



**UNIVERSIDAD PERUANA DE CIENCIAS APLICADAS**

**FACULTAD DE ECONOMÍA**

**PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS  
INTERNACIONALES**

El impacto del tipo de cambio real y su volatilidad en el desempeño de las  
exportaciones de América Latina durante el periodo 1989-2018

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN**

Para optar el grado de bachiller en Economía y Negocios Internacionales

**AUTOR(ES)**

Vásquez Huanchi, Miriam Elizabeth ([0000-0002-9134-6829](tel:0000-0002-9134-6829))

**ASESOR**

Lengua Lafosse, Patricia ([0000-0003-4175-5111](tel:0000-0003-4175-5111))

**Lima, 4 de diciembre de 2020**

*DEDICATORIA*

*A mi familia*

## AGRADECIMIENTOS

A la profesora Patricia Lengua por toda la colaboración y grandes enseñanzas que sirvieron para la elaboración de este proyecto.

## RESUMEN

Este trabajo de investigación examina el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real, como proxy de la incertidumbre cambiaria, en el desempeño de las exportaciones totales para un panel de países de América Latina en el periodo 1989-2018. Se utilizan las variables como brecha de las exportaciones, brecha del tipo de cambio real, brecha del producto bruto interno, la brecha de la demanda mundial y la brecha de los términos de intercambio. Asimismo, se estima el comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio real modelizándola a través de modelos GARCH. Se estima un modelo panel de Vectores Autorregresivos para una muestra equilibrada de cinco países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México y Perú) para el periodo 1989-2018. Los resultados sugieren que la volatilidad del tipo de cambio real tiene un efecto negativo en las exportaciones de los países seleccionados. Adicionalmente, esta investigación es relevante porque proporciona evidencia empírica de países con diferentes características económicas para comprender el efecto de las variaciones del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones y, por ende, en la estabilidad del crecimiento económico.

Palabras clave: Volatilidad del Tipo de Cambio Real; Exportaciones; GARCH; Panel de datos .

The impact of the volatility of the real exchange rate on the performance of exports of  
Latin American countries during 1989-2018

ABSTRACT

This research work examines the impact of real exchange rate volatility, as a proxy for exchange rate uncertainty, on the performance of total exports for a panel of Latin American countries in the period 1989-2018. Variables such as the export gap, the real exchange rate gap, the gross domestic product gap, the world demand gap, and the trade terms gap are used. Likewise, the behavior of the volatility of the real exchange rate is estimated by modeling it through GARCH models. A panel model of Autoregressive Vectors is estimated for a balanced sample of five Latin American countries (Argentina, Brazil, Chile, Mexico, and Peru) for the period 1989-2018. The results suggest that the volatility of the real exchange rate has a negative effect on the exports of the selected countries. Additionally, this research is relevant because it provides empirical evidence from countries with different economic characteristics to understand the effect of variations in the real exchange rate on export performance and, therefore, on the stability of economic growth.

Keywords: Real Exchange Rate Volatility; Exports; GARCH; Panel data.

## TABLA DE CONTENIDOS

<b>1</b>	<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>MARCO TEÓRICO</b> .....	<b>3</b>
2.1	REVISIÓN DE LA LITERATURA .....	3
2.2	MODELO TEÓRICO .....	7
2.2.1	Modelo de bienes Transables y no Transables .....	8
<b>3</b>	<b>METODOLOGÍA</b> .....	<b>15</b>
3.1	DATOS Y VARIABLES .....	15
3.2	CÁLCULO DE LA VOLATILIDAD .....	20
3.3	ESTIMACIÓN DEL PANEL VAR Y RESULTADOS .....	24
<b>4</b>	<b>CONCLUSIONES</b> .....	<b>30</b>
<b>5</b>	<b>REFERENCIAS</b> .....	<b>31</b>
<b>6</b>	<b>ANEXOS</b> .....	<b>35</b>

## ÍNDICE DE TABLAS

<b>Tabla 1- Variables .....</b>	<b>16</b>
<b>Tabla 2- Estadísticas descriptivas de las Exportaciones Totales.....</b>	<b>17</b>
<b>Tabla 3- Estadísticas descriptivas del tipo de cambio real multilateral .....</b>	<b>17</b>
<b>Tabla 4 – Ecuación de la varianza condicional del tipo de cambio real .....</b>	<b>22</b>
<b>Tabla 5 – Test de Raíz Unitaria LLC .....</b>	<b>26</b>
<b>Tabla 6 – Criterio de Selección de Rezagos.....</b>	<b>27</b>
<b>Tabla 7 - Resultados de la ecuación de las exportaciones del modelo PVAR .....</b>	<b>28</b>
<b>Tabla 8 – Descomposición de la varianza .....</b>	<b>30</b>
<b>Tabla A. 1 – Participación de las exportaciones por país .....</b>	<b>35</b>

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

<b>Gráfico 1 - Evolución de las exportaciones totales de 1989 al 2018 .....</b>	<b>18</b>
<b>Gráfico 2 - Comparación de la participación de las Exportaciones por décadas .....</b>	<b>18</b>
<b>Gráfico 3 - El Tipo de Cambio Real de los países seleccionados .....</b>	<b>19</b>
<b>Gráfico 4 – Volatilidad del tipo de cambio real .....</b>	<b>23</b>
<b>Gráfico 5 - Función impulso respuesta ortogonal del tipo de cambio real y su volatilidad .....</b>	<b>29</b>



## ÍNDICE DE FIGURAS

<b>Figura 1 – Frontera de Posibilidad de Producción.....</b>	<b>10</b>
--	-----------

## 1 INTRODUCCIÓN

Países de América Latina con mayor poder adquisitivo como Argentina, Brasil, Chile, México y Perú son considerados generalmente<sup>1</sup> pequeñas economías abiertas y exportadoras de materias primas. El crecimiento de estas economías en el periodo 2000-2018 ha sido importante y siendo las exportaciones uno de los principales pilares de este crecimiento, las cuales representaron, en promedio, el 21% del PBI de estos países en el periodo analizado. Cabe resaltar que, en dicho periodo, las únicas economías que mantienen un crecimiento sostenible en las exportaciones son Brasil y México. Según Miranda y Mordecki (2013) existe dependencia por parte de las economías exportadoras respecto a la demanda mundial; sin embargo, la creciente volatilidad del tipo de cambio real genera una influencia cuyo impacto varía respecto con la situación de cada economía.

El tipo de cambio real es uno de los indicadores utilizados para medir los cambios en la competitividad<sup>2</sup> entre las economías; sin embargo, no existe un acuerdo sobre el efecto del tipo de cambio real sobre el desempeño de las exportaciones de un país (Berman, Martin y Mayer, 2012). Además, la incertidumbre cambiaria expone a aquellas transacciones internacionales como las exportaciones e importaciones (Ozturk, 2006; Upadhyaya, Dhakal, y Mixon, 2020). Por ello, ante el alto grado de variabilidad cambiaria<sup>3</sup>, los países<sup>4</sup> de América Latina se han movido de un régimen fijo a un régimen de tipo de cambio real flexible (Arize, Osang y Slottje, 2008; Lahura y Vega, 2013).

Según Arize et al. (2008) existe escasa investigación respecto al efecto de la volatilidad del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones de países de América Latina. Por esta razón, y dada la relevancia del impacto del tipo de cambio real (nivel y volatilidad) en el desempeño de las exportaciones de los países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México y Perú) es importante analizar si este impacto es positivo, negativo o neutral.

---

<sup>1</sup> Excepto Argentina, donde el principal motor de las exportaciones son las manufacturas industriales, según la base de datos del Banco Mundial.

<sup>2</sup> Una mayor volatilidad del tipo de cambio real conlleva a un aumento del costo por riesgo-comerciantes adversos y menor comercio exterior. Debido a que el acuerdo del tipo de cambio es ex - ante del contrato comercial y el pago se realiza ex - post al contrato. Paralelamente, si los cambios en el tipo de cambio real se vuelven impredecibles, esto genera incertidumbre sobre los futuros beneficios (Ozturk, 2006).

<sup>3</sup> La incertidumbre cambiaria se asocia al riesgo de los movimientos inesperados del tipo de cambio real (McKenzie, 1999)

<sup>4</sup> Según Lahura y Vega (2013) el Perú adopta el régimen flexible desde 1990, Argentina desde 1991, México desde 1994 y Brasil desde 1999.

Por un lado, para el caso de países exportadores de servicios, como Croacia y Chipre, el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones es positivo porque las exportaciones de servicios son menos expuestas a la incertidumbre cambiaria en comparación con las exportaciones de materias primas (Serenis & Tsounis, 2014). De Grauwe (1988) resalta que si el impacto del efecto-ingreso supera al efecto-sustitución, ello puede conllevar a una relación positiva de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones, y argumenta que depende del grado de aversión al riesgo de los exportadores. Por otro lado, para el caso de países exportadores de materias primas un aumento de la volatilidad del tipo de cambio real disminuye las exportaciones agregadas de países asiáticos (Upadhyaya, Dhakal y Mixon, 2020; Poon, Choong y Habibullah 2005).

En un análisis más centrado de países de América Latina, Arize et al. (2008) y Sauer y Bohara (2001) concluyen que el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en las exportaciones de países América Latina es negativo, ante la adopción de un régimen del tipo de cambio flotante. Según Ozturk (2006), desde una perspectiva tanto teórica como empírica, la relación entre la volatilidad del tipo de cambio real y las exportaciones es ambigua porque los resultados son sensibles al tamaño del periodo de muestra, especificación del modelo, estimación de los indicadores de la volatilidad del tipo de cambio real y los países considerados. Por lo tanto, se considera importante la investigación del efecto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de los países de América Latina para explicar la mejoría o desaceleración de las exportaciones con el fin conocer esta relación sobre un tema caracterizado por evidencias ambiguas según la literatura (Chowdhury, 1993; Arize et al., 2008).

