la baja en los precios de los commodities, lo que afectó especialmente a las economías latinoamericanas, dado que la exportación de materias primas constituye una de sus principales fuentes de crecimiento. Estas dos cuestiones, la reducción en los términos del intercambio y la interrupción de la llegada de capitales extranjeros, provocaron que la crisis tenga efectos particularmente significativos en los años sucesivos en los países de Latinoamérica.

¹⁹ Los términos del intercambio se definen como el cociente entre los precios de exportación de un país y sus precios de importación.

4.2. Evolución del precio de commodities (2008-2018)

Para ilustrar el mencionado efecto de la crisis del 2008 en los precios de los commodities, a continuación se exhibe el Gráfico 1, que refleja la evolución de los mismos.²⁰

Gráfico 1: Evolución mensual del precio de commodities (jul-08 = 100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Mundial.

Los commodities del Gráfico 1 están divididos en dos grupos: Energía, que incluye carbón, petróleo crudo y gas natural, y No energía, que abarca productos agrícolas, metales no preciosos y minerales y fertilizantes. Como se puede notar, la tendencia en los precios de los commodities tras la crisis del 2008 se orienta fuertemente a la baja. En los primeros meses luego del estallido de la crisis, los mismos se redujeron hasta tocar mínimos en febrero de 2009, con una contracción para los productos de energía de alrededor del 40%, mientras que para el caso de los bienes no energéticos se produjo un descenso de casi el 25%. Posteriormente se dio una recuperación que se mantuvo hasta mediados de 2011, momento en el cual se retoma la tendencia a la baja durante el resto del período analizado. Al final de la etapa estudiada, es decir en diciembre de 2018, los precios del rubro Energía representaban un 42% de los obrantes en julio de 2008, mientras que para la categoría No energía sufrieron una disminución del 33%.

²⁰ Dado que la crisis comenzó a afectar los precios de los commodities ya en el año 2008, se utilizará como base julio de 2008 en lugar de diciembre, dado que a partir de ese mes es cuando se da el drástico descenso en los mismos.

Esta situación produjo un efecto negativo en los países de América Latina en general y en las economías del Atlántico en particular, ya que las mismas se orientan fuertemente a la exportación de productos agrícolas, con lo que la crisis deterioró sustancialmente sus términos del intercambio.

4.2.1. Evolución mensual de los precios de commodities exportados por Argentina (2008-2018)

A fin de poder comprender con mayor detalle el impacto en los precios de los commodities para Argentina, el Gráfico 2 a continuación muestra el Índice de Materias Primas elaborado por el Banco Central de la República Argentina:²¹

Gráfico 2: Evolución mensual de los precios de materias primas exportadas por Argentina (jul-08 = 100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de la República Argentina.

El Gráfico 2 exhibe la evolución en el Índice de Precios de Materias Primas (IPMP), elaborado por el Banco Central para analizar las fluctuaciones en los precios de los

²¹ Se utiliza como base julio de 2008 por la misma razón enunciada en la nota al pie precedente.

principales productos primarios exportados por nuestro país. El IPMP refleja el promedio ponderado de los tres rubros en los que se divide el índice: Agropecuario (que incluye soja, aceite de soja, pellets de soja, maíz, trigo, carne y cebada), Metales (que comprende aluminio, acero, cobre y oro) y Petróleo.

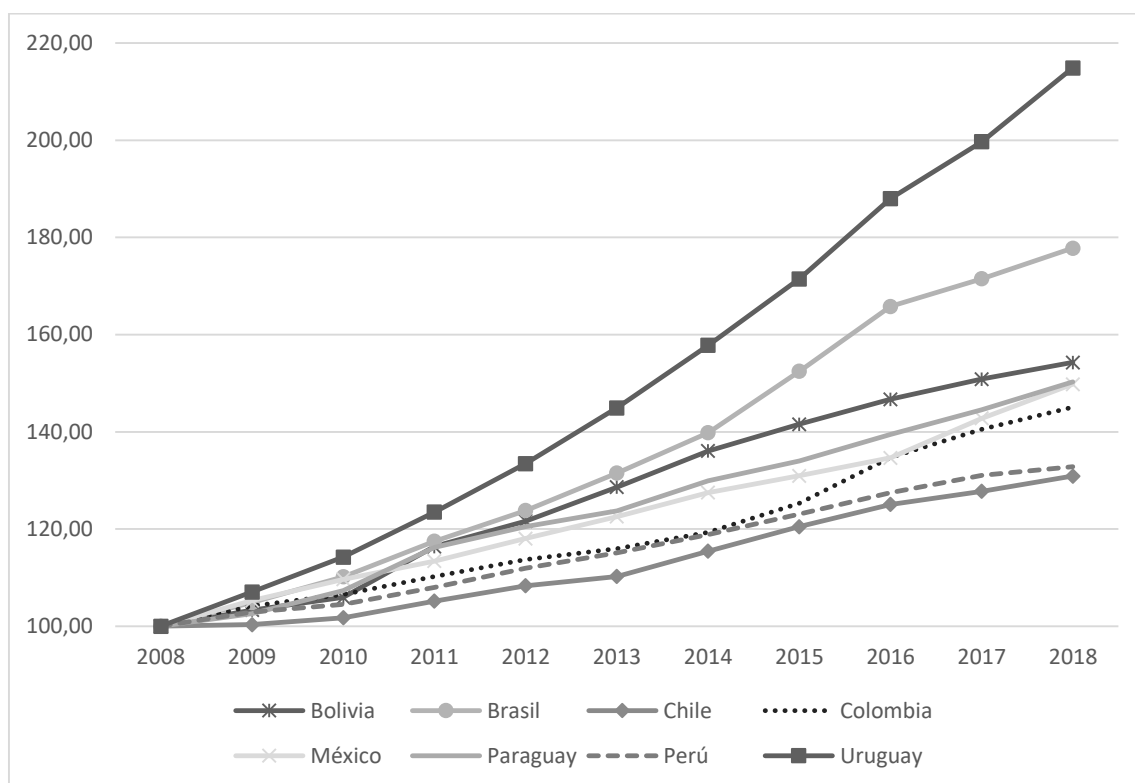
Como se puede notar, Argentina se vio muy perjudicada por la caída de precios en los commodities tras la crisis del 2008. La reducción durante el período seleccionado fue del 18% para metales y del 58% para el petróleo. Sin embargo, aunque estos dos rubros estén incluidos en el índice, su influencia es escasa ya que el principal componente es el rubro agropecuario, cuyos precios cayeron casi un 39% entre julio de 2008 y diciembre de 2018, cifra casi idéntica al descenso en el IPMP general, que fue del 38%. Siendo que Argentina es un país que depende considerablemente de sus exportaciones agrícolas, tanto por su impacto en el nivel de actividad como por su capacidad para obtener divisas, el contexto externo posterior a la crisis del 2008 (y durante todo el período bajo estudio, 2008-2018) tuvo grandes repercusiones negativas para la economía de nuestro país.

4.3. Evolución del nivel de inflación en países seleccionados (2009-2018)

Tal como fue descripto en el marco metodológico, para continuar la investigación se procedió a estudiar la evolución del nivel de inflación anual para las economías bajo análisis durante el período seleccionado.²²

²² Utilizando los índices que reflejan la inflación real argentina (ver sección marco metodológico) se obtienen valores extremadamente superiores a los del resto de los países, por lo que se decidió omitir a ese país en el Gráfico 3, ya que desnaturalizaría su escala.

Gráfico 3: Evolución anual del índice de precios al consumidor por país (2008=100)

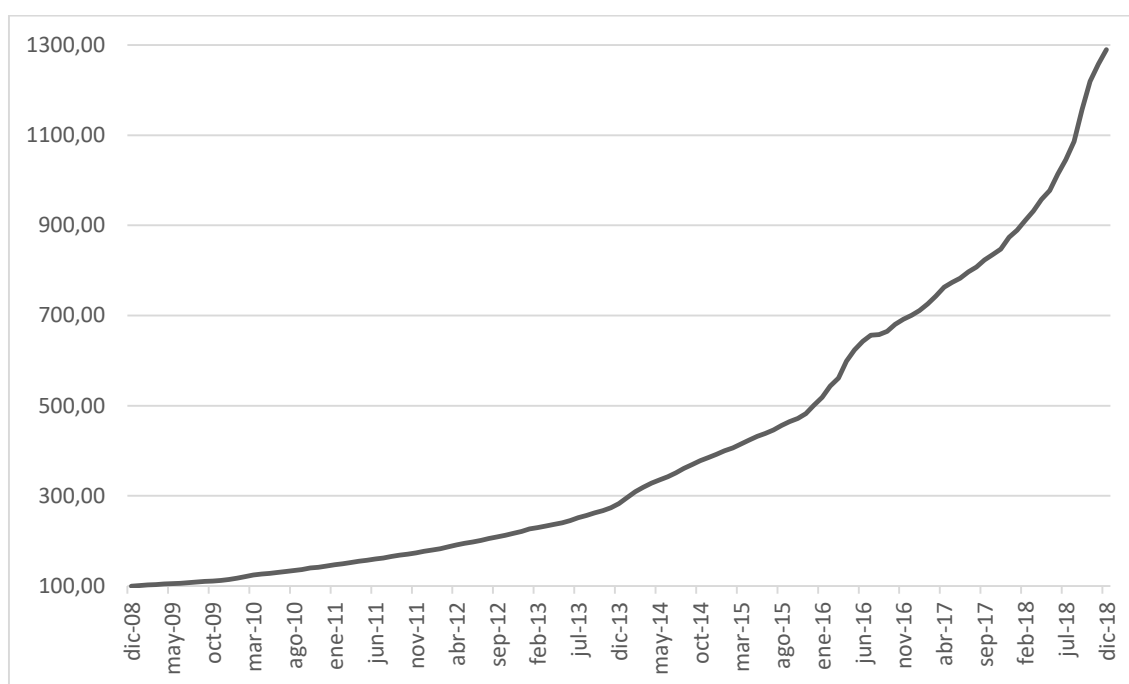


Fuente: Elaboración propia en base a datos del Fondo Monetario Internacional.

Como se puede deducir del Gráfico 3, el aumento en el nivel de precios al consumidor fue muy desigual entre las distintas economías latinoamericanas. La principal conclusión que se obtiene consiste en que los países del Atlántico tuvieron niveles de inflación muy superiores a los del resto de los países analizados, con una variación para Uruguay de 114,87% para el final del período y del 77,79% para Brasil, en comparación a un promedio de 43,85% para los otros 6 países.

Seguidamente se muestra la evolución de la inflación para el período seleccionado en Argentina, que no fue incluida en el Gráfico 3 por cuestiones de escala.

Gráfico 4: Evolución mensual de la inflación argentina (dic-08 = 100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos, por la Consultora Buenos Aires City y el IPC Congreso.²³

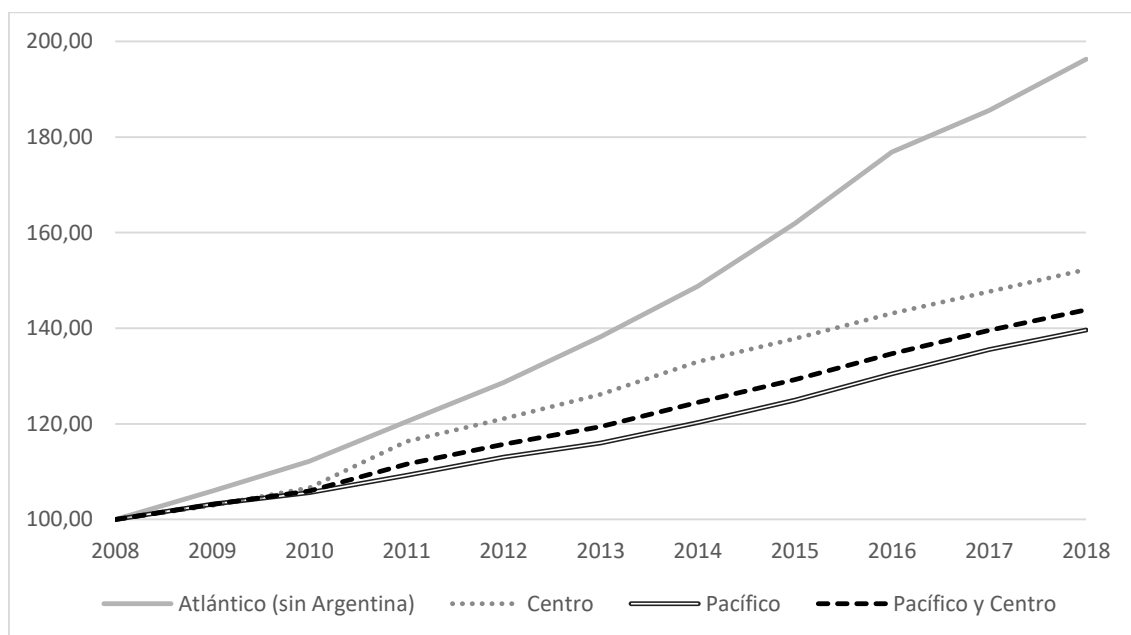
En el Gráfico 4 se puede apreciar con mayor claridad la gravedad del problema de la inflación en Argentina. Durante el período bajo estudio, el aumento total de precios fue del 1190%, ubicándose muy lejos del resto de los valores de Latinoamérica analizados. Esta cuestión evidencia la dificultad de controlar la suba de precios en nuestro país, a pesar de que la mayoría de las economías emergentes han logrado superar este problema, con índices de inflación mucho más aceptables.

A fin de poder interpretar el nivel de inflación por zona geográfica con mayor facilidad, seguidamente se muestra el promedio simple anual de la inflación en las regiones previamente mencionadas.²⁴

²³ Para un mayor detalle acerca de la elaboración de la serie ver la sección Marco metodológico.

²⁴ Argentina no fue incluida en el Gráfico 5 debido al motivo expuesto en la nota al pie N° 22.

Gráfico 5: Evolución del índice de precios al consumidor por grupo de países (promedio simple anual, 2008=100)



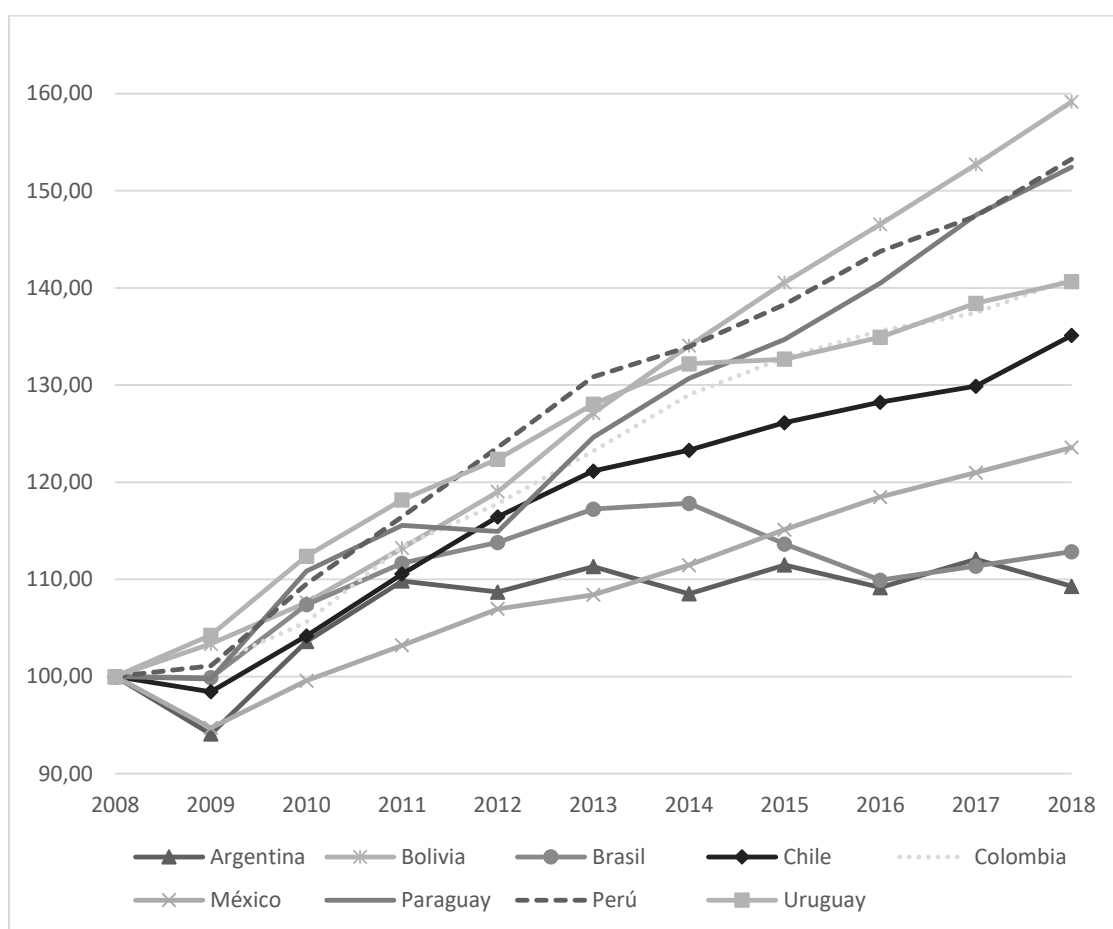
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Fondo Monetario Internacional.

El Gráfico 5 evidencia que la región atlántica tuvo una inflación muy superior a la del centro y la del Pacífico. Aun sin Argentina, que elevaría notablemente el índice, las economías del Atlántico tuvieron un aumento promedio del 96,33%, en comparación al 52,27% de la zona centro y el 39,64% del de la zona del Pacífico, lo que representa un promedio simple de 43,85% de inflación para las otras 6 economías.

4.4. Evolución del PBI real en países seleccionados (2009-2018)

Prosiguiendo con el estudio, se analizará el desempeño económico de los países seleccionados de América Latina en los años posteriores a la crisis.

Gráfico 6: Evolución anual del PBI real por país (2008 = 100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

Como se puede observar en el Gráfico 6, el crecimiento real de los países latinoamericanos postcrisis fue muy dispar. Argentina fue el país que presentó peores tasas de crecimiento, ya que durante el período analizado su incremento del PBI real fue del 9,29%, comparado con una suba promedio de casi 40% para los otros ocho países. Adicionalmente, si se tienen en cuenta las cifras per cápita, se obtiene que Argentina tuvo una recesión del 1,1% entre los años mencionados²⁵. En el otro extremo, Bolivia fue la economía con mejor tasa de expansión, en vista de que en la década estudiada presentó un aumento real del 59,16%.

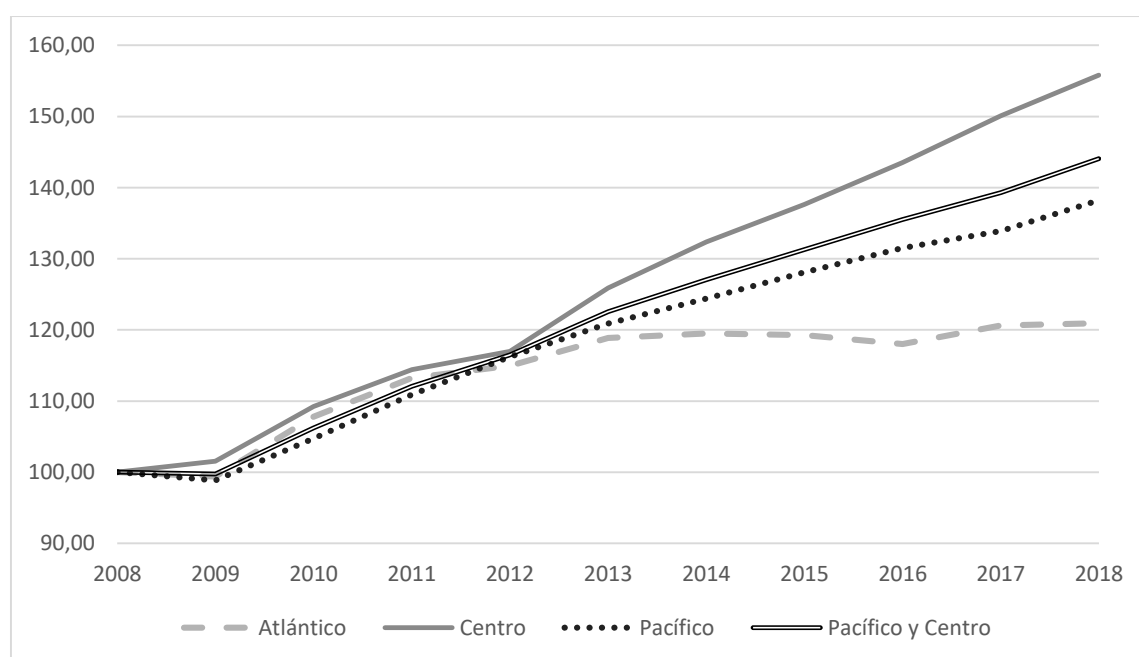
Por otra parte, el Gráfico 6 refleja la desigual evolución económica que tuvieron las distintas zonas geográficas, siendo la región de los países del Atlántico la que tuvo el peor desempeño. Esto se puede apreciar en el estancamiento argentino y en el hecho de que

²⁵ Los datos relacionados a la evolución del PBI real per cápita también fueron extraídos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

Brasil fue el segundo país que menos creció en el período bajo estudio, con apenas un incremento total del 12,84% en el PBI real, muy lejos de la evolución del resto de Latinoamérica. Por su parte, Uruguay tuvo un desarrollo mucho mejor que los dos países mencionados, pero no es tan bueno al compararlo con el resto, ya que tan solo supera en este período a México y Chile, que fueron, a excepción de Argentina, las dos economías que más se redujeron en el primer año después de la crisis.²⁶

Para poder analizar el desempeño de las distintas regiones con mayor claridad, en el Gráfico 7 se expone el promedio simple de crecimiento anual entre los países de la misma zona, estas son: Atlántico (Argentina, Brasil y Uruguay) y el centro (Bolivia y Paraguay) y Pacífico (Chile, Colombia, México y Perú).

Gráfico 7: Evolución del PBI real por grupo de países (Promedio simple anual, 2008 = 100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

En el Gráfico 7 se puede percibir lo enunciado anteriormente acerca del pobre desarrollo de la zona del Atlántico, con un crecimiento promedio de estas tres economías al final del período bajo estudio del 20,93%. Esta cifra es muy inferior a la de las otras dos zonas,

²⁶ Especialmente México tuvo una profunda recesión en el 2009 (-5,3%, según datos de la CEPAL), debido a su fuerte relación comercial con el país epicentro de la crisis, Estados Unidos.

con un crecimiento real del 38,22% para la zona del Pacífico y del 55,79% para la del Centro, lo que representa un aumento promedio total del 44,08% para los 6 países.²⁷

Como conclusión general, todos los datos analizados permiten determinar que los países del Atlántico tuvieron un desempeño macroeconómico inferior al de las otras dos regiones en los años posteriores a la crisis, tanto a nivel de la evolución de los precios como en lo referido al crecimiento real.

²⁷ El crecimiento del área del Pacífico se encuentra alejado del de la zona del centro principalmente debido al pobre desempeño de la economía mexicana en los primeros años del período.

5. Estimación del ERPT en países seleccionados (2009 - 2018)

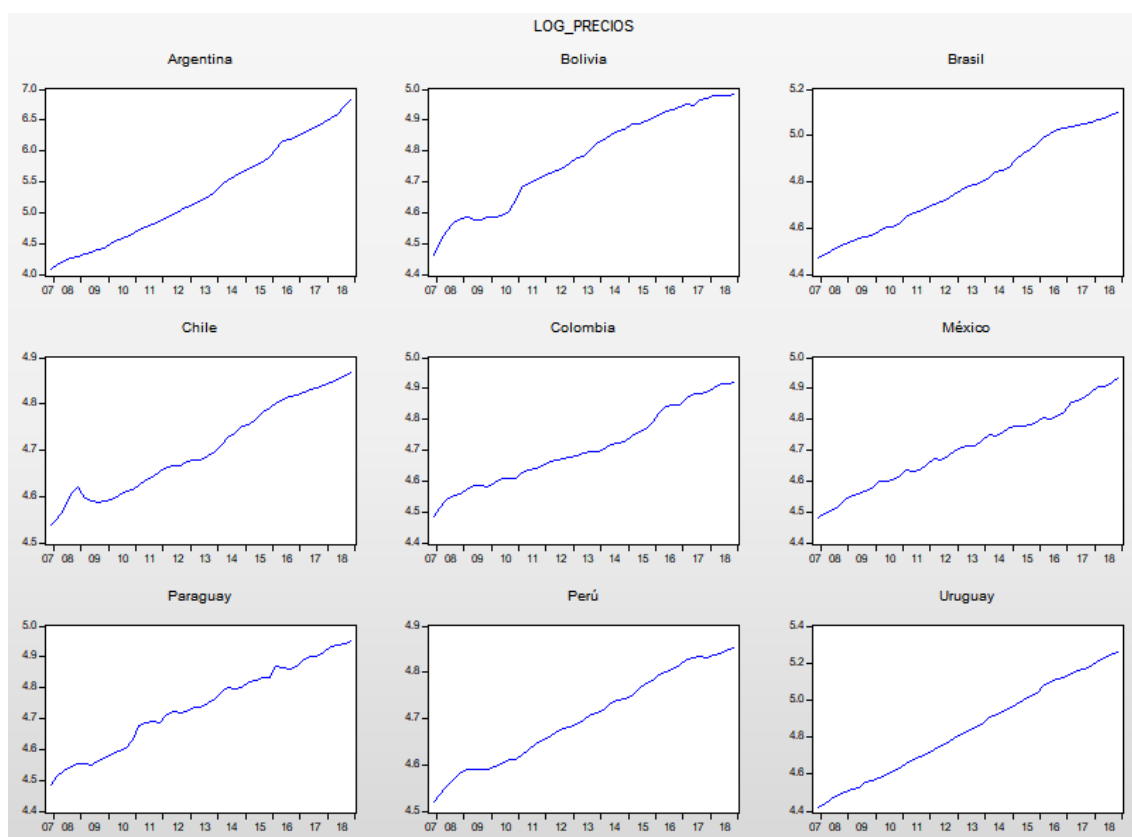
5.1. Análisis de variables utilizadas en la regresión

Para realizar la estimación del efecto pass-through de corto y largo plazo se procedió a aplicar la regresión econométrica planteada en la sección marco metodológico.

Como primer paso se graficaron las variables incluidas en el estudio utilizando el software EViews. A continuación, se exhiben los resultados obtenidos²⁸.