Por lo mencionado anteriormente, teniendo en cuenta la importancia del impacto de la incertidumbre cambiaria en la economía, el presente documento plantea como pregunta de investigación conocer cuál es el efecto del tipo de cambio real y su volatilidad en el desempeño de las exportaciones agregadas de los cinco principales países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México y Perú) para el periodo 1989-2018. En este sentido, se plantea como objetivo general del documento determinar el impacto del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones del grupo de cinco países<sup>5</sup> de América Latina (1989-2018). Los objetivos específicos son: i) Estimar la volatilidad del tipo de cambio real de cada

---

<sup>5</sup> Este documento aplicará la relación en economías como Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

uno de los países seleccionados y ii) Identificar si el tipo de cambio real (nivel y volatilidad) afecta a las exportaciones totales mediante un Panel VAR. Por ello, la hipótesis que se pretende contrastar sugiere que hay un impacto positivo del tipo de cambio real y un impacto negativo de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

Así, el presente documento estima el comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio real, y siguiendo a gran parte de la literatura (tratando de superar la heterocedasticidad de esta variable), según la investigación de Miranda, Mordecki, & Muineló (2017), se utiliza el modelo GARCH (modelo autorregresivo generalizado de heterocedasticidad condicional). Luego, a partir de la serie de cada país se utilizará el modelo Panel Vectores Autorregresivos (PVAR) para estudiar el posible impacto en las exportaciones del conjunto de países seleccionados. Así, este estudio incluye en la sesión siguiente el resumen de la literatura relevante y el modelo teórico sobre el que se basa la investigación, luego, en la sección 3 se analiza la metodología y finalmente, en la sección 4 se incluyen algunas conclusiones.

## **2 MARCO TEÓRICO**

### **2.1 Revisión de la literatura**

En esta sección, se presentan los principales estudios previos que analizan el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones. En primer lugar, se mencionan tanto investigaciones internacionales como nacionales que se realizaron con el fin de verificar la existencia de un impacto significativo de la incertidumbre cambiaria en el desempeño de las exportaciones.

A lo largo de los años, se ha sustentado, a través de diversas investigaciones, la existencia de una relación positiva, negativa o neutral entre la volatilidad del tipo de cambio real y las exportaciones (Arize et al., 2008). Chit, Risov y Willenbockel (2010) buscan examinar el impacto del tipo de cambio real en las exportaciones reales de 5 países emergentes<sup>6</sup> de Asia Oriental hacia 13 países industrializados para el periodo 1982-2006. Para su análisis empírico se realizan pruebas de raíz unitaria y cointegración con el fin de verificar la relación a largo plazo de las variables como la volatilidad del tipo de cambio real y las exportaciones de los países emergentes de Asia Oriental. Los resultados de estas pruebas proporcionan

---

<sup>6</sup> Los países emergentes son: China, Indonesia, Malasia, Filipinas y Tailandia. Y los países industrializados son: Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Alemania, Italia, Japón, Países Bajos, España, Reino Unido y Estados Unidos.

pruebas sólidas respecto a un impacto negativo de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de estos 5 países emergentes de Asia Oriental. Además, este estudio empírico sugiere que el patrón de las exportaciones bilaterales estaría influenciado por otras variables de países terceros. Por ello, es importante resaltar que el estudio sostiene que los resultados son sólidos con diferentes técnicas de estimación y que no dependen de la variable proxy elegida para la incertidumbre del tipo de cambio. En contraste con esta investigación, Siregar y Rajan (2002) examinaron empíricamente los efectos de la volatilidad del tipo de cambio real en la conducta de las exportaciones de Indonesia en el periodo 1990-2000. Cabe resaltar que a pesar de la dramática devaluación real, las exportaciones no mostraron una recuperación estable y fuerte incluso cuatro años después de la crisis. Entonces, ellos consideraron excluir intencionalmente el periodo de crisis en sí mismo para evitar problemas relacionados con varios factores no económicos. Respecto al estudio anterior, Siregar y Rajan (2002) sostienen que la volatilidad del tipo de cambio real afectó negativamente a las exportaciones de Indonesia durante el periodo anterior a la crisis. Esto para demostrar que en una economía como Indonesia si es relevante el análisis del impacto de la volatilidad cambiaria en el desempeño de sus exportaciones. Para un análisis más acotado de países, Masron y Naseem (2008) analizan el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones de Malasia y Turquía en el periodo 1970-2004. Según Masron y Naseem (2008), esta investigación contrasta estudios anteriores respecto a estos dos países, ya que sostienen que efectivamente existe una relación negativa respecto al impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de Malasia. Sin embargo, esta relación no es significativa para el caso de Turquía.

Por otro lado, Bailey, Tavlas y Ulan (1987) buscan abordar la relación teórica de la volatilidad del tipo de cambio real en el crecimiento de las exportaciones con el fin de probar el impacto empírico de dicha volatilidad en el crecimiento real de las exportaciones de 11 países de la OCDE para el periodo de 1973-1984. Lo relevante de esta investigación es que utiliza dos medidas de la volatilidad para los tipos de cambio reales y nominales. Asimismo, después de aplicar 33 regresiones, solo tres apoyan la hipótesis de que la volatilidad del tipo de cambio real disminuye las exportaciones. Es decir, los resultados encontrados son que existe positiva y asociación significativa entre la volatilidad del tipo de cambio real sobre las exportaciones reales de 11 países de la OCDE para el periodo 1973-1984, excepto en los tres casos.

Posteriormente, Berman, Martin y Mayer (2012) analizan el comportamiento de las exportaciones de Francia ante las variaciones del tipo de cambio real para el periodo de 1995-2005. Este documento argumenta que, en presencia de costos de distribución en la exportación, el comportamiento de las empresas de alta y baja productividad es significativamente diferente a una depreciación. Por ello, consideran que esta heterogeneidad tiene consecuencias importantes para el impacto agregado de la volatilidad del tipo de cambio real. Los resultados sugieren que el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de Francia es modesto por la amplia respuesta de las empresas y que depende asimismo de la productividad de la empresa.

Otras investigaciones, que aplican este análisis en países de América Latina, probarían efectivamente la existencia del impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones. Miranda y Mordecki (2013) argumentan que las exportaciones de aquellos países exportadores en el sector primario dependen exclusivamente de la demanda mundial y los precios de estos productos. Asimismo, afirman que la creciente volatilidad del tipo de cambio real podría ser la principal fuente en el desempeño de las exportaciones. Por ello, analizan el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real para un conjunto de países exportadores de materias primas: Brasil, Chile, Nueva Zelanda y Uruguay en el periodo de 1990-2013. Miranda y Mordecki (2013) sostienen que las exportaciones tienen relación positiva con la demanda mundial y los precios internacionales, no obstante, la volatilidad condicional del tipo de cambio real no tiene un efecto significativo en las exportaciones para el conjunto de países seleccionados, con excepción de Uruguay, que presenta una relación negativa tanto en el corto y largo plazo.

También se encuentra la investigación de Miranda, Mordecki y Muínelo (2017), quienes realizan el estudio del impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones para países de Europa, Sudamérica y Oceanía en el periodo 1994-2014. Realizan dos alternativas de modelar la volatilidad del tipo de cambio real como la media móvil de la desviación estándar y la varianza condicional. Los resultados muestran, independientemente de la medida de volatilidad empleada, que la misma no tiene un impacto significativo en el comportamiento de las exportaciones. Sin embargo, al analizar por separado el impacto en cada grupo de países, se encuentra que hay un impacto positivo en aquellos países exportadores de materia prima y un impacto negativo en las exportaciones de países dedicados al sector manufacturero.

Para el caso de Colombia, Vargas (2014) analiza el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real sobre las exportaciones durante el periodo 2000-2012. El estudio sostiene que en base a los resultados, los incrementos de la volatilidad del tipo de cambio real generan disminuciones en las exportaciones colombianas. Este hecho se repite con sus mayores socios comerciales y no con otros países. En otras palabras, argumentan que existe una relación negativa de la volatilidad de tipo de cambio real en el desempeño de sus exportaciones en el corto plazo.

Fracchia y López (2010) estudian el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones de Argentina en el periodo 1992-2009. Sostienen que no se encontró evidencia de un impacto significativo del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones en el largo plazo. No obstante, argumentan que existe impactos positivos y negativos de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones, por lo que no se puede asegurar una relación exacta entre estas variables ya que depende mucho del sector a analizar. Por lo tanto, aseguran que hay poca o nula evidencia favorable a la hipótesis de un mejor desempeño en las exportaciones por el incremento del tipo de cambio real. Sin embargo, Palazzo y Rapetti (2017) analiza el efecto de la volatilidad del tipo de cambio real en las exportaciones argentinas para el periodo 2003-2008. Debido a que en dicho periodo Argentina aplicó una política con el fin de preservar un tipo de cambio real competitivo y estable, los resultados empíricos aseguran que el rol del tipo de cambio real no fue irrelevante como aseguró Fracchia y López (2010), sino que su estudio puede explicar el crecimiento de las exportaciones de Argentina en dicho periodo. Asimismo, sostienen que existe una relación negativa respecto al impacto del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones.

Respecto al caso boliviano, Sucre (2004) analiza el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de Bolivia en el periodo 1985-2001. En el estudio se considera las exportaciones bolivianas totales y por sectores. Los resultados empíricos afirman que el comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio real en el periodo de 1985-2001 no es propicia para incentivar al sector exportador del país. Adicionalmente, Sucre (2004) afirma que, de acuerdo con el análisis econométrico, el comportamiento de las exportaciones totales parece ser afectadas por variaciones en el tipo de cambio real de manera positiva. No obstante, considera que un análisis de las

exportaciones totales podría ocultar muchas diferencias al interior del sector, por lo que realiza un análisis con las exportaciones de cada sector.

Para el caso peruano, Adamo y Silva (2008) examinan el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones manufactureras en el Perú durante el periodo 1994m1-2004m1. Argumentan la importancia de su estudio a que en dicho periodo se evidenció importantes fluctuaciones en las exportaciones mientras que el tipo de cambio real tuvo una marcada depreciación. Asimismo, la estimación de la volatilidad histórica se modeló con una estimación GARCH, obteniendo la varianza condicional. Los resultados obtenidos que sostiene esta investigación muestran el impacto negativo y significativo de la volatilidad del tipo de cambio real hacia las exportaciones peruanas en el largo plazo; sin embargo, esta relación no se aplica para el corto plazo.