5.1.1. Precios

Figura 1: Gráfica en EViews de la variable log_precios



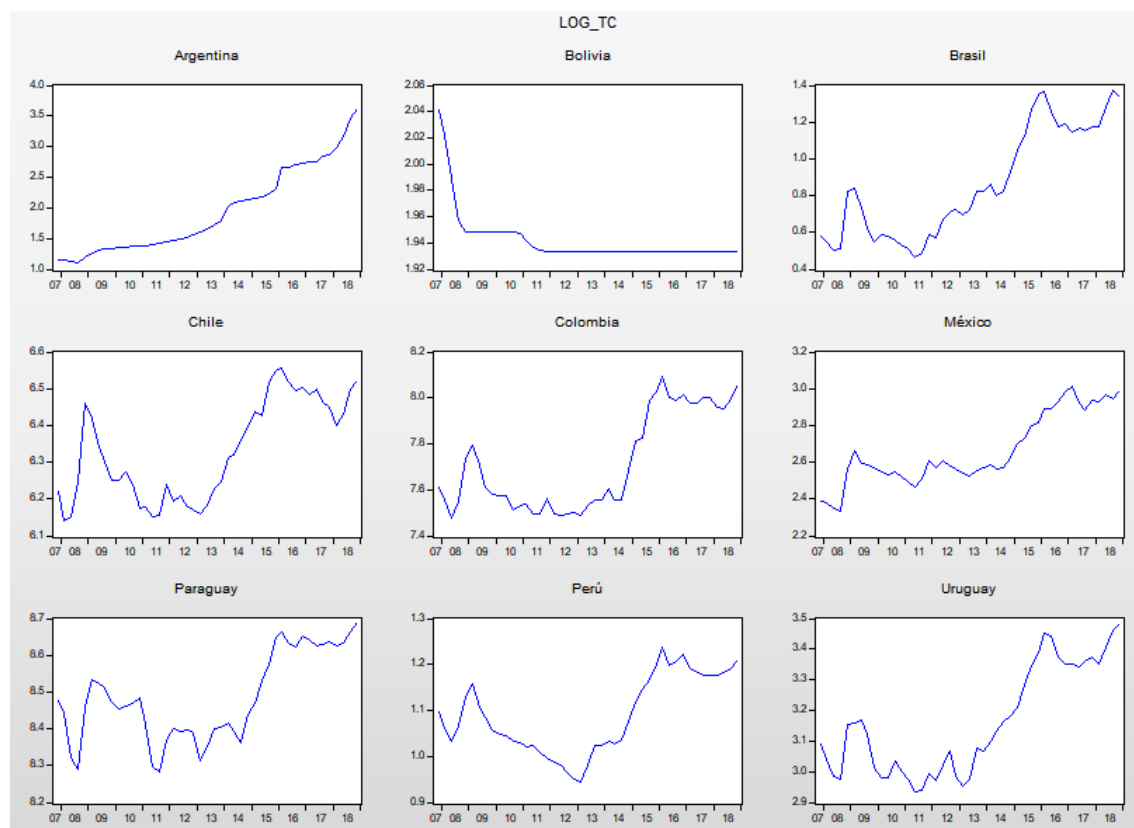
En la Figura 1 se puede notar lógicamente una tendencia ascendente en todos los países, ya que, aunque tengan una mayor o menor magnitud, todas las economías estudiadas presentan niveles positivos de inflación. No obstante, como ya se analizó previamente, el grado de inflación en los distintos países fue muy dispar, con aumentos del IPC más altos para las economías del Atlántico. Esto se puede percibir en la Figura 1 por el hecho de que, aunque todas las series fueron construidas con un índice de 100 para el 2010, tanto

²⁸ Se muestran los gráficos correspondientes a los niveles de las variables, pero para la regresión se utilizaron las diferencias de las mismas con hasta 4 rezagos.

Argentina como Brasil y Uruguay, requieren de escalas más amplias a la hora de graficar sus series, lo que evidencia sus mayores niveles de inflación en comparación con el resto de los países examinados.

5.1.2. Tipo de cambio

Figura 2: Gráfica en EViews de la variable \log_tc ²⁹



En la Figura 2 se puede percibir que, con excepción de Argentina y Bolivia, el resto de los países tuvo una tendencia similar en la evolución de su tipo de cambio. Sin tener en cuenta a las dos economías mencionadas, los otros 7 países se caracterizaron por una fuerte apreciación inicial de sus monedas durante la crisis del 2008, que luego se revirtió rápidamente con una considerable depreciación en relación al dólar estadounidense. Posteriormente se da una paulatina e irregular apreciación de las monedas locales para finalmente invertirse esta tendencia en los últimos años del período bajo análisis.

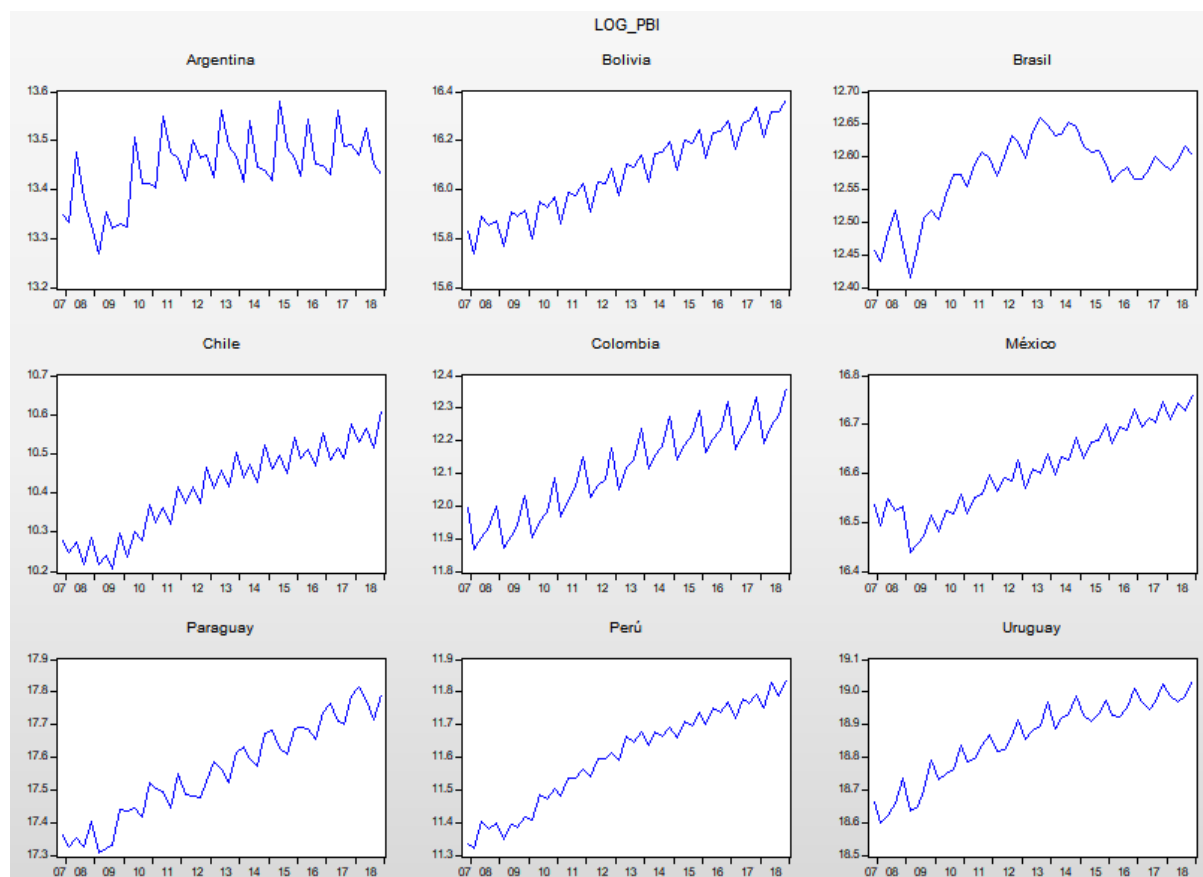
Por otra parte, Argentina y Bolivia tuvieron un comportamiento distinto al mencionado previamente y diametralmente opuesto entre sí; mientras que Bolivia tuvo una

²⁹ El tipo de cambio se mide como la cantidad de moneda local necesaria para comprar un dólar estadounidense, por lo que descensos en la Figura 2 representan apreciaciones de la moneda doméstica, y las subas, depreciaciones.

apreciación inicial de su moneda para luego mantenerse constante durante todo el período, Argentina sufrió una depreciación de su moneda que no se interrumpió nunca en el período estudiado.

5.1.3. Producto bruto interno

Figura 3: Gráfica en EViews de la variable \log_pbi

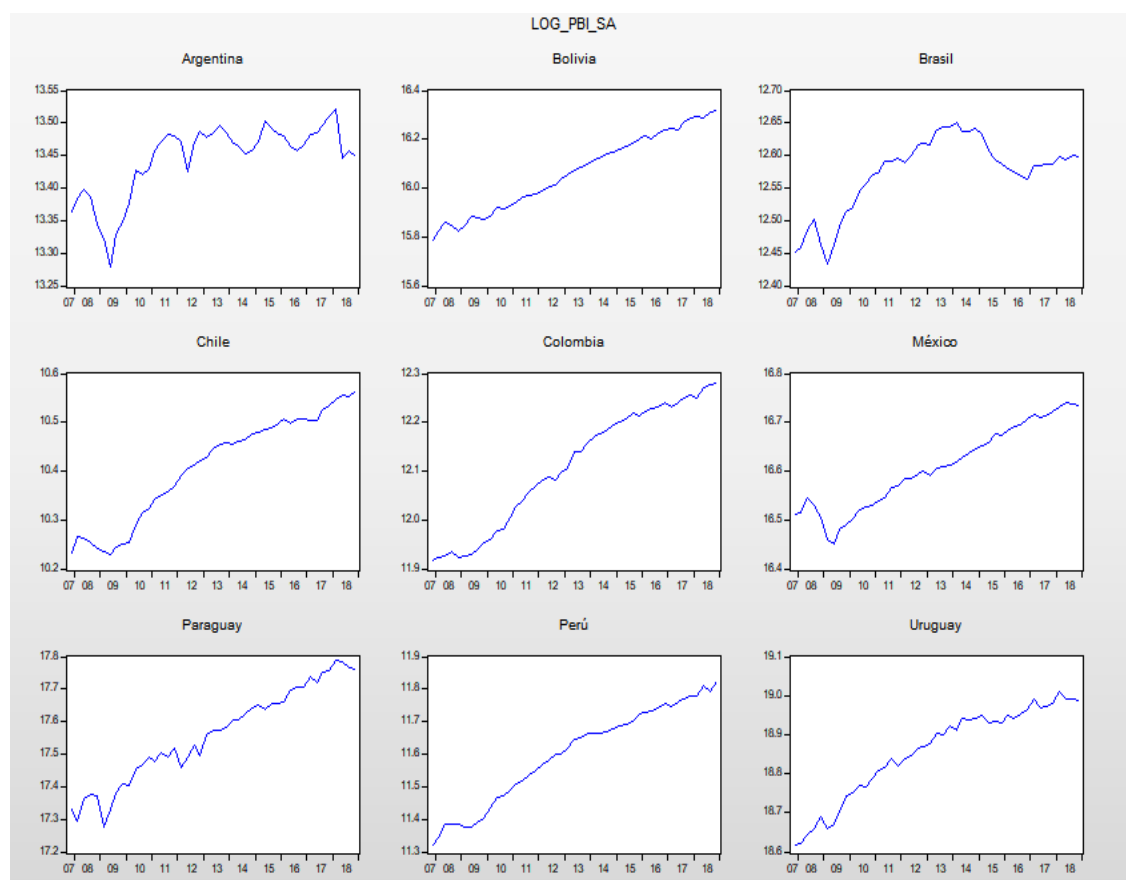


En la Figura 3 se puede observar que el Producto Bruto Interno es una variable que presenta una fuerte estacionalidad, hecho que se puede notar en las constantes alzas y bajas de las series, dado que se utilizaron datos trimestrales.³⁰ Al respecto, existen ciertas cuestiones que hacen que el PBI tenga fluctuaciones estacionales que provocan que todos los años existan períodos en los cuales es más alto y otros en los cuales es más bajo, como por ejemplo los ciclos de cosecha en la agricultura o momentos del año en los cuales el consumo es mayor debido a diversas festividades.

³⁰ Se define a la estacionalidad como una variación recurrente en una serie temporal en un período inferior al año, que se repite todos los años.

A fin de mitigar el impacto de las mencionadas estacionalidades, se procedió a desestacionalizar la serie.³¹

Figura 4: Gráfica en EViews de la variable log_pbi_sa



En la Figura 4 se exhibe la evolución de la variable log_pbi desestacionalizada para cada país³², en la cual se puede apreciar que con el filtro aplicado se eliminó la estacionalidad trimestral.³³

Adicionalmente, se puede percibir que, tras una caída inicial durante la crisis del 2008, la tendencia del producto de los países es lógicamente al alza, siendo que Argentina y Brasil, como se demostró previamente, fueron los países que menor crecimiento tuvieron. Por otro lado, también se puede observar el hecho de que México fue uno de los países en los

³¹ Se desestacionalizó la serie utilizando el filtro de descomposición STL del software Eviews.

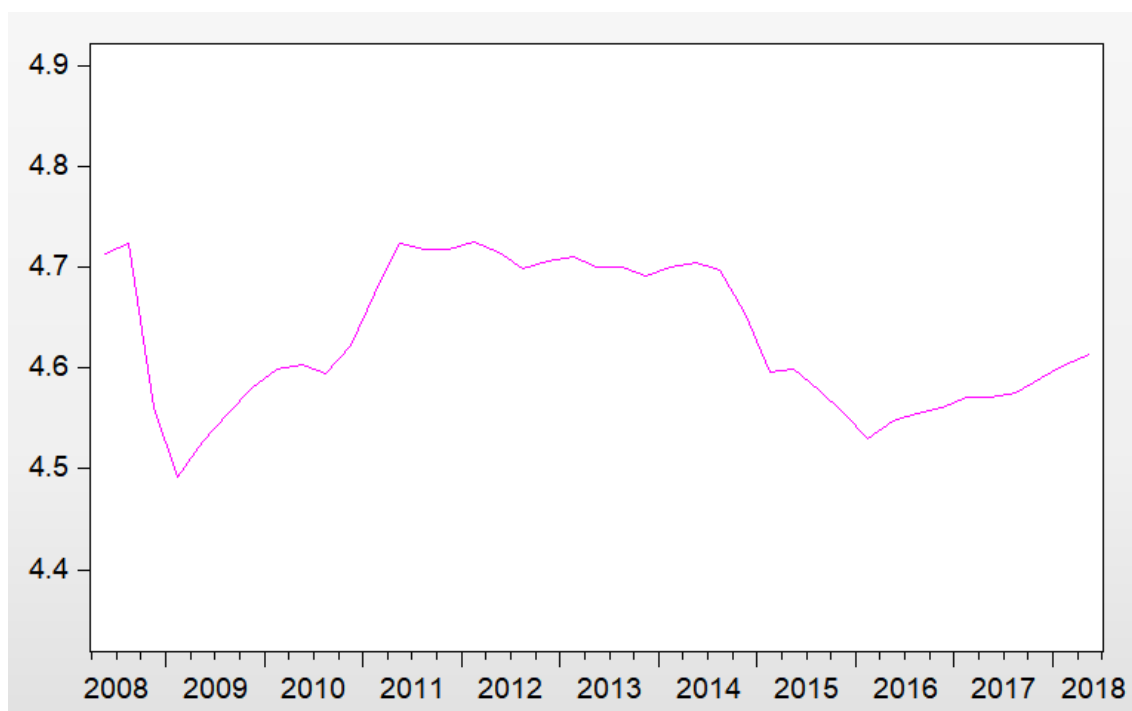
³² Se denominará a esta variable log_pbi_sa.

³³ Teniendo en cuenta que para el cálculo de ERPT se emplearon datos trimestrales, resulta conveniente utilizar la información desestacionalizada a fin de evitar fluctuaciones en los coeficientes que se deban simplemente a cambios estacionales de las variables. Por este motivo la variable log_pbi fue reemplazada por log_pbi_sa en las regresiones.

cuales la repercusión de la crisis fue más negativa debido a su gran interrelación con la economía estadounidense.

5.1.4. Precios externos

Figura 5: Gráfica en EViews de la variable log_precios_externos



Dado que el índice utilizado para medir los precios externos es el mismo para todos los países, la Figura 5 incluye solo un gráfico para ilustrar esta variable. Del mismo se puede concluir que el Índice de precios de importación de Estados Unidos se mantuvo relativamente constante durante el período bajo estudio.

5.1.5. Estacionariedad de las variables

Al trabajar con variables que evolucionan a lo largo del tiempo resulta necesario verificar la estacionariedad de las mismas. Gujarati y Porter (2010) definen que un proceso estocástico es estacionario si su media, varianza y autocovarianzas son constantes en el tiempo. Esta propiedad resulta importante ya que si se trabaja con series de tiempo no estacionarias solo se puede estudiar el comportamiento de las mismas durante el período considerado, por lo que no se podrá generalizar para otros períodos. Habitualmente no se cumple este supuesto para las series económicas, pero al trabajar con sus primeras diferencias se convierten en estacionarias.

Por lo expuesto, antes de comenzar con el cálculo de ERPT se procedió a chequear la estacionariedad de las variables empleadas en la regresión. Dado que no se trabajó con

los niveles de las variables sino con sus primeras diferencias se realizó el chequeo sobre estas últimas, por lo que resulta esperable que las mismas sean estacionarias. En las figuras 6 a 9 expuestas a continuación se presentan los resultados obtenidos.

Figura 6: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_tc$

Panel unit root test: Summary

Series: D(LOG_TC)

Date: 04/09/23 Time: 18:49

Sample: 2007Q4 2018Q4

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 9

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-4.24832	0.0000	9	377
Breitung t-stat	-3.84471	0.0001	9	368
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.1037	0.0000	9	377
ADF - Fisher Chi-square	124.957	0.0000	9	377
PP - Fisher Chi-square	117.375	0.0000	9	387

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Figura 7: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_precios_externos$

Panel unit root test: Summary

Series: D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS)

Date: 04/09/23 Time: 18:49

Sample: 2007Q4 2018Q4

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-11.3400	0.0000	9	387
Breitung t-stat	-10.4939	0.0000	9	378
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-8.26458	0.0000	9	387
ADF - Fisher Chi-square	92.6181	0.0000	9	387
PP - Fisher Chi-square	82.4331	0.0000	9	387

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Figura 8: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_precios$

Panel unit root test: Summary

Series: D(LOG_PRECIOS)

Date: 04/09/23 Time: 18:50

Sample: 2007Q4 2018Q4

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.56810	0.0000	9	373
Breitung t-stat	-4.90689	0.0000	9	364
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.42996	0.0000	9	373
ADF - Fisher Chi-square	66.5662	0.0000	9	373
PP - Fisher Chi-square	200.069	0.0000	9	387

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Figura 9: Prueba de estacionariedad de la variable $\Delta \log_pbi_sa$

Panel unit root test: Summary

Series: D(LOG_PBI_SA)

Date: 04/09/23 Time: 18:50

Sample: 2007Q4 2018Q4

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-14.7407	0.0000	9	384
Breitung t-stat	-9.08443	0.0000	9	375
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-15.0163	0.0000	9	384
ADF - Fisher Chi-square	204.545	0.0000	9	384
PP - Fisher Chi-square	681.441	0.0000	9	387

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Para todas las pruebas realizadas se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad, por lo que a partir de lo expuesto en las figuras 6 a 9 se puede concluir que todas las variables empleadas en la regresión son estacionarias.

Por otra parte, Gujarati y Porter (2010) expresan que dos o más variables están cointegradas si existe una relación de largo plazo o de equilibrio entre las mismas. Asimismo, destacan que la verificación de la cointegración resulta importante para evitar la obtención de resultados sin sentido o espurios. Por lo tanto, se procedió a comprobar la cointegración entre las variables que se emplearán para el cálculo del coeficiente de pass-through.

Figura 10: Test de cointegración de las variables empleadas en la regresión

Kao Residual Cointegration Test		
Series: LOG_PRECIOS LOG_TC LOG_PBI_SA LOG_PRECIOS_EXTERNO		
S		
Date: 04/10/23 Time: 00:52		
Sample: 2007Q4 2018Q4		
Included observations: 405		
Null Hypothesis: No cointegration		
Trend assumption: No deterministic trend		
Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 9		
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel		
	t-Statistic	Prob.
ADF	-3.302099	0.0005
Residual variance	0.000498	
HAC variance	0.001145	

En la Figura 10 se puede constatar que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, por lo que se puede afirmar que las variables utilizadas para la regresión están cointegradas.

5.2. Cálculo del ERPT

Una vez realizados los análisis de las variables se procedió a calcular el coeficiente de pass-through tanto de corto como de largo plazo en base a la regresión previamente mencionada, primero para todas las economías en conjunto y luego para los dos grupos de países propuestos: las economías del Atlántico constituidas por Argentina, Brasil y Uruguay y las del Pacífico y centro conformadas por Bolivia, Chile, Colombia, México, Perú y Paraguay.

5.2.1. Cálculo global del coeficiente de Pass-Through

Para comenzar, se realizó el análisis econométrico para los 9 países en su conjunto. A continuación, se exhiben los resultados obtenidos.

Figura 11: Regresión global en EViews del coeficiente de Pass-Through

Dependent Variable: D(LOG_PRECIOS)
Method: Panel Least Squares
Date: 06/15/21 Time: 11:16
Sample (adjusted): 2009Q1 2018Q4
Periods included: 40
Cross-sections included: 9
Total panel (balanced) observations: 360

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007324	0.001749	4.187080	0.0000
D(LOG_TC)	0.081426	0.011409	7.136893	0.0000
D(LOG_TC(-1))	0.085172	0.011570	7.361603	0.0000
D(LOG_TC(-2))	0.010640	0.012358	0.860951	0.3899
D(LOG_TC(-3))	0.031993	0.012380	2.584262	0.0102
D(LOG_TC(-4))	0.027830	0.012310	2.260780	0.0244
D(LOG_PBI_SA)	-0.009402	0.032812	-0.286534	0.7746
D(LOG_PBI_SA(-1))	0.025151	0.032476	0.774455	0.4392
D(LOG_PBI_SA(-2))	0.084611	0.032426	2.609347	0.0095
D(LOG_PBI_SA(-3))	0.052763	0.033081	1.594964	0.1117
D(LOG_PBI_SA(-4))	0.024698	0.031337	0.788135	0.4312
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS)	0.101368	0.029550	3.430354	0.0007
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-1))	0.075665	0.024322	3.111002	0.0020
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-2))	-0.003510	0.024484	-0.143368	0.8861
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-3))	0.047344	0.021898	2.162077	0.0313
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-4))	-0.019941	0.020128	-0.990718	0.3225
D(LOG_PRECIOS(-1))	0.232256	0.052183	4.450787	0.0000
D(LOG_PRECIOS(-2))	-0.074658	0.055662	-1.341285	0.1807
D(LOG_PRECIOS(-3))	-0.088618	0.055455	-1.598016	0.1110
D(LOG_PRECIOS(-4))	0.225447	0.050161	4.494478	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.827472	Mean dependent var	0.016569	
Adjusted R-squared	0.813441	S.D. dependent var	0.020456	
S.E. of regression	0.008836	Akaike info criterion	-6.545489	
Sum squared resid	0.025918	Schwarz criterion	-6.243236	
Log likelihood	1206.188	Hannan-Quinn criter.	-6.425307	
F-statistic	58.97514	Durbin-Watson stat	1.974548	
Prob(F-statistic)	0.000000			

El coeficiente más relevante de la Figura 11 es el que atañe a la variable D(LOG_TC), es decir el β_1 de la regresión. Este parámetro se corresponde al coeficiente de pass-through de corto plazo y asciende a 8,14% para todos los países en su conjunto durante el período seleccionado. Esto quiere decir que un aumento de un 10% del tipo de cambio se traduce en un incremento del 0,814% de los precios, transcurrido un trimestre.

Por otra parte, la regresión también permite estimar el ERPT de largo plazo utilizando la fórmula previamente descrita en la sección marco metodológico. Este cálculo arroja un valor de 33,59% para el conjunto de países, lo que significa que un alza del 10% en el

tipo de cambio genera una suba del 3,359% en los precios luego de transcurrido un año completo.

En relación a la validez del modelo, se puede notar que el parámetro principal, es decir $D(\text{LOG_TC})$ resulta significativo para cualquier nivel de confianza³⁴ y que, dado el valor del estadístico F, las variables en su conjunto son significativas. Por otro lado, el estadístico de Durbin Watson toma un valor muy cercano a 2, por lo que se puede descartar la presencia de autocorrelación.³⁵

En lo referido al modelo de datos de panel, al trabajar con este tipo de datos es común aplicar métodos para aislar el impacto de la heterogeneidad inobservable de los individuos (países en este caso) bajo estudio. A este fin, en el presente análisis se emplearon efectos fijos³⁶ en el corte transversal, en la Tabla 1 se exhiben los efectos aplicados.

Tabla 1: Efectos fijos globales aplicados

País	Efecto fijo
Argentina	0,025162
Bolivia	-0,002195
Brasil	-0,001780
Chile	-0,005420
Colombia	-0,004798
México	-0,004303
Paraguay	-0,003740
Perú	-0,005206
Uruguay	0,002281

Con el objeto de comprobar si la utilización del modelo de efectos fijos resulta pertinente, posteriormente se realizó el test correspondiente para analizar la relevancia de los efectos aplicados.

³⁴ Dado que el p-valor de esta variable es igual a 0 se rechaza la hipótesis nula de no significatividad sea cual fuera el nivel de confianza utilizado.

³⁵ Uno de los supuestos básicos del modelo de mínimos cuadrados en la ausencia de autocorrelación, es decir, la no existencia de correlación entre los residuos del modelo.

³⁶ En el modelo de efectos fijos se considera que existe un término individual que se mantiene constante y que es independiente del de los demás individuos.

Figura 12: Test global de redundancia de efectos fijos

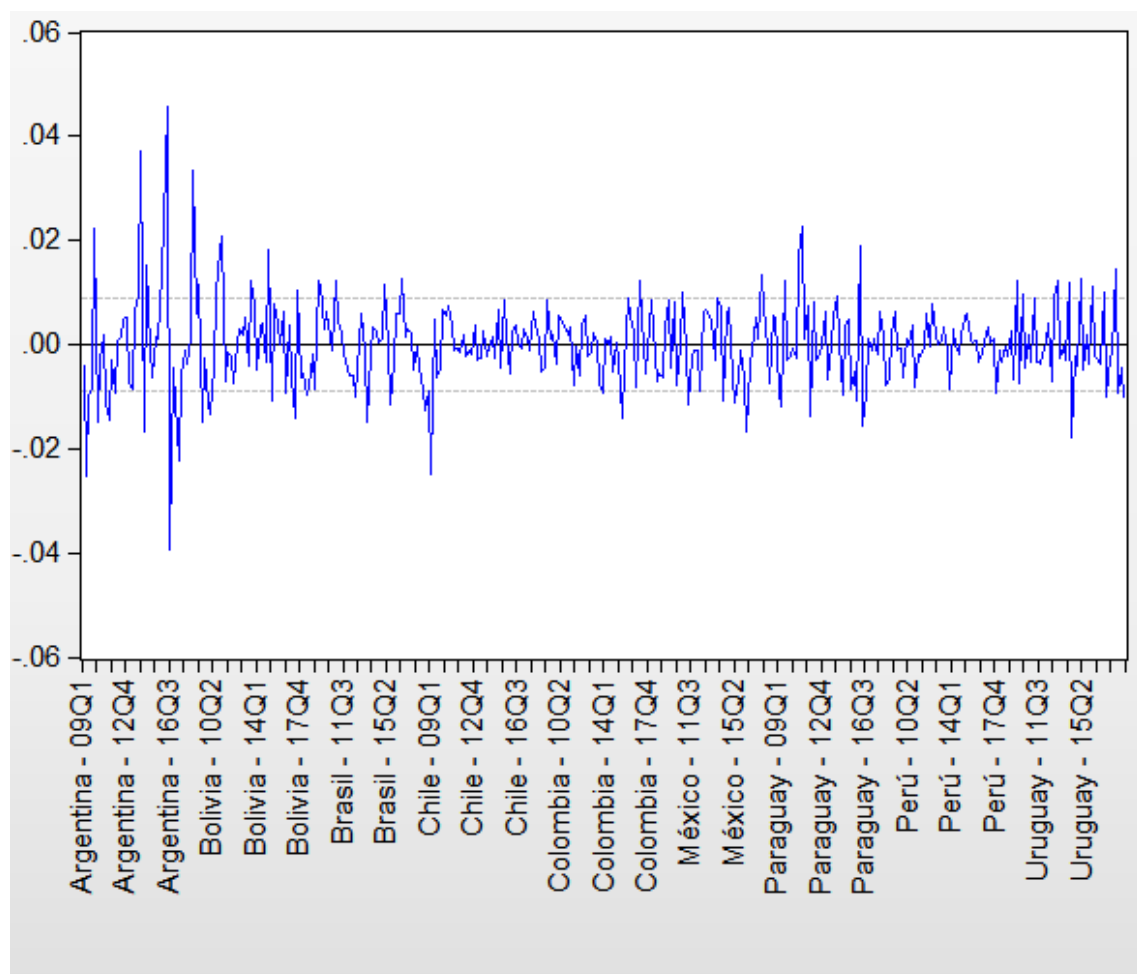
Redundant Fixed Effects Tests
Equation: ERPT_EFECTOS_FIJOS
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	5.584388	(8,332)	0.0000
Cross-section Chi-square	45.449300	8	0.0000

En el test exhibido en la Figura 12 la hipótesis nula consiste en la redundancia de los efectos aplicados. Dado que se rechaza esta hipótesis para cualquier nivel de significación, se puede concluir que los efectos fijos aplicados resultan pertinentes.