Adicionalmente, Aguirre, Ferreira, y Notini (2007) examinan el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el volumen de exportaciones de manufactura de Brasil durante 1986-2002. Las medidas utilizadas para la aproximación de la volatilidad fueron la desviación estándar y el modelo GARCH. Los resultados sostienen que la volatilidad del tipo de cambio real tuvo un impacto perceptiblemente negativo en las exportaciones manufacturadas brasileñas.

## 2.2 Modelo Teórico

Son diversas teorías y modelos que desarrollan la relación entre el tipo de cambio real y las exportaciones de una economía. En primer lugar, de acuerdo con Upadhyaya, Dhakal y Mixon (2020), para cada enfoque se utilizan diferentes metodologías de análisis y se considera los modelos de gravedad que muestra las relaciones entre el tamaño de la economía y su impacto en el intercambio comercial.

En segundo lugar, Schmitt-Grohé, Uribe y Ramos (2008) desarrollan un modelo de bienes transables y no transables que analiza la relación del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones de una economía. En tercer lugar, según Welfens (2019) el impacto del tipo de cambio real en el desempeño de la balanza comercial es tradicionalmente un aspecto relevante en macroeconomía internacional y analiza una nueva condición de Marshall-Lerner (ML), en el cual decide ignorar los precios de mercado para enfocarse únicamente en los cambios del tipo de cambio real e identificar su impacto en la balanza comercial.



El análisis presentado en esta investigación analiza el segundo esquema; es decir, realiza el estudio del impacto del tipo de cambio real en las exportaciones, mediante el modelo de bienes transables y no transables.

### 2.2.1 Modelo de bienes Transables y no Transables

Para representar los efectos del tipo de cambio real en las exportaciones de un país, es necesario aplicar un modelo que facilite la obtención de los impactos de dicha variable. Entonces, el modelo de bienes transables y no transables, basado en una extensión del modelo intertemporal básico, describe una economía donde se deciden elecciones de consumo intertemporal e intratemporal; es decir que los agentes suavizan el consumo en el tiempo con acceso perfecto al mercado de capitales y eligen una canasta de consumo transable y no transable.

Para desarrollar el modelo, se debe tener en cuenta la definición del tipo de cambio real (TCR) con el fin de entender su importancia y relación con el desempeño de las exportaciones de una economía.

#### 2.2.1.1 El Tipo de Cambio Real y el Precio de Bienes No Transables

Según Terra (2015), el TCR se define como el precio relativo de una canasta de bienes producidos en el resto del mundo en términos de la canasta producida localmente.

$$Q = \frac{SP^*}{P} \quad (1)$$

donde Q es el tipo de cambio real, S es el tipo de cambio nominal y P y P\* son los índices de precios nacionales y extranjeros, respectivamente. Asimismo, se considera el índice de precios del consumidor (IPC), como promedio geométrico de precios. Se asume que solo hay dos bienes en la economía, bienes transables y no transables. donde  $\alpha$  es la participación de gastos en bienes no transables. El IPC será  $P = p_N^\alpha p_T^{1-\alpha}$ , donde  $p_N$  y  $p_T$  son los precios de los bienes no transables y transables, respectivamente. Además, se asume que los consumidores de ambos países tienen las mismas preferencias, entonces el IPC del país extranjero es calculado usando la misma fórmula. Se reemplaza el IPC en la definición del TCR y con el supuesto de costo de transporte de que no existe para simplificar el modelo, es decir,  $Sp_T^* = p_T$ . Entonces, el TCR es una función de la relación de precios relativos de precios de bienes no transables en ambos países,  $(p_N/p_T)$ .

$$Q = \left( \frac{p_N^* / p_T^*}{p_N / p_T} \right)^\alpha \quad (2)$$

Entonces, es necesario comprender como se determinan los precios relativos de los bienes no transables para lograr entender lo que determina el TCR. Para simplificar, se asume que el precio de los bienes transables es constante e igual a 1,  $Sp_T^* = p_T = 1$ , entonces

$$Q = \left( \frac{p_N^*}{p_N} \right)^\alpha \quad (3)$$

En consecuencia, las variables que afectan el TCR son aquellas que determinan el precio relativo de bienes no transables en ambos países. Otro supuesto es que  $p_T^*$  es exógeno y no es afectado por las decisiones de consumo y producción del país residente. Es decir, un aumento (disminución) del precio relativo de bienes no transables en el mercado interno del país,  $p_N$ , genera una disminución (aumento) de Q. Es decir, una apreciación(depreciación) del TCR.

#### 2.2.1.2 Producción

Se asume que los recursos se usan eficientemente, en otras palabras, que para aumentar la producción de un bien es necesario reducir la producción del otro. La frontera de posibilidades de producción (FPP) se representa por:

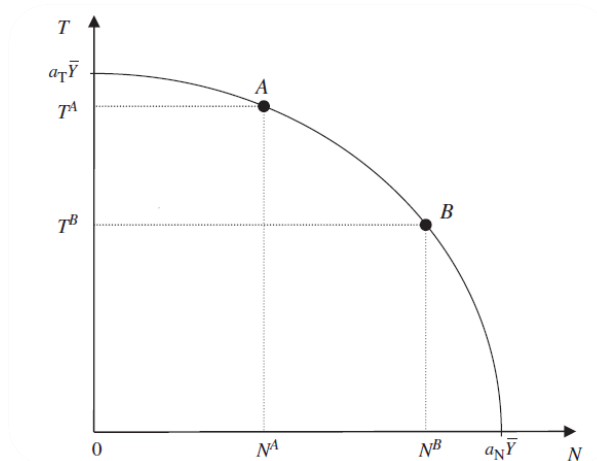
$$\bar{Y} = \left[ \left( \frac{T}{a_T} \right)^\rho + \left( \frac{N}{a_N} \right)^\rho \right]^{1/\rho} \text{ para } \rho > 0 \quad (4)$$

donde T y N representan la cantidad de bienes transables y no transables producidos, respectivamente.  $\bar{Y}$  representa la dotación (costo de producción nulo) de recursos de producción que reciben los individuos en cada periodo.  $a_T$  y  $a_N$  capturan la productividad de cada uno de los dos sectores.  $\rho$  es un parámetro relacionado con la elasticidad de transformación entre los dos bienes.

En la figura 1, la pendiente de la curva de FPP, denotada la tasa marginal de transformación, hace referencia a cómo se puede aumentar la producción del bien transable ante una disminución de la producción del bien no transable.

$$\left. \frac{dT}{dN} \right|_{\bar{Y}} = \left( \frac{a_T}{a_N} \right)^\rho \left( \frac{N}{T} \right)^{\rho-1} \quad (5)$$

**Figura 1 – Frontera de Posibilidad de Producción<sup>7</sup>**



**Fuente:** Terra (2015)

Al igual que otros modelos económicos, el productor maximizará sus ganancias totales de las ventas de ambos bienes producidos, entonces el ingreso agregado corresponde al PBI del país, el cual se representa por  $Y = p_T T + p_N N$ , donde  $p_T = 1$ . Cabe resaltar que la restricción de esta maximización es definida por la FPP.

$$\text{Max} \quad Y_{[T,N]} = T + p_N N$$

$$\text{Sujeto a: } \bar{Y} = \left[ \left( \frac{T}{a_T} \right)^\rho + \left( \frac{N}{a_N} \right)^\rho \right]^{1/\rho}$$

Se aplica Lagrange:

$$\mathcal{L} = T + p_N N - \lambda \left\{ \left[ \left( \frac{T}{a_T} \right)^\rho + \left( \frac{N}{a_N} \right)^\rho \right]^{1/\rho} - \bar{Y} \right\}$$

Se deriva respecto a T, N y  $\lambda$  entonces los resultados después de las condiciones de primer orden son:

La elección óptima para el productor es la asignación (N,T) que satisface la ecuación:

$$p_N = \left( \frac{a_T}{a_N} \right)^\rho \left( \frac{N}{T} \right)^{\rho-1} \quad (6)$$

<sup>7</sup> La frontera de posibilidad de producción refleja la cantidad máxima de bienes y servicios que puede producir la economía en un determinado periodo y en función de los factores de producción (Terra, 2015)

La función de la cantidad de Bienes Transables es  $T = \bar{Y} \left( \frac{a_T^\rho}{\Pi(p_N)} \right)^{\frac{1}{\rho-1}}$  y la función de la cantidad de Bienes No Transables es  $N = \bar{Y} \left( \frac{p_N a_N^\rho}{\Pi(p_N)} \right)^{\frac{1}{\rho-1}}$ , donde la función  $\Pi(p_N)$  puede definirse por:

$$\Pi(p_N) = \left[ a_T^{\frac{\rho}{\rho-1}} + (p_N a_T)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{\frac{\rho-1}{\rho}} \quad (7)$$

Se puede entender que la producción de ambos bienes tiene relación positiva con los recursos disponibles  $Y$  o el factor de productividad total. Por otro lado, un aumento de  $a_T$  aumenta la producción solo en ese sector mientras que reduce el sector no transable. Se reemplaza  $T$  y  $N$  en la ecuación del PBI, y se obtiene el PBI de la economía:

$$Y = \bar{Y} \left[ a_T^{\frac{\rho}{\rho-1}} + (p_N a_T)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{\frac{\rho-1}{\rho}} \quad (8)$$

Por lo tanto, los ingresos disponibles para el consumidor, ya sea guardar o gastar en cada periodo, son descritos por el PBI. Cabe resaltar que los recursos disponibles  $\bar{Y}$ , y la productividad mediante  $a_i$  puede variar en el tiempo  $t$ . Adicionalmente,  $\Pi(p_N)$  puede cambiar con el tiempo porque depende de parámetros de productividad.

### 2.2.1.3 Consumo

El consumidor debe elegir ahorrar en cada periodo o cómo asignar el gasto entre consumir el bien transable y bien no transable.