Seguidamente, se procedió a graficar los residuos del modelo.

Figura 13: Residuos del modelo global



Como se puede observar en la Figura 13, los residuos oscilan alrededor del 0 de forma aleatoria, por lo que no se puede identificar un patrón específico que sea indicador de que se hayan omitido variables relevantes en el modelo.³⁷

Más allá de lo referido al efecto pass-through, también se pueden analizar los coeficientes de las otras variables explicativas utilizadas en la regresión, es decir los precios externos y el crecimiento económico.

En lo concerniente a los precios externos, la relación de corto plazo con el nivel de inflación (a saber, el β_3 de la regresión) arroja un coeficiente de 10,13% mientras que el de largo plazo asciende a 28,47%.³⁸ Dichos valores se encuentran en consonancia con lo que previamente se esperaba, esto es una correlación positiva entre inflación externa e inflación local. Al respecto, existen diversas cuestiones que provocan que un aumento en los precios externos genere alzas en la inflación local, como el incremento de los costos debido a precios más altos de los insumos importados, o la suba de precios en el exterior de bienes que el país exporta, pero que al mismo tiempo representan una parte importante de la canasta de consumo local.³⁹

En lo correspondiente al crecimiento económico, en una primera instancia los resultados obtenidos parecerían estar a contramano de la relación negativa anteriormente expuesta entre inflación y crecimiento económico, puesto que los coeficientes hallados para los rezagos del crecimiento son positivos.⁴⁰ No obstante, es necesario tener en cuenta la dirección de la causalidad y el horizonte temporal. Al respecto, el vínculo analizado en el marco teórico es la influencia de la inflación sobre el crecimiento económico en la tendencia de largo plazo, encontrándose un efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento que se manifiesta tras muchos años, ya que los coeficientes hallados por Barro (1995) poseen magnitudes muy bajas para el plazo de doce meses. Por el contrario, en la regresión realizada la relación que se estudió es la inversa, esto es el impacto del

³⁷ Dado que en el presente trabajo se replicó la metodología aplicada por Aguirre y González Padilla (2018) y se utilizaron las mismas variables empleadas en esa investigación, no se consideró necesario comprobar si fueron omitidas otras variables relevantes para el modelo.

³⁸ Para calcular el coeficiente de largo plazo se utilizó una forma análoga a la usada para calcular el ERPT de largo plazo.

³⁹ Un ejemplo de esto último sería la carne para Argentina, que es un bien que tiene gran influencia en el consumo local, pero que además es parte importante de las exportaciones (Según datos de Comtrade, en el período 2009-2018 para el rubro carne se exportaron en promedio 1,84 miles de millones de dólares anuales, lo que representa más del 3% de las exportaciones totales anuales argentinas en el período), por lo que el aumento de su precio en el exterior puede tener consecuencias en el precio interno.

⁴⁰ Con excepción del crecimiento contemporáneo, cuyo coeficiente es virtualmente 0.

crecimiento pasado sobre la inflación actual, con un rezago máximo de cuatro trimestres, es decir el plazo no es nunca superior a un año. En última instancia, esta variable es agregada como un proxy de las presiones de la demanda local sobre la inflación, tal como establecen Aguirre y González Padilla (2018) en la descripción de la metodología utilizada en su investigación. Por lo tanto, resulta lógico esperar que el crecimiento de los trimestres pasados tenga una influencia positiva sobre la inflación actual, ya que se genera un aumento de la demanda local que presiona a la suba de la inflación, justificando así los coeficientes positivos hallados en la regresión.⁴¹

5.2.2. Cálculo del coeficiente de ERPT para la región del Atlántico

Prosiguiendo con la investigación, posteriormente se replicó el análisis dividiendo a los países en los subgrupos previamente mencionados. En primer lugar, se repitió la regresión teniendo en cuenta solamente los países de la región del Atlántico: Argentina, Brasil y Uruguay. Seguidamente se muestran los resultados obtenidos.

⁴¹ Es necesario destacar además que el modelo planteado se encuentra expresado en tasas de variación, por lo que esta cuestión podría estar explicando también el resultado obtenido.

Figura 14: Regresión en EViews del ERPT para los países del Atlántico

Dependent Variable: D(LOG_PRECIOS)
Method: Panel Least Squares
Date: 06/15/21 Time: 19:41
Sample (adjusted): 2009Q1 2018Q4
Periods included: 40
Cross-sections included: 3
Total panel (balanced) observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014514	0.004887	2.970136	0.0037
D(LOG_TC)	0.106398	0.020856	5.101569	0.0000
D(LOG_TC(-1))	0.102500	0.021803	4.701081	0.0000
D(LOG_TC(-2))	0.006626	0.023587	0.280933	0.7794
D(LOG_TC(-3))	0.038995	0.024096	1.618327	0.1088
D(LOG_TC(-4))	0.037173	0.023886	1.556275	0.1229
D(LOG_PBI_SA)	0.018822	0.070030	0.268776	0.7887
D(LOG_PBI_SA(-1))	0.024199	0.070091	0.345249	0.7306
D(LOG_PBI_SA(-2))	0.117690	0.068179	1.726185	0.0875
D(LOG_PBI_SA(-3))	0.078133	0.073615	1.061373	0.2911
D(LOG_PBI_SA(-4))	0.097294	0.068443	1.421531	0.1583
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS)	0.154634	0.069692	2.218829	0.0288
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-1))	0.032623	0.056959	0.572747	0.5681
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-2))	-0.008570	0.056645	-0.151285	0.8801
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-3))	0.028801	0.050846	0.566446	0.5724
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-4))	-0.063118	0.048059	-1.313346	0.1921
D(LOG_PRECIOS(-1))	0.211964	0.095198	2.226564	0.0283
D(LOG_PRECIOS(-2))	-0.000222	0.102869	-0.002158	0.9983
D(LOG_PRECIOS(-3))	-0.182536	0.101305	-1.801845	0.0746
D(LOG_PRECIOS(-4))	0.229855	0.092071	2.496489	0.0142

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
R-squared	0.849565	Mean dependent var	0.032362
Adjusted R-squared	0.817329	S.D. dependent var	0.027497
S.E. of regression	0.011752	Akaike info criterion	-5.885430
Sum squared resid	0.013535	Schwarz criterion	-5.374390
Log likelihood	375.1258	Hannan-Quinn criter.	-5.677894
F-statistic	26.35447	Durbin-Watson stat	2.071366
Prob(F-statistic)	0.000000		

En la Figura 14 el coeficiente de ERPT de corto plazo alcanza el 10,63% para los países seleccionados en su conjunto, mientras que el coeficiente de pass-through de largo plazo asciende a 39,36%. Para este subgrupo la variable D(LOG_TC) también resulta significativa para cualquier nivel de confianza, así como todas las variables en conjunto. Además, el estadístico Durbin Watson se mantiene con un valor cercano a 2 por lo que no hay indicios de presencia de autocorrelación.

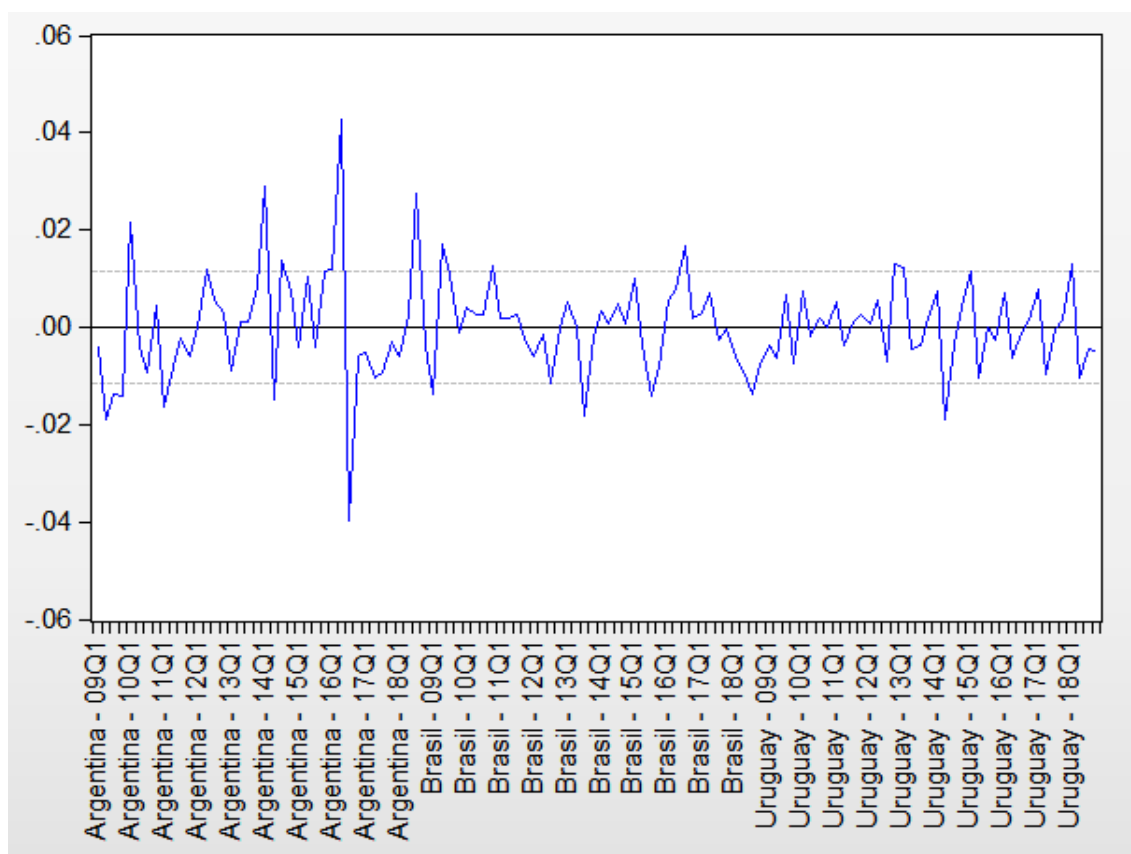
Con respecto a los efectos fijos aplicados, para el subgrupo del Atlántico se utilizaron los siguientes valores incluidos en la Tabla 2.

Tabla 2: Efectos fijos aplicados para los países del Atlántico

País	Efecto fijo
Argentina	0,016349
Brasil	-0,010042
Uruguay	-0,006307

En relación a los residuos, seguidamente se muestra la distribución de los mismos.

Figura 15: Residuos del modelo para los países del Atlántico



Como se puede observar en la Figura 15, en este caso los residuos también oscilan ligeramente alrededor del 0.

Asimismo, resulta importante comprobar que los residuos sean homocedásticos, es decir, que su varianza sea constante. Para verificar esto se realizaron diversos test a fin de analizar si el modelo cumple con la propiedad de ausencia de heterocedasticidad en los residuos.

Figura 16: Test de igualdad de varianzas para los países del Atlántico

Test for Equality of Variances of RESID				
Categorized by values of RESID				
Date: 06/15/21 Time: 20:08				
Sample (adjusted): 2009Q1 2018Q4				
Included observations: 120 after adjustments				
Method	df	Value	Probability	
Bartlett	4	2.199167	0.6992	
Levene	(4, 115)	1.389395	0.2420	
Brown-Forsythe	(4, 115)	0.581021	0.6770	
Category Statistics				
RESID	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
[-0.04, -0.02)	3	0.008950	0.006881	0.005313
[-0.02, 0)	60	0.005037	0.004000	0.003791
[0, 0.02)	53	0.004744	0.004111	0.004110
[0.02, 0.04)	3	0.005405	0.003882	0.003560
[0.04, 0.06)	1	NA	0.000000	0.000000
All	120	0.010665	0.004085	0.003933
Bartlett weighted standard deviation: 0.005010				

En los test expuestos en la Figura 16 la hipótesis nula se corresponde con la igualdad de varianzas en los residuos, es decir, el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad. Como se puede observar en los resultados, para los tres métodos aplicados se acepta la hipótesis nula de igualdad de varianzas, por lo que se puede descartar casi seguramente la presencia de heterocedasticidad.

5.2.3. Cálculo del coeficiente de ERPT para la región del Pacífico y el centro

Por último, se replicó el análisis para los países del centro y del Pacífico, estos son: Bolivia, Chile, Colombia, México, Paraguay y Perú. Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

Figura 17: Regresión en EViews del ERPT para los países del Pacífico y el centro

Dependent Variable: D(LOG_PRECIOS)
Method: Panel Least Squares
Date: 06/15/21 Time: 20:20
Sample (adjusted): 2009Q1 2018Q4
Periods included: 40
Cross-sections included: 6
Total panel (balanced) observations: 240

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003964	0.001555	2.549194	0.0115
D(LOG_TC)	0.030406	0.014189	2.142942	0.0332
D(LOG_TC(-1))	0.056818	0.013411	4.236648	0.0000
D(LOG_TC(-2))	0.018681	0.013629	1.370643	0.1719
D(LOG_TC(-3))	0.028732	0.013357	2.151139	0.0326
D(LOG_TC(-4))	0.022293	0.013207	1.687935	0.0929
D(LOG_PBI_SA)	-0.023761	0.033475	-0.709802	0.4786
D(LOG_PBI_SA(-1))	0.064459	0.033649	1.915595	0.0567
D(LOG_PBI_SA(-2))	0.078738	0.033770	2.331586	0.0206
D(LOG_PBI_SA(-3))	0.059184	0.033082	1.789035	0.0750
D(LOG_PBI_SA(-4))	0.005937	0.031225	0.190129	0.8494
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS)	0.034943	0.028288	1.235244	0.2181
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-1))	0.087537	0.023665	3.698996	0.0003
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-2))	-0.006514	0.023651	-0.275429	0.7833
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-3))	0.064644	0.021022	3.075105	0.0024
D(LOG_PRECIOS_EXTERNOS(-4))	-0.009892	0.019460	-0.508350	0.6117
D(LOG_PRECIOS(-1))	0.213247	0.066010	3.230538	0.0014
D(LOG_PRECIOS(-2))	-0.230896	0.066696	-3.461902	0.0006
D(LOG_PRECIOS(-3))	0.032761	0.067938	0.482217	0.6301
D(LOG_PRECIOS(-4))	0.226950	0.060814	3.731901	0.0002

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
R-squared	0.363904	Mean dependent var	0.008672
Adjusted R-squared	0.292898	S.D. dependent var	0.008016
S.E. of regression	0.006740	Akaike info criterion	-7.063047
Sum squared resid	0.009768	Schwarz criterion	-6.700480
Log likelihood	872.5656	Hannan-Quinn criter.	-6.916959
F-statistic	5.124980	Durbin-Watson stat	1.912651
Prob(F-statistic)	0.000000		

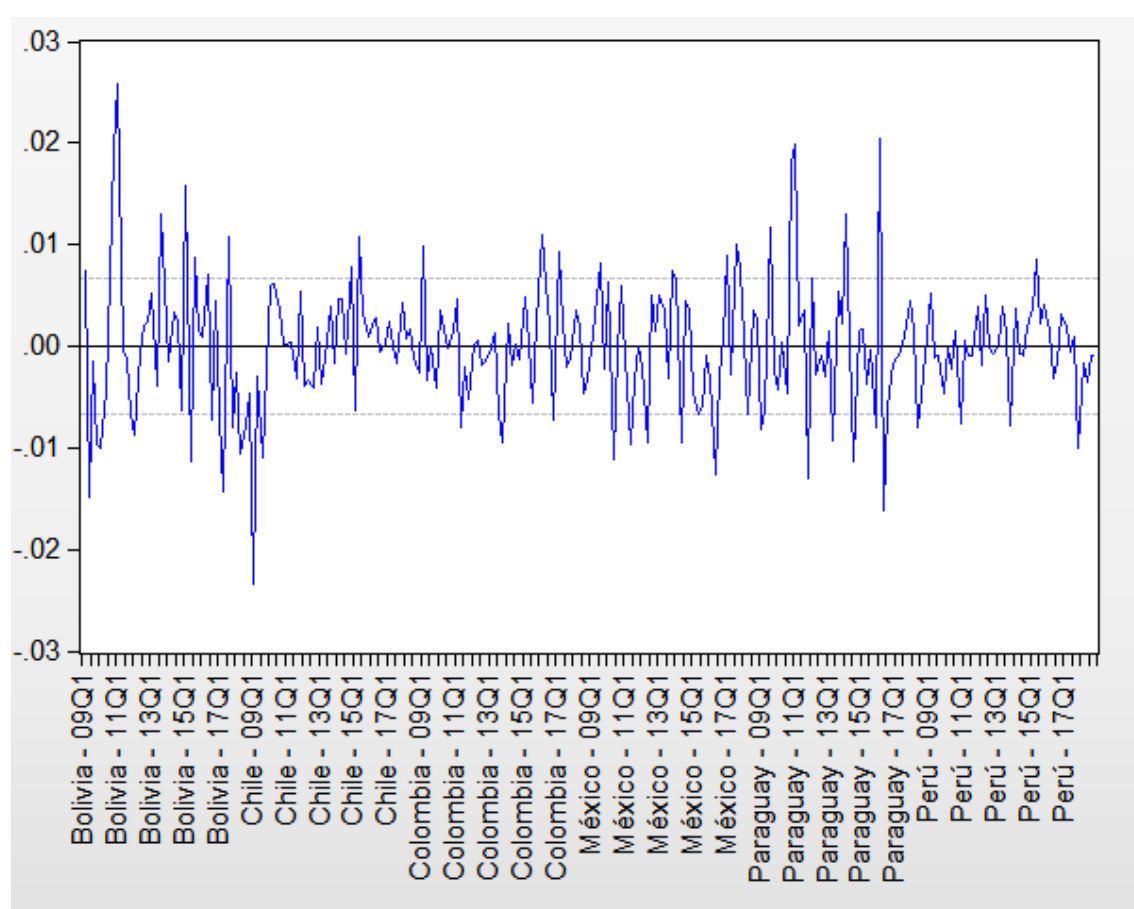
En la Figura 17 el coeficiente de ERPT de corto plazo es de 3,04%, y utilizando la mencionada fórmula para el largo plazo se obtiene un valor de 20,70%. El coeficiente D(LOG_TC) es significativo al 90 y al 95% de confianza y, una vez más, todas las variables en su conjunto resultan significativas. En cuanto a los efectos fijos aplicados, se exponen los mismos en la Tabla 3.

Tabla 3: Efectos fijos aplicados para los países del Pacífico y el centro

País	Efecto fijo
Bolivia	0,001612
Chile	-0,001432
Colombia	-0,000226
México	0,000615
Paraguay	0,000685
Perú	-0,001254

Asimismo, se graficaron los residuos del modelo en la Figura 18, comprobándose una vez más que los mismos varían ligeramente en torno al 0.

Figura 18: Residuos del modelo para los países del Pacífico y el centro



Por último, en la Figura 19 se repitieron las pruebas de heterocedasticidad, aceptándose en todos los casos la hipótesis nula de igualdad de varianzas.

Figura 19: Test de igualdad de varianzas para los países del Pacífico y el centro

Test for Equality of Variances of RESID
Categorized by values of RESID
Date: 06/15/21 Time: 20:30
Sample (adjusted): 2009Q1 2018Q4
Included observations: 240 after adjustments

Method	df	Value	Probability
Bartlett	3	2.526006	0.4706
Levene	(3, 236)	0.807568	0.4908
Brown-Forsythe	(3, 236)	0.529639	0.6624

Category Statistics

RESID	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
[-0.04, -0.02)	1	NA	0.000000	0.000000
[-0.02, 0)	125	0.003487	0.002856	0.002730
[0, 0.02)	111	0.004045	0.003087	0.002905
[0.02, 0.04)	3	0.003183	0.002450	0.001846
All	240	0.006470	0.002946	0.002789

Bartlett weighted standard deviation: 0.003755

5.2.4. Comparación de los resultados obtenidos

A partir de los resultados obtenidos se puede concluir que se verifica la hipótesis del presente trabajo, es decir, que los países de la región del Atlántico, que tras la crisis del 2008 tuvieron menor crecimiento y valores más altos de inflación, también contaron con niveles de pass-through mayores. En el estudio realizado esta cuestión se comprueba tanto para el corto como para el largo plazo. En particular, el coeficiente de ERPT transcurrido un trimestre, esto es, el de corto plazo, arrojó un valor de 10,63% para la región Atlántica y de 3,04% para los países del Pacífico y el centro durante el período 2009-2018. Respecto a los valores de largo plazo, se obtuvo que, transcurrido un año, el traslado de una devaluación a los precios locales es del 39,36% para el conjunto formado por Argentina, Brasil y Uruguay, y del 20,70% para las economías del Pacífico y el centro de Latinoamérica. Por lo tanto, los coeficientes hallados apoyan la conclusión de que los niveles de pass-through fueron más altos en la región Atlántica durante el período 2009-2018.

Profundizando el análisis, los resultados obtenidos están de acuerdo con la hipótesis principal de Taylor (2000), según la cual niveles menores de inflación contribuyen a coeficientes más bajos de ERPT. En particular, en el presente trabajo se obtuvo un

coeficiente de pass-through de largo plazo de 39,36% para los países del Atlántico durante el período 2009-2018, que tuvieron una inflación del 96,33%⁴² durante esos años. Las economías del Pacífico y el centro, por el contrario, contaron con un grado de ERPT de largo plazo de 20,70%, con un nivel de inflación de 43,85% en el mismo período. Por consiguiente, se puede concluir que los valores hallados están en línea con la hipótesis de Taylor de que aquellas economías con menor grado de inflación tienden a poseer niveles más bajos de pass-through.

Al respecto, es necesario destacar la influencia de la implementación de regímenes monetarios de metas de inflación en la región. En particular, Brasil, Chile y Colombia implementaron esquemas de metas de inflación en 1999, México hizo lo propio en 2001, Perú en 2002 y Uruguay en 2007. Más recientemente en el tiempo, Argentina intentó implementar un régimen de metas de inflación a partir de 2017, con resultados aceptables en un principio⁴³ pero que terminó por fallar en el control de la inflación con el paso del tiempo. A pesar del caso argentino, la implementación de este tipo de regímenes tuvo generalmente efectos positivos en la región, como demuestran García-Solanes y Torrejón-Flores (2012).⁴⁴ Siguiendo la hipótesis de Taylor, el éxito de estos esquemas monetarios contribuyó a los bajos niveles de pass-through hallados para estos países.

Asimismo, resulta evidente que los valores de pass-through obtenidos no son demasiado altos, aún en el caso de los países del Atlántico. Esta cuestión se encuentra en consonancia con las investigaciones realizadas por diversos autores como Taylor (2000) y Campa y Goldberg (2002), que estudian esta reducción en los niveles de pass-through del tipo de cambio en los últimos tiempos. El hecho de que el coeficiente de largo plazo de EPRT hallado para los 9 países seleccionados durante el período 2009-2018 sea del 33,59%, con un 39,36% para las economías del Atlántico, es evidencia de los relativamente bajos niveles de pass-through actuales.

⁴² Como se comentó previamente, no se incluye a Argentina en el índice de inflación. De haber incluido a ese país en el índice el coeficiente sería significativamente mayor.

⁴³ El índice de inflación para el año 2017 (24,80%) fue más bajo que el de los 5 anteriores (2016: 39,79%; 2015: 27,70%; 2014: 38,49%; 2013: 27,95%; 2012: 25,15%). Para un mayor detalle acerca de las fuentes utilizadas ver la sección Marco metodológico.

⁴⁴ García-Solanes y Torrejón-Flores (2012) comprueban que la tasa promedio de inflación anual después de la fijación de metas se redujo de 97,00% a 7,32% en Brasil, de 15,43% a 3,07% en Chile, de 23,32% a 6,93% en Colombia, de 45,73% a 5,05% en México y de 36,96% a 2,11% en Perú.

6. Evolución del tipo de cambio real argentino (2009-2018)

Por último, se procederá a analizar la evolución del tipo de cambio real (TCR) argentino durante el período bajo estudio, a fin de investigar el impacto que tiene el pass-through en el mismo. El TCR viene dado por la siguiente fórmula:

$$TCR = \frac{\text{Tipo de cambio nominal} \times \text{Precios extranjeros}}{\text{Precios locales}} \quad (3)$$

El tipo de cambio real mide entonces cuánto cuesta una canasta de bienes en el extranjero en relación a su valor en el país local. Incrementos en el tipo de cambio nominal o en los precios en el exterior hacen aumentar al tipo de cambio real (es decir la moneda doméstica se deprecia realmente), mientras que este disminuye con la suba de los precios locales (la moneda local se aprecia realmente). Es importante destacar que el TCR es un índice, no tiene unidad, sino que muestra la evolución de la relación del poder adquisitivo entre dos monedas a lo largo del tiempo. El mismo constituye una medida de competitividad del país, cuanto más alto es el índice, mayores son los precios medidos en moneda extranjera y más bajos en moneda local, por lo que la economía nacional resulta más competitiva. Por lo tanto, este índice adquiere una gran relevancia para la cuenta corriente ya que cuanto más alto es, más caros son los bienes en moneda extranjera, por lo que se incentiva así a las exportaciones⁴⁵; mientras que valores bajos indican precios más altos medidos en moneda local, por lo que se fomentan las importaciones. En otros términos, manteniendo todo lo demás constante, existe una relación directa entre tipo de cambio real y cuenta corriente.⁴⁶

El TCR puede ser calculado de forma bilateral o multilateral, es decir se puede medir el poder adquisitivo relativo entre dos monedas o también es posible contrastar al país local con un grupo de economías extranjeras. En el presente trabajo se considerará el tipo de cambio multilateral calculado por el Banco Central de la República Argentina.⁴⁷ En este índice se compara al peso argentino con las monedas de sus principales socios

⁴⁵ Es necesario destacar que en la economía actual son muy comunes las medidas proteccionistas por parte de los países del resto del mundo, por lo que para que las subas temporales del TCR se traduzcan en una mejora de las exportaciones es necesario realizar acuerdos comerciales que permitan el ingreso de los productos locales en el exterior.