Se asume, una función logarítmica como  $u(C_t) = \ln(C_t)$ , tal que la función de utilidad, con 2 periodos, se convierte en :

$$U_1 = \ln C_1 + \beta \ln C_2$$

Donde  $\beta$  es el factor de descuento, la composición de la canasta de consumo  $C_t$  refleja las preferencias del consumidor en relación con los dos tipos de bienes y se asume que está representado por una función Cobb-Douglas:

$$C_1 = C_{Tt}^{1-\alpha} C_{Nt}^\alpha$$

donde  $C_{Tt}$  y  $C_{Nt}$  corresponden a las cantidades consumidas de bienes transables y no transables, respectivamente.  $\alpha \in [0,1]$  es un parámetro que determina la proporción de gasto de consumo en bienes no transables.

Es importante resaltar que la asignación de gastos entre los 2 bienes no afecta la decisión de asignación intertemporal de consumo. Además, solo el precio del bien transable se puede usar como numerario, o constante, mientras que el precio del bien no transable puede cambiar con el tiempo.

#### 2.2.1.3.1 Asignación de consumo intertemporal

Para resolver este problema del consumidor, es necesario maximizar la función de utilidad  $U_1 = \ln C_1 + \beta \ln C_2$  sujeto a la restricción de presupuesto del consumidor (RIP) viene dada por  $P_1 C_1 + \frac{P_2 C_2}{1+i^*} = Y_1 + \frac{Y_2}{1+i^*}$ , donde las variables de elección son  $C_1$  y  $C_2$ .

Además, bajo los nuevos supuestos la elección óptima es:

$$\frac{C_2}{\beta C_1} = \frac{P_1(1+i^*)}{P_2} \quad (9)$$

Donde  $\frac{d \ln C_t}{d C_t} = \frac{1}{C_t}$ . Entonces, la ecuación 9 y la restricción de presupuesto del consumidor (RIP) se puede obtener el consumo para cada periodo.

$$P_1 C_2 = \frac{1}{1+\beta} \left[ Y_1 + \frac{Y_2}{1+i^*} \right] \quad (10)$$

$$P_2 C_2 = \frac{(1+i^*)\beta}{1+\beta} \left[ Y_1 + \frac{Y_2}{1+i^*} \right] \quad (11)$$

El supuesto de  $(1+i^*)\beta = 1$ , permite suavizar el consumo. En este caso, el gasto óptimo en cada periodo es:

$$P_1 C_1 = P_2 C_2 = \left[ \frac{(1+i^*)Y_1 + Y_2}{2+i^*} \right] \quad (12)$$

#### 2.2.1.3.2 Cuenta Corriente

El saldo de la cuenta corriente se define en función de las cuentas nacionales, se representa como:

$$CA_t = Y_t + i^* B_t - P_t C_t \quad (13)$$

Se asume que la economía inicia y termina sin deuda o crédito con el resto del mundo,  $B_1 = B_3 = 0$ , entonces  $CA_1 = -CA_2$ . Se sustituye el gasto óptimo de cada periodo en  $CA_t$  y se obtiene la cuenta corriente para cada año:  $CA_1 = \left[ \frac{Y_1 - Y_2}{2 + i^*} \right] = -CA_2$ . Por lo tanto, una deuda en el periodo 1 se cancela en el periodo 2.

#### 2.2.1.4 Asignación de consumo entre bienes transables y no transables

Después de elegir el gasto en cada periodo,  $P_t C_t$ , el consumidor:

$$\text{Max } C_1 = C_{Tt}^{1-\alpha} C_{Nt}^\alpha$$

sujeto a la restricción de los gastos de bienes transables y no transables:

$$C_{Tt} + p_{Nt} C_{Nt} = P_t C_t \quad (14)$$

De la misma forma, el resultado muestra que la tasa marginal de sustitución debe ser igual a los precios relativos:

$$\frac{(1 - \alpha) C_{Tt}}{\alpha C_{Nt}} = p_{Nt} \quad \rightarrow \quad \frac{C_{Tt}}{C_{Nt}} = \left[ \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right] p_{Nt} \quad (15)$$

Esto se reemplaza en la restricción y resulta :

$$C_{Tt} = (1 - \alpha) P_t C_t \quad (16)$$

$$p_{Nt} C_{Nt} = \alpha P_t C_t \quad (17)$$

Luego, se une los resultados de las dos decisiones del consumidor, la intertemporal e intratemporal para determinar el consumo de cada bien en cada periodo para el caso de  $(1 + i^*)\beta = 1$  y se obtiene:

$$C_{Tt} = (1 - \alpha) \left[ \frac{(1 + i^*)Y_1 + Y_2}{2 + i^*} \right]$$

$$p_{Nt} C_{Nt} = \alpha \left[ \frac{(1 + i^*)Y_1 + Y_2}{2 + i^*} \right]$$

Dado que el consumidor consume una parte constante de sus ingresos en cada periodo, el gasto en cada bien también es constante en el tiempo.

### 2.2.1.5 El Precio de Equilibrio

En equilibrio, la producción de bienes no transables debe ser igual al consumo dado que estos productos no pueden exportarse. Además, el precio de equilibrio para bienes no transables debe ser cuando la demanda sea igual a la oferta, expresada como:

$$N_t = C_{Nt}$$

$$N_t = \frac{\alpha}{p_{Nt}} \left[ \frac{(1 + i^*)Y_1 + Y_2}{2 + i^*} \right] \quad (18)$$

Es necesario recordar la ecuación del PBI:  $Y = T + p_N N$  y dado que el valor de consumo no transable es igual en ambos periodos, entonces el valor de la producción debe ser igual. Por lo tanto, el mercado de no transable en equilibrio puede escribirse como:

$$N_t = \frac{\alpha}{p_{Nt}} \left[ p_{Nt} N_t + \frac{(1 + i^*)T_1 + T_2}{2 + i^*} \right] \quad (19)$$

En consecuencia,

$$p_{Nt} = \left[ \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right] \left[ \frac{(1 + i^*)T_1 + T_2}{N_t(2 + i^*)} \right] \quad (20)$$

Donde  $p_{Nt}$  establece un conjunto de 2 ecuaciones definidas luego de la maximización de la del productor, las cantidades producidas son  $T = \bar{Y} \left( \frac{a_T^\rho}{\Pi(p_N)} \right)^{\frac{1}{\rho-1}}$   $N = \bar{Y} \left( \frac{p_N a_N^\rho}{\Pi(p_N)} \right)^{\frac{1}{\rho-1}}$ . Lo cual ayuda a determinar el precio de los bienes no transables en cada periodo.

### 2.2.1.6 El Tipo de Cambio Real y las Exportaciones.

Ahora que se conoce el  $p_{Nt}$  de equilibrio, es necesario relacionarlo con las exportaciones para que nos ayude a entender el impacto del tipo de cambio real en las exportaciones. Por ello, se analiza la balanza comercial que es la producción de bienes transables menos el gasto en bienes transables, es decir exportaciones menos importaciones.

$$TB_t = T_t - C_{Tt}$$

$$TB_t(p_{Nt}) = T_t(p_{Nt}) - C_{Tt}(p_{Nt}) \quad (21)$$

La producción de bienes transables, en otras palabras, las exportaciones, se representa:

$$T = \bar{Y} \left( a_T^\rho \left[ a_T^{\rho-1} + (p_{Nt} a_T)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{-\frac{\rho-1}{\rho}} \right)^{\frac{1}{\rho-1}} \quad (22)$$

donde

$$\frac{\partial TBC_t(p_{Nt})}{\partial p_{Nt}} < 0 \quad (23)$$

ya que

$$\frac{\partial T_t(p_{Nt})}{\partial p_{Nt}} < 0 \quad (24)$$

$$y \quad \frac{\partial C_{Nt}(p_{Nt})}{\partial p_{Nt}} < 0 \quad (25)$$

A través de los precios no transables, se analiza el efecto del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones. Un aumento de los precios no transables genera una caída del tipo de cambio real, lo cual se traduce en una apreciación de la moneda nacional y desincentiva las exportaciones.

En conclusión, este modelo de bienes transables y no transables podría ayudar a entender el mecanismo de la relación del tipo de cambio real y las exportaciones de una economía. Asimismo, este modelo podría ayudar a confirmar o rechazar la hipótesis planteada en esta investigación. En caso de que las variables distintas al tipo de cambio real sean positivas, entonces se cumpliría la hipótesis afirmando que existe una relación positiva del tipo de cambio real en el comportamiento de las exportaciones. No obstante, el desarrollo de este modelo no resulta ser suficiente para responder la incógnita de esta investigación.

### 3 METODOLOGÍA

#### 3.1 DATOS Y VARIABLES

En el presente trabajo se realiza el análisis para una muestra de cinco países de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, México y Perú. El criterio de selección de países se debe a un análisis centrado en los países con mayor poder adquisitivo<sup>8</sup> de América Latina.

---

<sup>8</sup> Según la base de datos del Fondo Monetario Internacional para el año 2018.



Las variables utilizadas son la brecha de las exportaciones<sup>9</sup> totales de bienes (X\_gap), la brecha del tipo de cambio real multilateral<sup>10</sup> (TCRM\_gap)<sup>11</sup>, la brecha de la volatilidad del tipo de cambio real multilateral (VTCRM\_gap), la brecha del Producto Bruto Interno (Y\_gap), la brecha Producto Bruto Interno mundial (YM\_gap) y la brecha de los términos de intercambio (TOT\_gap). Todas las variables de brecha se calculan con el filtro Hodrick-Prescott (HP) (véase la Tabla 1).

**Tabla 1- Variables**

Variable	Notación	Definición y Fuente
Brecha de exportaciones	X_gap	Exportaciones anuales totales en Mil millones de US\$ (a precios constantes de 2010). Brecha calculada por el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: Banco Mundial.
Brecha Producto	Y_gap	Producto bruto interno en Mil millones de US\$ (a precios constantes de 2010). Brecha calculada por el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: Banco Mundial.
Brecha demanda mundial	YM_gap	Producto Bruto Interno mundial del mundo excepto del país i en Mil millones de US\$ (a precios constantes de 2010). Brecha calculada por el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: Banco Mundial.
Brecha de los términos de intercambio	TOT_gap	Índice de términos netos de intercambio (base 2000=100). Brecha calculada por el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: Banco Mundial.
Brecha del tipo de cambio real	TCRM_gap	Tipo de cambio real efectivo de un país contra una canasta de monedas de socios comerciales, en valores anuales. Brecha calculada por el filtro HP. Fuente: Zsolt(2012).
Brecha de la volatilidad del tipo de cambio real	VTCRM_gap	Volatilidad del tipo de cambio real efectivo anual. Frecuencia original mensual. Brecha calculada por el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: Zsolt(2012).