⁴⁶ La competitividad externa de un país está condicionada por una gran cantidad de elementos más allá del tipo de cambio real. Si bien el TCR no es la única variable que incide en las operaciones de comercio exterior, su impacto es indudable, por lo que se desarrollará el resto de la sección teniendo en cuenta que la competitividad externa se ve también afectada por otras causas, pero el tipo de cambio real es uno de los factores que influyen en ella.

⁴⁷ Se utiliza el TCR multilateral mensual, que es calculado por el Banco Central de la República Argentina como el promedio simple del TCR multilateral diario correspondiente a todos los días del mes en cuestión.

comerciales, estos son: Brasil, Canadá, Chile, Estados Unidos, México, Uruguay, China, India, Japón, Reino Unido, Suiza, los países de la Zona Euro y Vietnam. Para efectuar el cálculo cada economía tiene asociada una ponderación específica que se va modificando a lo largo del tiempo en base a la relevancia del país en cuestión para el comercio con nuestro país.⁴⁸

Para esta investigación se analizará la evolución en el tiempo del tipo de cambio real durante la década bajo estudio, por lo que se situará a la base en diciembre de 2008⁴⁹, con lo que se construirá un índice que tendrá una base igual a 100 para ese mes y el mismo variará mensualmente dependiendo de las modificaciones en los precios nacionales y extranjeros y en el tipo de cambio nominal. Es importante reiterar que los resultados obtenidos corresponden a un índice, el TCR obtenido para cada mes no tiene un significado en sí mismo, sino que muestra la variación con respecto a la situación de diciembre de 2008. Esto no quiere decir que para dicho mes el tipo de cambio real estuviese en su nivel de equilibrio ni que se encontrara apreciado o depreciado. Por el contrario, simplemente actúa como marco de referencia; para cada mes, el Gráfico 8 muestra la competitividad relativa al mes base, es decir si el tipo de cambio de real se encuentra apreciado o depreciado en relación a la situación en diciembre de 2008.

A continuación, se exhibe el Gráfico 8 con la evolución del TCR para el período bajo estudio.

⁴⁸ En la base del período bajo estudio (diciembre de 2008) las ponderaciones eran las siguientes: Brasil (34,4%), Zona Euro (21,8%), Estados Unidos (13,8%), China (9,8%), Chile (6,2%), México (3,7%), Uruguay (2,8%), Japón (1,8%), Reino Unido (1,5%), India (1,4%), Suiza (1,4%), Canadá (0,8%) y Vietnam (0,5%).

Al finalizar el período (diciembre 2018) las ponderaciones mutaron a: Brasil (31,2%), Zona Euro (19,9%), China (14,9%), Estados Unidos (12,2%), Chile (3,8%), México (3,0%), India (2,9%), Suiza (2,6%), Vietnam (2,3%), Uruguay (2,1%), Canadá (2,0%), Reino Unido (1,6%) y Japón (1,5%).

⁴⁹ Se toma como base para el análisis al mes de diciembre de 2008 ya que los datos de inflación utilizados para el cálculo del ERPT parten de ese mes. Siendo el nivel de precios una de las principales variables que componen el TCR, y teniendo en cuenta que muchos de los países incluidos en el cálculo del ERPT se encuentran entre los integrantes del TCR multilateral argentino, se consideró el mismo mes de base para mantener la coherencia de la información empleada.

Gráfico 8: Evolución mensual del tipo de cambio real multilateral argentino (dic-08=100)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de la República Argentina.

Para comprender el Gráfico 8 resulta útil tomar un mes de ejemplo y analizar el significado de su valor. Al finalizar el período en diciembre de 2018, el TCR calculado adquiere un valor de 92,42. Esto significa que para ese mes la paridad real vigente representaba un 92,42% de la obrante en diciembre de 2008, es decir, hubo una apreciación real del peso del 7,58%. Una vez más es necesario señalar que este no significa per se que existiese un atraso cambiario, ya que no se puede argumentar sin un estudio previo que la base utilizada constituyera una situación de equilibrio. No obstante, lo que sí se puede afirmar es que el tipo de cambio real estaba en diciembre de 2018 más apreciado que en diciembre de 2008.

Extendiendo el análisis al resto de los meses bajo estudio, se puede observar que durante casi todo el período el TCR estuvo más apreciado con respecto a su situación en diciembre de 2008. Las únicas excepciones a esta situación la constituyen el período entre enero de 2009 y abril de 2010⁵⁰ y el mes de septiembre de 2018⁵¹. Más allá de estas dos excepciones, a partir del Gráfico 8 se puede concluir que el tipo de cambio real casi siempre estuvo por debajo de su nivel de diciembre de 2008, llegando a su piso en

⁵⁰ A lo largo de este período, los índices de inflación nacionales fueron moderados en comparación a los del resto de la década y todavía no se había instaurado un régimen de control de cambios para mantener artificialmente bajo el precio de la moneda extranjera. Estos dos factores contribuyeron al aumento del tipo de cambio real.

⁵¹ Durante este mes se produjo una devaluación del tipo de cambio nominal del 33%, lo que condujo a un considerable ascenso del TCR.

noviembre de 2015, mes en el cual la paridad real representaba tan solo un 58,42% de la vigente a fines de 2008. Esta apreciación real con respecto a la situación base se produjo por los altos niveles de inflación en los años precedentes, sumado a los controles de cambios aplicados desde noviembre de 2011 para mantener el tipo de cambio nominal artificialmente bajo. La consecuencia de esto es que los precios de los productos locales resulten más caros en moneda extranjera, mientras que los bienes del exterior se vuelven más baratos medidos en la moneda doméstica, lo que tiene un impacto negativo en la cuenta corriente.

A efectos del presente trabajo, lo que resulta interesante es analizar la influencia del pass-through en la evolución del tipo de cambio real. Como se puede observar en el Gráfico 8, cuando se produce una devaluación del tipo de cambio nominal el tipo de cambio real aumenta hasta llegar a un pico, pero en los meses subsiguientes el mismo retoma su senda a la baja. Esto se nota principalmente en aquellos períodos en los cuales el índice del TCR sube de forma abrupta, es decir con una pendiente muy pronunciada. En particular, esto se percibe en los meses febrero de 2014, febrero de 2016 y septiembre de 2018, todos lapsos en los cuales se culmina un período de fuertes devaluaciones del tipo de cambio de nominal. Por otro lado, a pesar de que en octubre de 2009 se distingue un punto máximo del tipo de cambio real, esto no sucede debido a una devaluación nominal sino a que 2009 fue el único año del período bajo estudio con una inflación moderada, que no llegó a alcanzar el 15% anual.

Lo interesante del análisis radica en que tras los tres picos mencionados el tipo de cambio real sufre disminuciones tan abruptas como las subidas previas, lo que se nota en la gran pendiente negativa que se da en los meses posteriores a los picos. La principal explicación que se puede dar a esta cuestión consiste en que las caídas del TCR tan abruptas como las incrementos previos se dan porque el efecto pass-through provoca que las devaluaciones nominales se trasladen rápidamente a los precios locales, por lo que se licúa el aumento de la competitividad.⁵² Si bien evidentemente la inflación es un fenómeno multicausal y el ERPT es solamente uno de los factores que la influyen, resulta muy probable que en este caso, dada la abrupta caída en el tipo de cambio real tras una devaluación nominal, el alza en los precios se deba principalmente a este efecto. Por el contrario, en el 2009 el

⁵² Teniendo en cuenta la fórmula del TCR, esto se explica porque aumenta el numerador por la devaluación nominal pero rápidamente crece también el denominador por la suba de los precios locales, por lo que al poco tiempo el índice no varía mucho.

ascenso de la competitividad no se produjo de forma rápida mediante una devaluación sino progresivamente, tras lo cual se dio un descenso del TCR también gradual, por lo que en este caso no fue el efecto pass-through el causante del aumento de la inflación que dio lugar a la pérdida de competitividad, sino que se debe encontrar la razón en otros factores.⁵³

Se puede concluir entonces que una devaluación del tipo de cambio nominal solamente eleva de manera artificial el TCR por un corto plazo, hasta que el pass-through comienza a hacer efecto y al trasladarse la devaluación a los precios domésticos se licúa la competitividad ganada. Esto se produce de forma especialmente rápida en Argentina, dados los altos coeficientes de ERPT, por lo que, como se puede percibir en el Gráfico 8, el TCR se reduce precipitadamente tras tocar un pico por una devaluación del tipo de cambio nominal.

Esta situación es coincidente con la teoría de las expectativas racionales desarrollada por Muth (1961) y Lucas (1972). En Argentina, los agentes económicos se mantienen muy informados acerca de la temática de inflación y hay ausencia de ilusión monetaria⁵⁴, es decir toman decisiones basándose en las variables reales en lugar de las nominales y crean sus propias expectativas acerca de los aumentos de precios utilizando todos los datos disponibles. Por lo tanto, en una economía como la argentina, en la cual resultan muy frecuentes las devaluaciones, y se encuentra muy extendido el concepto de pass-through⁵⁵, al producirse una depreciación nominal de la moneda los agentes prevén que esto afectará a los precios locales, por lo que forman sus expectativas teniendo en cuenta esta cuestión, incrementándose así la velocidad de transmisión del efecto pass-through.⁵⁶ Esta cuestión se puede notar especialmente en la abrupta pendiente con la que desciende el TCR luego de una devaluación, ya que los individuos ajustan rápidamente sus

⁵³ Esto se puede apreciar en el hecho de que, a diferencia de los otros 3 casos, en 2009 la pendiente no es tan abrupta sino mucho más suave, por lo que tanto el ascenso como el posterior descenso del tipo de cambio real se producen de forma progresiva.

⁵⁴ La ilusión monetaria es un fenómeno en el cual los individuos consideran a las variaciones nominales como reales, es decir si los agentes reciben un aumento del salario del 5% y la inflación está en el orden del 10%, la ilusión monetaria provoca que los mismos perciban que su salario está creciendo, cuando en realidad se produjo un descenso del salario real (Fisher, 1913).

⁵⁵ Es probable que muchos de los individuos no estén familiarizados con ese término, pero la gran mayoría de los agentes económicos igualmente sabe que ante una devaluación existe un fuerte traslado a los precios domésticos.

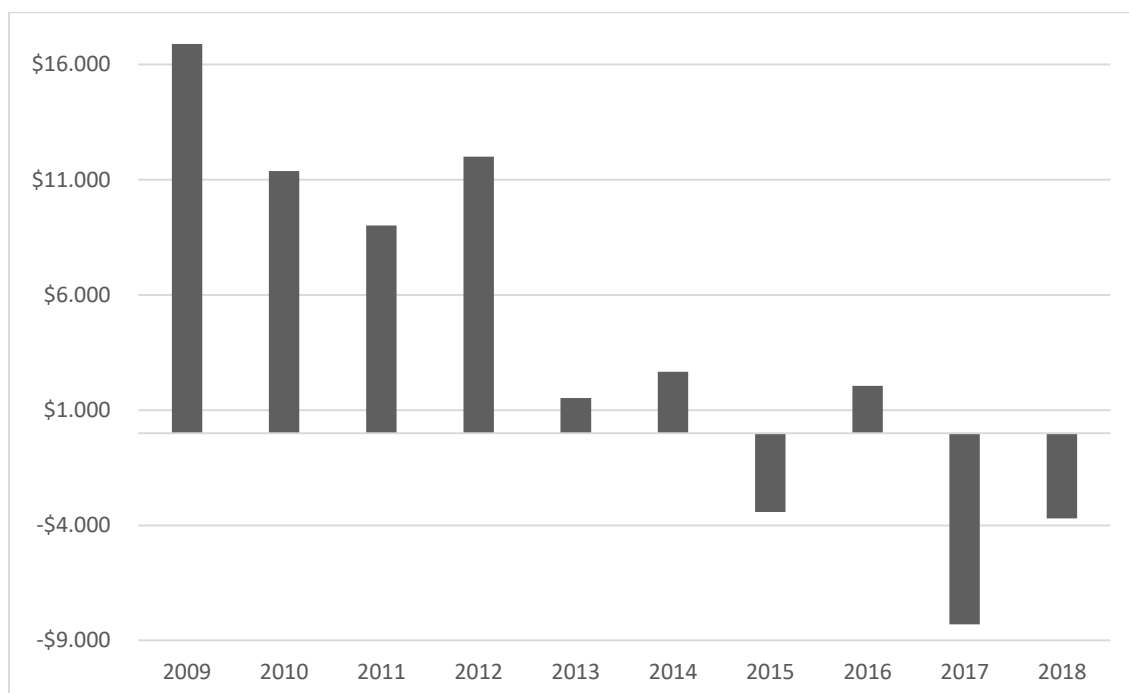
⁵⁶ Como se comentó previamente en los canales indirectos de la sección marco teórico, como los agentes prevén que la devaluación se va a trasladar a los precios locales, los consumidores solicitan un salario más alto para no sufrir pérdidas reales.

expectativas y se traslada así a los precios domésticos, con lo que en un período de tiempo muy corto se pierde la competitividad ganada.