Fuente: Elaboración propia.

<sup>9</sup> En este documento, la brecha de las exportaciones se considera la variable dependiente.

<sup>10</sup> El tipo de cambio real mide el desarrollo del valor real de la moneda del país contra la canasta de los socios comerciales del país. Se calcula a partir del tipo de cambio efectivo nominal y una medida del precio relativo del país i y sus socios comerciales. Un aumento del tipo de cambio real se interpreta como una apreciación de la moneda nacional (Zsolt, 2012).

<sup>11</sup> El TCRM\_gap se utiliza para derivar la volatilidad del tipo de cambio real (VTCRM\_gap).

A continuación, se presenta los principales estadísticos de las variables a utilizar para la estimación del modelo.

**Tabla 2- Estadísticas descriptivas de las Exportaciones Totales**

(Mil millones US\$ a precios constantes de 2010)

Variable	Obs.	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
$X_{GAP_{AR}}$	30	-7.71E-14	3.49	-6.04	6.95
$X_{GAP_{BR}}$	30	1.62E-13	8.99	-18.06	19.31
$X_{GAP_{CL}}$	30	-2.73E-13	2.06	-3.23	5.77
$X_{GAP_{MX}}$	30	-3.79E-13	13.79	-51.92	23.11
$X_{GAP_{PE}}$	30	-9.01E-14	1.671	-4.16	3.04

**Fuente:** Banco Mundial. **Elaboración:** Propia

**Tabla 3- Estadísticas descriptivas del tipo de cambio real multilateral**

Variable	Obs.	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
$TCRM_{GAP_{AR}}$	30	130.06	60.17	55.21	222.09
$TCRM_{GAP_{BR}}$	30	96.26	17.88	63.73	128.04
$TCRM_{GAP_{CL}}$	30	100.95	9.13	83.48	115.20
$TCRM_{GAP_{MX}}$	30	92.56	11.33	68.21	113.28
$TCRM_{GAP_{PE}}$	30	109.32	9.31	90.08	124.40

**Fuente:** Zsolt (2012). **Elaboración:** Propia

De la Tabla 2 y Tabla 3, se puede apreciar los estadísticos descriptivos de las exportaciones y tipo de cambio real respectivamente. Las diferencias entre las series del tipo de cambio real posiblemente generen diferencias en la magnitud del impacto del tipo de cambio real y su volatilidad en las exportaciones de este grupo de países.

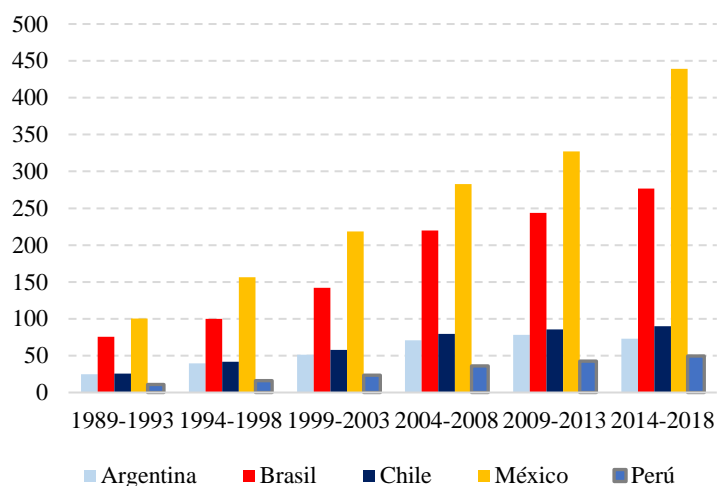
En primer lugar, la variable *dependiente* es la brecha de las exportaciones totales expresadas en miles de millones de US\$ a precios constantes. En el Gráfico 1, para el caso de México, las exportaciones representaron un importante y significativo crecimiento promedio, desde el 2010 hasta el 2018, en 112.05 mil millones de US\$ en base a los datos del Banco Mundial; sin embargo, Argentina presentó una caída de 5 mil millones de US\$ de las exportaciones; y las exportaciones de Chile, Perú crecieron menor a los 5 mil millones de US\$.

Las diferencias de crecimiento de las exportaciones son por las características propias de cada país. Asimismo, según la base de datos del Banco Mundial, se confirma que México es

la única economía de las seleccionadas, en la cual aumentó la participación de las exportaciones (véase en el Gráfico 2).

**Gráfico 1 - Evolución de las exportaciones totales de 1989 al 2018**

(miles de millones de dólares americanos constantes de 2010)

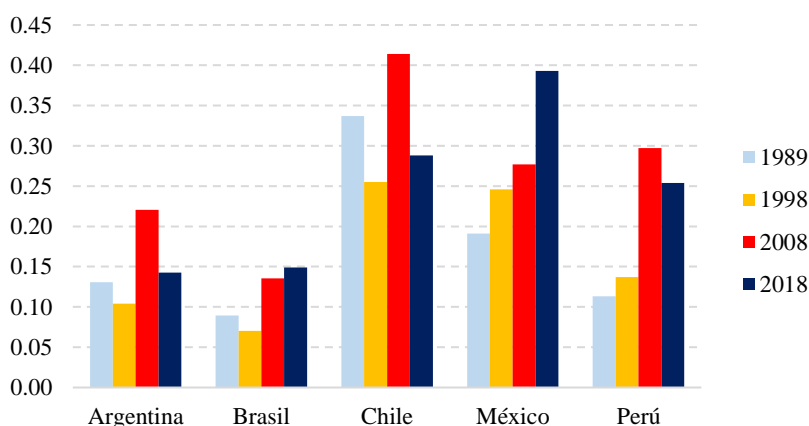


**Fuente:** Banco Mundial. **Elaboración:** Propia

En el Gráfico 2, se puede apreciar que el año 2008, las exportaciones totales representaron para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú el 22%,14%,41%,28%, y 30% del PBI respectivamente. Es importante resaltar que ese periodo estuvo relacionado un una crisis financiera mundial y una década después, la participación de las exportaciones disminuyó, excepto en México (véase la Tabla A.1 en el Anexo).

**Gráfico 2 - Comparación de la participación de las Exportaciones por décadas**

(porcentaje del PBI)



**Fuente:** Banco Mundial **Elaboración:** Propia.

En segundo lugar, el tipo de cambio real puede tener impactos positivos, negativos o no significativos en las exportaciones que dependerá de las características propias del país. En esta investigación, se utiliza la base de datos de Zsolt (2012), donde se define el tipo de cambio real como:

$$REER_t = \frac{NEER_t * CPI_t}{CPI_t^{(extranjero)}}$$

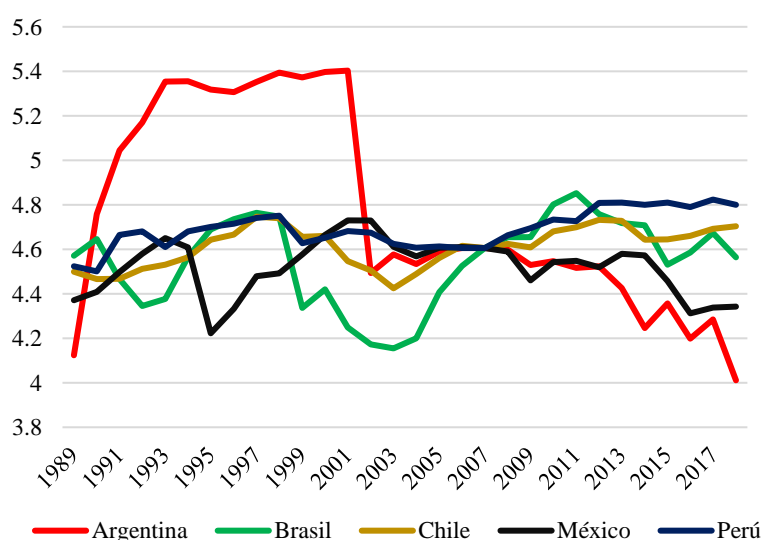
Siendo  $REER_t$  el tipo de cambio real efectivo de un país contra una canasta de monedas de socios comerciales,  $CPI_t$  es el índice de precios de consumo del país de estudio.

$$NEER_t = \prod_{i=1}^N S(i)_t^{w^{(i)}} ; CPI_t^{(extranjero)} = \prod_{i=1}^N CPI(i)_t^{w^{(i)}} ; \sum_{i=1}^N w^{(i)} = 1$$

$S(i)$  es el tipo de cambio nominal bilateral entre el país de estudio y el socio comercial  $i$ ,  $w^{(i)}$  es la participación del socio comercial  $i$ ,  $N$  es el número de socios comerciales. Zsolt (2012) define a un aumento del tipo de cambio real como una apreciación de la moneda nacional.

En el Gráfico 3, se puede apreciar el comportamiento del tipo de cambio real de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú. Del 2001 al 2003, Brasil presentó una caída del tipo de cambio real, que significa una depreciación real de acuerdo con la definición de Zsolt (2012).

**Gráfico 3 - El Tipo de Cambio Real de los países seleccionados**



**Fuente:** Base de datos de Zsolt. **Elaboración:** Propia

Según el modelo teórico<sup>12</sup>, una depreciación real genera un aumento en las exportaciones, y esto se puede confirmar con el gráfico 1, donde las exportaciones de Brasil aumentaron desde 1999. Dado que entre 1989-2000, hay una apreciación real y un crecimiento de las exportaciones da hincapié a cuestionarse el porqué de este crecimiento, dado que la teoría concluye que debería disminuir las exportaciones. Por ello es necesario analizar el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

### 3.2 Cálculo de la volatilidad

Bollerslev, Chou y Kroner (1992) creen que la incertidumbre cambiaria siempre ha sido un tema de relevancia histórica, de igual manera, esta preocupación se ha trasladado a diferentes áreas de la economía, incluida la comprensión del tipo de cambio real y sus variaciones en las variables macroeconómicas. Por lo tanto, en esta investigación, se estima la volatilidad del tipo de cambio real para cada uno de los países seleccionados.

De acuerdo con los estudios previos, las propuestas metodológicas para la estimación de la volatilidad del tipo de cambio real son mediante el uso de los modelos GARCH (*Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity*). Upadhyaya, Dhakal y Mixon (2020) sostienen que el modelo GARCH explica mejor la variable en comparación a otros modelos convencionales como la desviación estándar. Asimismo, argumentan que este modelo presenta una variabilidad condicional no constante a lo largo del tiempo.

Respecto a las series temporales, Bollerslev (1986) sostiene que generalmente se asume que la distribución de la varianza condicional e incondicional es constante en el tiempo (homocedasticidad). Sin embargo, la varianza condicional puede variar a lo largo del tiempo (heteroscedasticidad condicional). Por ello, introduce el proceso GARCH, el cual considera un proceso más general al ARCH y con mayor flexibilidad en el orden de los rezagos (Eagle, 1982). A continuación, se especifica la varianza condicional de un proceso GARCH (p,q):

$$r_T = \sigma_T e_T, \quad e_T \sim N(0,1)$$

$$\sigma_T^2 = \omega + \sum_1^q a_i r_{T-i}^2 + \sum_1^p \beta_j \sigma_{T-j}^2.$$

---

<sup>12</sup> El modelo de bienes transables y no transables, el cual es desarrollado en el Marco Teórico.

donde  $q > 0$  es el número de términos ARCH,  $p > 0$  es el número de términos GARCH. La varianza condicional es representada por tres términos: a) el promedio,  $\omega$ ; b) el término ARCH que mide la volatilidad del periodo previo mediante los residuos al cuadrado de un proceso autorregresivo ( $r_{T-i}^2$ ); y c) el término GARCH que captura el error previo de predicción de la varianza ( $\sigma_{T-j}^2$ ). Por otra parte, dado que la varianza condicional es positiva, los parámetros deben cumplir que  $\omega > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0 \forall i = 1, \dots, q$  y  $\beta_j \geq 0 \forall j = 1, \dots, p$ .

Finalmente, de acuerdo con Bollerslev (1986), el proceso GARCH(p,q) será estacionario; es decir, media cero, no autocorrelación de los errores si y solo si la suma de los coeficientes de ARCH y GARCH son menores a 1. Esto ayudará a descartar los modelos estimados que no cumplan con esta condición.

El proceso GARCH(1,1) es el más empleado en la literatura empírica y se puede representar de la siguiente manera:

$$r_T = \sigma_T e_T \quad e_T \sim N(0,1)$$

$$\sigma_T^2 = \omega + \alpha_1 r_{T-1}^2 + \beta_1 \sigma_{T-1}^2$$

Si  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  el modelo GARCH es estacionario en sentido amplio.

Se ha estimado varios modelos GARCH para cada calcular la volatilidad del tipo de cambio real para cada país y se ha elegido aquel modelo que cumple con las características que tiene los coeficientes significativos, cumple con la estacionariedad, no autocorrelación de residuos quita los elementos GARCH una vez estimado el modelo y en base al criterio Schwarz (BIC)<sup>13</sup>. A continuación, en la tabla 4, se presenta de manera resumida los modelos ARCH-GARCH elegidos para estimar la volatilidad del tipo de cambio real para cada uno de los países tomados en cuenta.

---

<sup>13</sup> Criterio de información Bayesiano

**Tabla 4 – Ecuación de la varianza condicional<sup>14</sup> del tipo de cambio real**

País	Especificación	Coeficientes		
		$C$	$RESID_{t-1}^2$	$GARCH_{t-1}$
Argentina	GARCH(1,1)	0.00004** (0.02830)	0.56743** (0.00220)	0.55115*** (0.00000)
Brasil	GARCH(1,1)	0.00013** (0.01480)	0.62768*** (0.00150)	0.49590*** (0.00000)
Chile	GARCH(1,1)	0.00002 (0.1477)	0.061541* (0.0667)	0.872306*** (0.00000)
México	ARCH(2)	0.000144*** (0.000000)	0.525917*** (0.000100)	0.280002*** (0.007500)
Perú	GARCH(1,1)	0.00002** (0.01160)	0.17369** (0.01120)	0.74989*** (0.00000)

Fuente: Eviews 9. Elaboración: Propia.

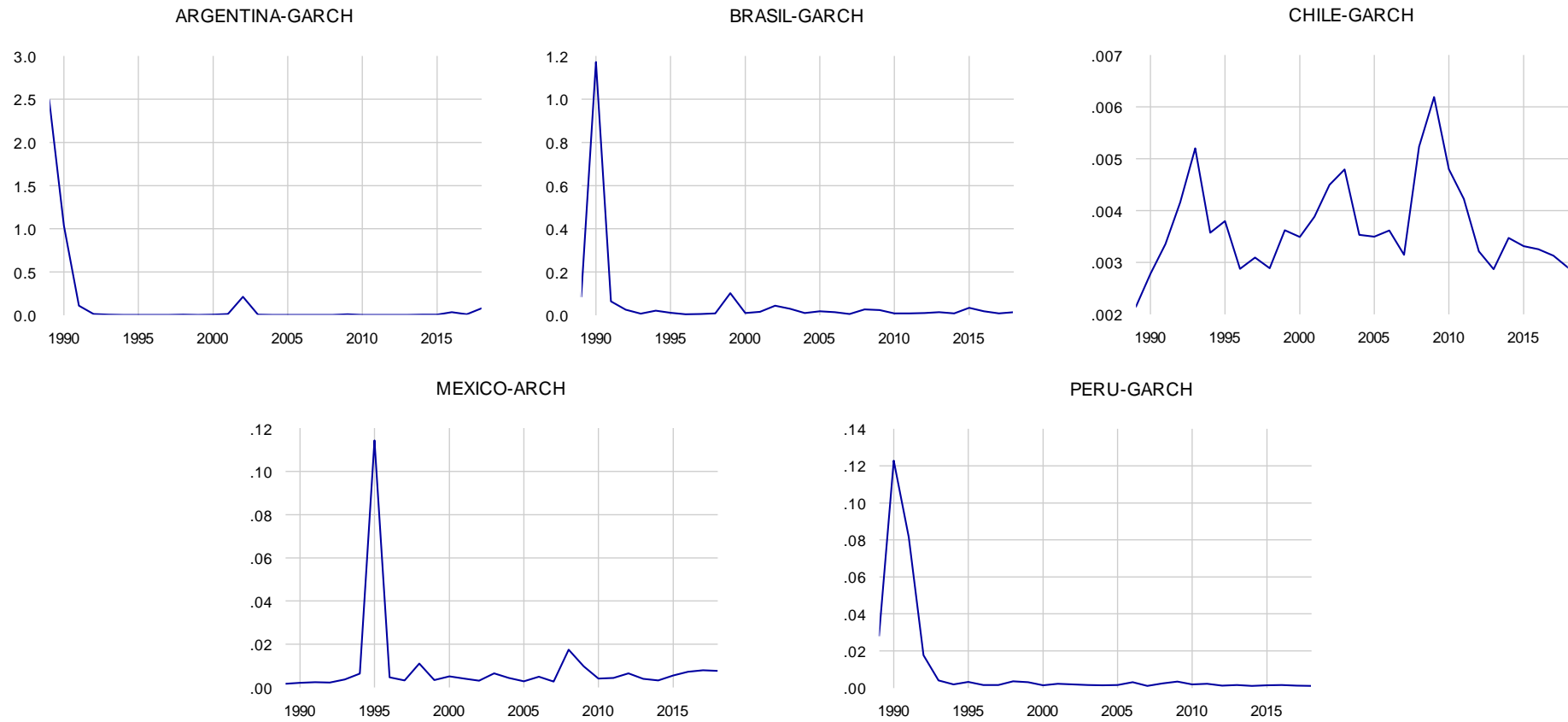
Se utiliza las series en frecuencia mensual para capturar mejor la volatilidad del periodo de estudio; sin embargo, al final de la estimación de la volatilidad mensual del tipo de cambio real se procede a transformarla en términos anuales. Esto último se realiza en base a la investigación de Vita y Abbott (2007), quienes consideran que la volatilidad anual puede ser representada por la suma de la volatilidad mensual<sup>15</sup> para el año  $i$ .

En el Gráfico 4, se presenta la volatilidad del tipo de cambio real en frecuencia anual que posteriormente se utiliza para el modelo conjunto.

<sup>14</sup> La ecuación es de la varianza condicional mensual.

<sup>15</sup> Su acumulación de enero a diciembre permitirá aproximarse a la volatilidad de cada año.

**Gráfico 4 – Volatilidad del tipo de cambio real**



**Fuente:** Base de datos de Zsolt(2012). **Elaboración:** Propia.



### 3.3 Estimación del panel VAR y resultados

Dado que es necesario conocer si las variables endógenas en el sistema son funciones de los valores rezagados de todas las variables endógenas para realizar predicciones o analizar los choques mediante los rezagos (Aparicio y Moreno, 2011). Miranda, Mordecki y Muileno (2017) utilizan el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) como una alternativa simple los modelos de series de tiempo lineales multivariados para analizar las variables macroeconómicas. Dado que estos modelos evitan realizar supuestos estrictos y permiten capturan las interdependencias dinámicas de los datos.

Considerando este marco, en este documento, se utiliza la metodología panel VAR que es la unión de la metodología tradicional VAR, la cual considera un conjunto de variables del sistema como endógenas e interdependientes y permite el control por heterogeneidad individual y temporal (Canova y Ciccarelli, 2013; Miranda, Mordecki y Muileno, 2017; Abrigo y Love, 2015). Asimismo, según lo señalado por Grossmann, Love y Orlov (2014) uno de los principales beneficios de utilizar el método de panel VAR es que, aunque anteriormente se desconocía la relación dinámica entre las variables, se puede especificar el modelo.