Se puede considerar entonces que el efecto pass-through actúa como un impedimento para lograr aumentos de exportaciones mediante devaluaciones de la moneda. Esto se debe a que genera un círculo vicioso en el cual la política económica provoca devaluaciones del tipo de cambio nominal para ganar competitividad e incrementar así las exportaciones, pero esto no tiene un resultado que perdure en el tiempo, puesto que el traslado a precios locales licúa rápidamente la competitividad lograda. Por lo tanto, las devaluaciones del tipo de cambio nominal para fomentar las exportaciones suelen ser efectivas solamente por un período corto de tiempo, ya que transcurridos unos meses se vuelve a la situación de origen por el traslado a precios locales. En última instancia, la competitividad lograda por una devaluación es artificial y para que sea verdaderamente genuina debe estar acompañada por subas en la productividad, pues de otro modo el ERPT provoca que la inflación subsiguiente absorba el impacto de la devaluación. Como conclusión, sin aumentos de productividad y desaceleración de la inflación, las devaluaciones resultan muy poco eficaces para lograr competitividad, debido a que generan un círculo vicioso consistente en depreciaciones de la moneda seguidas de ascensos de la inflación local por el traslado a precios, luego de los cuales son necesarias nuevas devaluaciones para volver a incrementar la competitividad.

Para observar más fácilmente las implicancias de esta situación, a continuación se exhibe la evolución de la cuenta corriente a lo largo del período analizado.

Gráfico 9: Evolución anual del saldo de cuenta corriente argentina (Millones de USD)



Fuente: Elaboración propia en base a datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos.

En el Gráfico 9 se pueden identificar tres períodos diferentes: entre 2009 y 2012 la cuenta corriente argentina tuvo un gran saldo positivo, a lo largo de los años 2013 a 2016 osciló alrededor de 0, y terminó siendo negativa para el bienio 2017-2018. Más allá de estas tres etapas, existe una clara tendencia descendente en el saldo de la cuenta corriente argentina a lo largo del período 2009-2018.

La evolución del tipo de cambio real expuesta anteriormente no constituye la única explicación del pobre desempeño de las exportaciones argentinas en la década analizada, puesto que existen otras causas para justificar este fenómeno, como por ejemplo la baja de precios de los commodities en general y de las exportaciones agropecuarias argentinas en particular. No obstante, es indudable que la apreciación real del tipo de cambio durante los años 2009-2018 tuvo una influencia negativa en el desempeño de la cuenta corriente, ya que, manteniendo todo lo demás constante, descensos en el TCR provocan disminuciones en la misma.

Es por esta cuestión que el análisis del tipo de cambio real realizado precedentemente resulta de vital importancia al momento de considerar las implicancias de las decisiones

de política económica en la cuenta corriente, a fin de evitar saldos deficitarios en un país con frecuentes problemas de escasez de divisas.

7. Conclusiones generales

El efecto pass-through puede ser definido como el porcentaje de traslado de una devaluación del tipo de cambio nominal a los precios domésticos. Tal como se revisó al inicio del presente trabajo, existe una extensa literatura que ha analizado al ERPT. Si bien algunas cuestiones acerca del pass-through continúan en discusión y diversas críticas se han realizado acerca de los modelos tradicionales, existen otras cuestiones sobre las que se ha llegado a un consenso generalizado. Especialmente, la mayoría de los autores coinciden en la existencia empírica de niveles parciales de ERPT en lugar de extremos (es decir con un coeficiente de entre 0 y 1), que dependerán de diferentes cuestiones como las decisiones de las empresas y la naturaleza del shock en cuestión. Además, es necesario destacar que una devaluación del tipo de cambio nominal no provoca en el corto plazo un traslado considerable a los precios locales debido a la existencia de rigideces; pero con el paso del tiempo existen múltiples mecanismos directos e indirectos mediante los cuales los agentes económicos reaccionan a la devaluación modificando los precios, lo que lleva a coeficientes de pass-through más altos en el largo plazo.

Asimismo, se realizó una síntesis acerca de la extensa literatura encabezada por Taylor (2000), que propone que menores niveles de inflación tienden a traer aparejados coeficientes de ERPT más bajos; y se analizaron los efectos de la inflación en el largo plazo sobre el PBI, siendo el principal la influencia negativa de la misma sobre el nivel de inversión, lo que impacta en la tendencia del producto.

Por otro lado, con respecto al contexto histórico, el estudio permitió constatar el marcado descenso que tuvieron los precios de los commodities tras la crisis del 2008, que tuvo epicentro en Estados Unidos pero que posteriormente se expandió a la economía mundial. Esta caída en los precios de los commodities tuvo repercusiones negativas en el crecimiento de los países latinoamericanos, dada la influencia de las exportaciones de productos agrícolas en sus economías.

En relación al objeto de estudio, la principal conclusión del presente trabajo consiste en que se verifica la hipótesis principal de la investigación acerca de que las economías del Atlántico, que tras la crisis del 2008 tuvieron menores niveles de crecimiento real y mayor inflación que los países del Pacífico y del centro de Latinoamérica, sufrieron grados más altos de pass-through, tanto en el corto como en el largo plazo.

Del mismo modo, los coeficientes de pass-through hallados son consistentes con la hipótesis de Taylor (2000) acerca de la influencia de los bajos niveles de inflación en los coeficientes de ERPT. Esto se demostró dado que el grupo con menores índices de inflación fue el que tuvo coeficientes de pass-through más leves, tanto en el corto como el largo plazo. Adicionalmente, los resultados del modelo no arrojaron valores demasiado altos de pass-through para ninguno de los dos grupos, lo que se encuentra en consonancia con la literatura que expone la reducción en los niveles de ERPT de los últimos años, principalmente debido a la implementación exitosa de políticas monetarias que lograron producir descensos en la inflación.

Por último, en el presente trabajo también se intentó explicar una de las implicancias del efecto pass-through en la economía argentina. Al respecto, analizando la evolución del tipo de cambio real multilateral, se pudo observar cómo se dan periódicamente ciclos de devaluaciones del tipo de cambio nominal que incrementan inicialmente la competitividad de las exportaciones argentinas, pero que con el paso del tiempo este ascenso es absorbido por el efecto pass-through, que hace que las subas en los precios locales provoquen que el tipo de cambio real vuelva a su nivel anterior. Por lo tanto, el efecto pass-through tiene como consecuencia que no se pueda aumentar artificialmente la competitividad de los bienes domésticos mediante una devaluación del tipo de cambio nominal. Una de las principales implicancias de esta cuestión es que, dada la estrecha relación entre tipo de cambio real y cuenta corriente, el ERPT actúa como una restricción para lograr el incremento de las exportaciones por medio de devaluaciones del tipo de cambio nominal.

8. Bibliografía

- Acemoğlu, D.** (2009). “The crisis of 2008: structural lessons for and from economics”. *Globalization and Growth*, 37.
- Ackley, G.** (1978). “The costs of inflation”. *The American Economic Review*, 68(2), 149-154.
- Aguirre, H. y González Padilla, H.** (2018). “Exchange rate pass-through, monetary policy and real shocks: an empirical evaluation”. *Asociación Argentina de Economía Política*, LIII Reunión Anual.
- Aron, J., Macdonald, R. y 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* Vol. 50, 1, 101-143.
- Banco Central de la República Argentina** (2016). “El traspaso del tipo de cambio en América latina: lecciones de la experiencia reciente”. Apartado 3 en *Informe de Política Monetaria*, mayo.
- Banco Central de la República Argentina** (2018). “Traspaso de tipo de cambio a precios: evidencia internacional”. Apartado 4 en *Informe de Política Monetaria*, enero.
- Barro, R. J.** (1995). “Inflation and economic growth”. (No. w5326). National bureau of economic research.
- Bouakez, H. y Rebei, N.** (2005). “Has Exchange Rate Pass-Through Really Declined? Evidence from Canada”. *Journal of International Economics*, N° 75, 249-267.
- Bussière, M. y Peltonen, T. A.** (2008). “Exchange rate pass-through in the global economy: the role of emerging market economies”. Frankfurt: European Central Bank, ECB Working Paper N° 951.
- Bussière, M.** (2007). “Exchange Rate pass-through to trade prices. The role of non-linearities and asymmetries”. Frankfurt: European Central Bank, ECB Working Paper N° 822.
- Ca’ Zorzi, M., Hahn, E. y Sánchez, M.** (2007). “Exchange rate pass-through in emerging markets”. *European Central Bank Working Paper* N° 739.

- Campa, J. y Goldberg, L.** (2002). "Exchange Rate pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?". NBER Working Paper N° 8934.
- Cardozo, J., Domínguez Prost, E. y Garibotti, M.** (2017). "Modelo DSGE: pass-through en economía pequeña y abierta". Asociación Argentina de Economía Política, LII Reunión Anual.
- Caselli, F. G. y Roitman, A.** (2016). "Non-Linear Exchange Rate pass-through in Emerging Markets". IMF Working Paper N° 16/1.
- Choudhri, E., Faruquee, H. y Hakura, D.** (2002). "Explaining the Exchange Rate pass-through in Different Prices". IMF Working Paper N° 02/224.
- Choudhri, E. y D. Hakura** (2001). "Exchange Rate pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?". Journal of International Money and Finance, Vol. 25, Issue 4, 614-639.
- De Bandt, O., Banerjee, A. y Kozluk, T.** (2008). "Measuring long-run Exchange Rate pass-through". Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 2, 2008-6.
- Dornbusch, R.** (1987). "Exchange Rates and Prices". American Economic Review, 77, 93-106.
- Engel, C.** (2009). "Pass-through, Exchange Rates, and Monetary Policy". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 41, Supplement 1 (Feb., 2009), 177-185.
- Engle, R. F. y Granger, C. W.** (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". Econometrica: journal of the Econometric Society, 251-276.
- Fischer, S.** (1983). "Inflation and growth". NBER Working Paper N° 1235.
- Fischer, S.** (1993). "The role of macroeconomic factors in growth". Journal of monetary economics, 32(3), 485-512.
- Fisher, I.** (1911). "The Purchasing Power of Money". American Statistical Association, Vol. 12, No. 96, 818-829.
- Fisher, I.** (1913). "A Remedy for the Rising Cost of Living: Standardizing the Dollar". American Economic Review, III.

- Frenkel, J.** (2006). “El impacto inflacionario de la depreciación cambiaria de 2002 en Argentina”. Nuevos Documentos Cedes (27), 2006.
- Friedman, M.** (1968). “The role of monetary policy”. The American Economic Review, Vol. 58, No. 1 (Mar., 1968), 1-17.
- Friedman, M.** (1977). “Nobel lecture: inflation and unemployment”. Journal of political economy, 85(3), 451-472.
- García-Schmidt, M. y García-Cicco, J.** (2018). “Revisiting the Exchange Rate pass-through: A General Equilibrium Perspective”. Economic Research Working Papers, 2018, N° 82.
- García-Solanes, J. y Torrejón-Flores, F.** (2012). “La fijación de metas de inflación da buenos resultados en América Latina”. Revista CEPAL, 2012, 37-55.
- Ghosh, A.** (2013) “Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America”. Journal of Macroeconomics, Vol. 35, 163-171.
- Goldfajn, I. y Werlang, S.** (2000). “The pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”. Banco Central do Brasil Working Paper Series N° 5.
- Gujarati, D. N. y Porter, D. C.** (2010). “Econometria básica”. Quinta edición, Editorial McGraw Hill.
- Krugman, P.** (1986). “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes”. NBER Working Paper N° 1926.
- Krugman, P.** (2008). “The return of depression economics”. WW Norton & Company.
- Laflèche, T.** (1997). “The impact of exchange rate movements on consumer prices”. Bank of Canada review, 1996 (Winter), 21-32.
- Lucas Jr, R. E.** (1972). “Expectations and the Neutrality of Money”. Journal of economic theory, 4(2), 103-124.
- Lucas Jr, R. E.** (1996). “Nobel Lecture: Monetary Neutrality”. Journal of Political Economy, 104 (4), 661-682.
- Mankiw, N. G.** (2014). “Macroeconomía”. Antoni Bosch editor.

- Médici, F.** (2017). “Discusiones sobre el tipo de cambio. El eterno retorno de lo mismo”. UNM.
- Muth, J. F.** (1961). “Rational expectations and the theory of price movements”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 315-335.
- Obstfeld, M.** (2002). “Exchange Rates and Adjustment: Perspectives from the New Open-Economy Macroeconomics”. *Monetary and Economic Studies* 12 (special edition), 23-46.
- Palleja, M.** (2017). “Conditional Exchange Rate pass-through: A DSGE Model Approach”. Asociación Argentina de Economía Política, LII Reunión Anual.
- Parsley, D. C. y Wei, S. J.** (1996). “Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations”. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1211-1236.
- Phillips, A. W.** (1958). “The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957.” *Economica*, 25(100), 283-299.
- Pollard, P. S., y Coughlin, C.** (2003). “Size matters: Asymmetric exchange rate pass-through at the industry level”. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 029C.
- Richardson, J. D.** (1978). “Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price”. *Journal of International Economics*, Volume 8, Issue 2, 341-351.
- Shambaugh, J.** (2008). “A new look at pass-through,” *Journal of International Money and Finance*, N° 27, 560-591.
- Sidrauski, M.** (1967). “Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy”. *The American Economic Review*, 57(2), 534-544.
- Stiglitz, J. E.** (2010). “Interpreting the Causes of the Great Recession of 2008”. *Financial system and macroeconomic resilience: revisited*. Bank for International Settlements.
- Stockman, A. C.** (1981). “Anticipated inflation and the capital stock in a cash in-advance economy”. *Journal of Monetary Economics*, 8(3), 387-393.
- Taylor, J.B.** (2000). “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”. *European Economic Review*, Vol. 44, Issue 7, 1389-1408.

8.1. Otras fuentes de información

Banco Central de la República Argentina (BCRA): [https:// http://www.bcra.gov.ar/](https://http://www.bcra.gov.ar/)

Banco Mundial: <https://www.worldbank.org/>

Buenos Aires City: <https://sites.google.com/site/bsascity/inflation>

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL):
<https://www.cepal.org/es>

Base de datos Comtrade de la Organización de las Naciones Unidas (ONU):
<https://comtrade.un.org/>

Fondo Monetario Internacional (FMI): <https://data.imf.org/>

Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC):
<https://www.indec.gob.ar/>

IPC Congreso según Unión por Todos: <https://www.unionportodos.org/>