A continuación, se presenta la estructura del modelo P-VAR, el cual se caracteriza de ser un modelo de “k” variables endógenas, y su orden de rezago es “p”, que se expresa como:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \dots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it} \quad (1)$$
$$i \in \{1,2, \dots, N\}, t \in \{1,2, \dots, T_i\}$$

donde  $i=1, \dots, N$  representa el país,  $t$  es el tiempo en el periodo anual 1987-2018,  $Y_{it}$  representa las variables endógenas de orden  $(1 \times K)$ ,  $X_{it}$  las variables exógenas de orden  $(1 \times K)$ ,  $u_i$  la variable de efectos fijos<sup>16</sup> y  $e_{it}$  los errores idiosincráticos, ambos de orden  $(1 \times K)$ . Asimismo, los parámetros a estimar del modelo son: las matrices  $A_1, A_2, A_3, \dots, A_p$  de orden  $(K \times K)$  y  $B$  de orden  $(1 \times K)$ . Adicionalmente, el supuesto del modelo es:  $E(e_{it})=0$ ,  $E(e_{it}, e'_{it})= \Sigma$  y  $E(e_{it}, e'_{it})=0 \forall t > s$ .

Para el análisis panel VAR, el vector  $Y_{it}$  de las variables endógenas considera las siguientes variables: brecha de las exportaciones totales de bienes y servicios, brecha del tipo de cambio

---

<sup>16</sup> Logra capturar la heterogeneidad individual no observable (Miranda, Mordecki y Muileno, 2017).

real efectivo, brecha de la volatilidad del tipo de cambio real efectivo. Las variables exógenas son la brecha del producto bruto interno, la brecha del producto bruto interno mundial y la brecha de los términos de intercambio.

Dado que los coeficientes del modelo PVAR de forma reducida no se pueden interpretar, Lütkepohl (2005) muestra que la estabilidad del modelo VAR es consecuencia de que todos los módulos de la matriz  $\bar{A}$  son estrictamente menor a 1:

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & & I_k & 0_k \end{bmatrix}$$

Por ello, luego de aplicar el Test de estacionariedad para el panel VAR se realizan ejercicios de simulación mediante el cálculo de la función impulso respuesta (IRF) para determinar y comparar la magnitud, signo y significancia del impacto ortogonal único de una variable sobre otra, ceteris paribus. Adicionalmente, la descomposición de Cholesky de la matriz de covarianzas residual posibilita aislar el impacto de la innovación en las variables contemporáneas. Después de esto, se examinará la descomposición de la varianza del error de pronóstico (FEVD) para determinar la contribución relativa acumulada a la variabilidad de la variable objetivo en el caso de shocks univariados.

Miranda, Mordecki y Muileno (2017) sostienen la metodología panel VAR permite considerar el rezago de todas las variables endógenas en todos los países que ingresan al modelo del país  $i$ , "interdependencia dinámica". Paralelamente, según Grossman et al. (2014) la ventaja de utilizar un modelo P-VAR sobre un panel simple<sup>17</sup> es que el P-VAR permite el ingreso de todas las variables endógenas y su rezagos entren en el modelo permite reducir los problemas de endogeneidad. Por otro lado, el término " $e_{it}$ " está relacionado entre los países  $i$ , "interdependencia estática". No obstante, el impacto se puede atribuir a la diferencia de la constante de tiempo específica del país, denominada "heterogeneidad transversal".

---

<sup>17</sup> En un panel simple solo se estima una endógena respecto a las demás.

Finalmente, la estimación mediante el modelo P-VAR permite la construcción de un efecto promedio mediante el análisis de grupos heterogéneos de unidades<sup>18</sup> para incluir las diferencias específicas de los países respecto con el promedio (Canova y Ciccarelli, 2013).

Según Miranda, Mordecki y Muileno (2017) y Love y Zicchino (2016), antes de estimar el modelo PVAR, se evalúa la estacionariedad de las series, para ello se aplica la prueba de raíz unitaria<sup>19</sup> a todas las variables.

En este documento, se tiene información de un micro-panel fuertemente balanceado, para los 5 países (N=5) con todas las observaciones para el periodo de 1987-2018 (T=30). Asimismo, el tamaño de T supera al tamaño de N, por consiguiente, se emplea la prueba de raíz unitaria LLC. En la tabla 5, se presenta los resultados relevantes del test de raíz unitaria LLC para el panel de cinco países en el periodo 1987-2018.

**Tabla 5 – Test de Raíz Unitaria LLC**

Variable	Estadístico ajustado t*	P-Value
$X_{gap_t}$	-4.5701	0.0000
$TCRM_{gap_t}$	-4.2953	0.0000
$VTCRM_{gap_t}$	-32.5719	0.0000
$Y_{gap_t}$	-3.4077	0.0003
$YM_{gap_t}$	-5.7216	0.0000
$TOT_{gap_t}$	-4.8197	0.0000

Nota:  $H_0$ : Las variables tienen raíz unitaria.

Fuente: Base de datos del Banco Mundial y Zsolt (2012)

Elaboración: Propia.

Todas las series rechazan la hipótesis nula, es decir, son estacionarias. Asimismo, de acuerdo con la tabla 5, las variables en brecha si cumplen con el supuesto de estacionariedad; entonces, se procede a evaluar el mejor modelo PVAR de acuerdo con los criterios MBIC y MAIC que sugieren 1 rezago como el óptimo para el modelo (véase en la Tabla 6) .

<sup>18</sup> En este documento, la unidad de análisis del panel es a nivel de país.

<sup>19</sup> Para el caso de daros de panel existe amplia variedad de pruebas de raíz unitaria y para este documento se aplica el Test de Levin, Lin y Chu (2002). Asimismo, en el Gráfico A.4, se explica del punto de vista general esta prueba.

**Tabla 6 – Criterio de Selección de Rezagos**

Variables endógenas: TCRM\_gap, VTCRM\_gap, X\_gap      N° Obs      =120  
Muestra: 1994-2017      N° Panel      =5  
T      =24

Rezagos	CD	J	J p-value	MBIC	MAIC	MQIC
1	0.9982463	36.34125	0.4527572	-136.009*	-35.659*	-76.411*
2	0.9977949	19.87975	0.8357644	-109.383	-34.120	-64.685
3	0.9977423	19.19216	0.380081	-66.983	-16.808	-37.184
4	0.9026844	8.163359	0.5177713	-34.924	-9.837	-20.025

(\*) indica el orden de rezago seleccionado por el criterio de información

J: estadístico J de Hansen

MBIC: Criterio de Información Bayesiano

MAIC: Criterio de Información Akaike

MQIC: Criterio de Información Hannan-Quinn

Para modelos dinámicos de panel con efectos fijos no observables, el criterio de selección consistente para el número óptimo de rezagos se estima utilizando el método generalizado de momentos (Andrews y Lu, 2001). Luego de determinar el número óptimo de rezagos de las variables se procede con la estimación del modelo panel VAR.

De acuerdo con el objetivo principal de este documento de investigación, se presenta de forma general la ecuación de las exportaciones:

$$X_{gap_{it}} = \alpha_1 TCRM_{gap_{it-1}} + \alpha_2 VTCRM_{gap_{it-1}} + \alpha_3 X_{gap_{it-1}} + \beta_1 Y_{gap_{it}} + \beta_2 YM_{gap_{it}} + \beta_3 TOT_{gap_{it}} + u_i + e_{it} \quad (23)$$

donde las variables endógenas del modelo son {TCRM\_gap, VTCRM\_gap, X\_gap} y las variables exógenas del modelo {Y\_gap, YM\_gap, TOT\_gap},  $u_i$  variable de efectos fijos y  $e_{it}$  los errores idiosincráticos. Los parámetros por estimar del modelo son los coeficientes  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta_1, \beta_2$  y  $\beta_3$ .

**Tabla 7 - Resultados de la ecuación de las exportaciones del modelo PVAR**

Panel vector autoregression  
GMM Estimation

N° de obs = 140  
N° de panels = 5  
Ave. N° T = 28.000

Ecuación X_gap	Coeficientes	P-Value
tcrm_gap (-1)	-0.0952975***	0.005
vtcrm_gap (-1)	-2.469607***	0.009
x_gap (-1)	0.3650104***	0.000
y_gap	0.0412057	0.239
ym_gap	0.0036837***	0.002
tot_gap	-0.0018275	0.946

Fuente: Banco Mundial y Zsolt.

En la Tabla 7 se presenta los resultados relevantes de la ecuación de las exportaciones de la ecuación 23. La estimación del modelo panel VAR es estable, es decir, estacionario. Por un lado, la volatilidad del tipo de cambio real resultó significativa al 1% en modelo panel VAR elegido. El resultado arrojó un impacto significativo y negativo, acorde con la evidencia empírica para países exportadores de materias primas. Miranda, Mordecki y Muileno (2017) afirman que el comportamiento del país “promedio” exportador frente a la incertidumbre cambiaria podría fundamentarse en países no adversos al riesgo. Por otro lado, una apreciación del tipo de cambio real en el periodo anterior genera un aumento de los precios no transables y desincentiva las exportaciones, acorde con el modelo teórico.

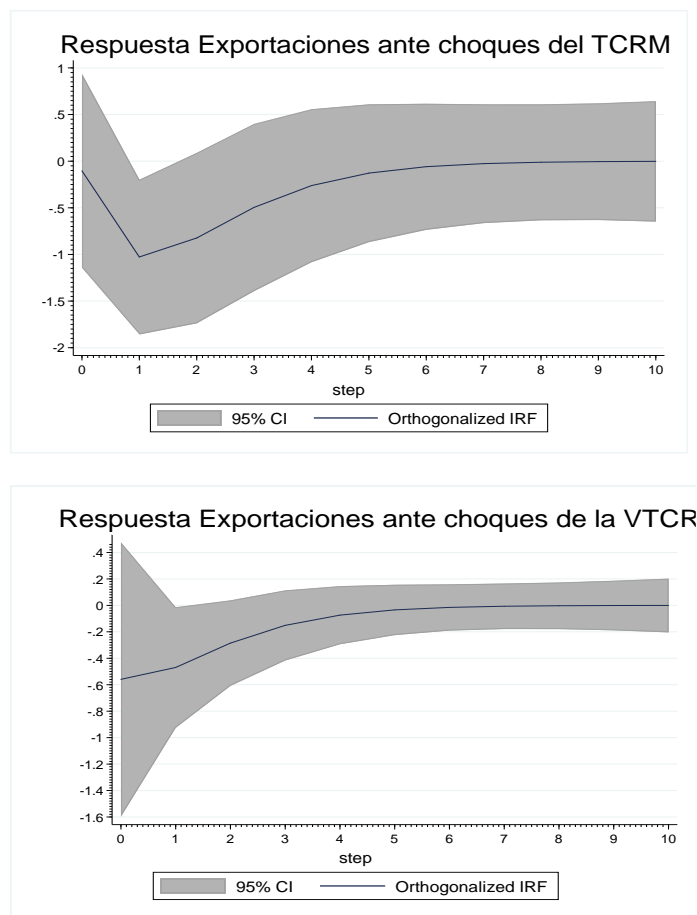
La principal variable explicativa explicar el comportamiento en las exportaciones es la demanda mundial, la misma que resultó significativa al 1 % y con coeficiente positivo. En otras palabras, un incremento en la demanda en otras partes del mundo incrementa las exportaciones de los países seleccionados, lo cual es consistente con la teoría económica.

Es importante resaltar que el objetivo de la investigación se centra en cuantificar como el impacto de un shock en la volatilidad del tipo de cambio real afecta a las exportaciones totales. Por ello, en el Gráfico 5, se presentan las funciones impulso respuesta ortogonales

que permite comparar la magnitud de los shocks macroeconómicos del tipo de cambio real y su volatilidad.

Específicamente, en el Gráfico 5 se observa que un impulso de magnitud de un desvío estándar de la variable: i) brecha del tipo de cambio real (apreciación de la moneda nacional) genera una respuesta en el corto plazo (10 años) de las exportaciones una caída de 0.10 miles de millones de US\$ y 1.02 miles de millones, respectivamente; y ii) la volatilidad del tipo de cambio real disminuye inicialmente las exportaciones en 0.55 miles de millones de US\$ de la brecha de las exportaciones y 0.47 miles de millones de US\$, respectivamente. En todos los casos, al final de los diez periodos, la función impulso-respuesta ortogonal se estabiliza rápidamente, es decir, converge a cero (véase en el Gráfico 5).

**Gráfico 5 - Función impulso respuesta ortogonal del tipo de cambio real y su volatilidad**



Por otro lado, los movimientos de la brecha de las exportaciones en horizontes cortos y largos principalmente se deben a choques a sí misma. En horizontes cortos, la contribución del tipo de cambio real (0.02%) es menor a la contribución de su volatilidad (0.8%); caso contrario para horizontes largos (véase la Tabla 8).

**Tabla 8 – Descomposición de la varianza**

Respuesta de la variable	Impulso de la variable			
	X_gap	term_gap	vterm_gap	x_gap
1	0.00027	0.00802	0.99171	
2	0.02344	0.01172	0.96483	
3	0.03725	0.01312	0.94963	
4	0.04220	0.01351	0.94429	
5	0.04359	0.01361	0.94281	
6	0.04392	0.01362	0.94246	
7	0.04399	0.01363	0.94238	
8	0.04400	0.01363	0.94237	
9	0.04400	0.01363	0.94236	
10	0.04401	0.01363	0.94236	

Nota: Identificación a lo Cholesky

Fuente: Banco Mundial y Zsolt

#### 4 CONCLUSIONES

En este documento se examinó el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en el desempeño de las exportaciones de cinco países de América Latina a partir de datos anuales en el periodo de 1989 hasta 2018. El cálculo de la volatilidad del tipo de cambio real fue mediante modelos ARCH-GARCH. La relación macroeconómica entre la volatilidad del tipo de cambio real y las exportaciones totales se examinó a través de la metodología panel VAR. Dada esta metodología, se realizó las funciones impulso respuesta y la descomposición de la varianza, las cuales lograron explicar la magnitud de estos impactos en las exportaciones.

Por un lado, existe un impacto positivo del tipo de cambio real en las exportaciones y se afirma que el modelo teórico puede explicar este comportamiento para los países seleccionados. Por otro lado, se encontró que existe un impacto negativo de la volatilidad del tipo de cambio real sobre las exportaciones en el grupo de 5 países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México y Perú) para el periodo de 1989-2018. En otras palabras,

mayor incertidumbre cambiaria genera mayor incertidumbre en las ganancias esperadas y desincentiva las exportaciones de este grupo de países. Por ello, se puede afirmar que se aceptan las hipótesis planteadas inicialmente en la investigación.

Si bien se encontró que existe baja magnitud del impacto del tipo de cambio real en las exportaciones, estos resultados no se pueden considerar como irrelevantes para los hacedores de política porque en este grupo de países hay dos tipos de países, amantes o adversos al riesgo. Por lo tanto, se recomienda realizar análisis país por país en estudios futuros para descubrir el impacto del tipo de cambio real y su volatilidad sobre las exportaciones totales para cada uno de los países seleccionados de América Latina.

## 5 REFERENCIAS

**Abrigo, M. R., & Love, I. (2015).** Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs. manuscript, Febr 2015 available on [http://paneldataconference2015](http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program.Michael-Abrigo.pdf) ceu. hu/Program. Michael-Abrigo. pdf.

**Adamo, A. & Silva, M., (2008).** El impacto de la volatilidad del tipo de cambio sobre el nivel de exportaciones manufactureras en el Perú: 1994-2004. Seminario de Investigación. Universidad del Pacífico. <http://www.zonaeconomica.com/files/peru-tdc.pdf>

**Aguirre, A., Ferreira, A., & Notini, H. (2007).** The impact of exchange rate volatility on Brazilian manufactured exports. *Económica*, 53, 3-19.

**Andrews, D. W., & Lu, B. (2001).** Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 101(1), 123-164.

**Aparicio, C., & Moreno, H. (2011).** Calidad de la cartera crediticia bancaria y el ciclo económico: una mirada al gasto en provisiones bancarias en el Perú (2001-2011). Documento de trabajo, 3, 27-citation\_lastpage.

**Arize, A. C., Osang, T., & Slottje, D. J. (2008).** Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. *International Review of Economics & Finance*, 17(1), 33-44.



- Bailey, M. J., Tavlas, G. S., & Ulan, M. (1987).** The impact of exchange-rate volatility on export growth: Some theoretical considerations and empirical results. *Journal of Policy Modeling*, 9(1), 225–243. [https://doi.org/10.1016/0161-8938\(87\)90010-X](https://doi.org/10.1016/0161-8938(87)90010-X)
- Berman, N., Martin, P., & Mayer, T. (2012).** How do different exporters react to exchange rate changes? *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 437-492
- Bollerslev, T. (1986).** Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992).** ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, 52(1-2), 5-59.
- Canova, F. & Ciccarelli, M. (2013).** Panel vector autoregressive models: A survey. *VAR Models in Macroeconomics–New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims (Advances in Econometrics, Volume 32)* Emerald Group Publishing Limited, 32, 205 – 246.
- Chit, M. M., Rizov, M., & Willenbockel, D. (2010).** Exchange rate volatility and exports: New empirical evidence from the emerging East Asian economies. *World Economy*, 33(2), 239–263. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2009.01230.x>
- Chowdhury, A. (1993).** Does exchange rate variability depress trade flows? Evidence from error correction models. *Review of Economics and Statistics*.
- De Grauwe, P. (1988).** Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *Staff Papers*, 35(1), 63-84
- Eagle, R. F. (1982).** Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- Fracchia, E., & López Amorós, M. (2010).** Tipo de cambio y exportaciones en Argentina: revisando mitos. *Anales de XLV, Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, 15, 16-17.

- Grossmann, A., Love, I. & Orlov, A.** (2014). The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 1 – 27.
- Lahura, E., & Vega, M.** (2013). Regímenes cambiarios y desempeño macroeconómico: una evaluación de la literatura.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J.** (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Love, I., & Zicchino, L.** (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210.
- Lütkepohl, H.** (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Masron, T. A., & Naseem, N.** (2008). *Export, economic integration and exchange rate volatility in Turkey and Malaysia*. University Library of Munich, Germany.
- McKenzie, M. D.** (1999). The impact of exchange rate volatility on international trade flows. *Journal of economic Surveys*, 13(1), 71-106.
- Miranda, R., & Mordecki, G.** (2013). *Impacto De La Volatilidad Del Tipo De Cambio Real En Las Exportaciones : Estudio Comparativo 1990-2013*. 5090.
- Miranda, R., Mordecki, G., & Muínelo, L.** (2017). Impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en las exportaciones: Evidencia empírica para Europa, Sudamérica y Oceanía. *Serie Documentos de Trabajo*; 9/17.
- Ozturk, I.** (2006). Exchange rate volatility and trade: A literature survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3(1).
- Palazzo, G., & Rapetti, M.** (2017). Tipo de cambio real y exportaciones: evidencia de Argentina 2003-2008. *Cuadernos Económicos de ICE*, (94).
- Poon, W., Choong, C., & Habibullah, M.** (2005). Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries: Evidence from Error Correction Model. *ASEAN*

Economic Bulletin, 22(2), 144-159. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/25773851>

**Sauer, C., & Bohara, A. K.** (2001). Exchange rate volatility and exports: Regional differences between developing and industrialized countries. *Review of International Economics*, 9(1), 133–152. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00269>

**Schmitt-Grohé, S., Uribe, M., & Ramos, A.** (2008). *International macroeconomics*. Durham: Duke University.

**Serenis, D., & Tsounis, N.** (2014). Exchange Rate Volatility and Aggregate Exports: Evidence from Two Small Countries. *ISRN Economics*, 2014, 1–10. <https://doi.org/10.1155/2014/839380>

**Siregar, R., & Rajan, R. S.** (2002). Impact of exchange rate volatility on Indonesia's trade performance in the 1990s. *Journal of the Japanese and International Economies*, 18(2), 218–240. [https://doi.org/10.1016/S0889-1583\(03\)00050-9](https://doi.org/10.1016/S0889-1583(03)00050-9)

**Sucre, M.** (2004). *Evaluación del Tipo de Cambio Real y su efecto sobre el desempeño exportador: El Caso Boliviano*.

**Terra, C.** (2015). *Principles of International Finance and Open Economy Macroeconomics: Theories, Applications, and Policies*. Academic Press.

**Upadhyaya, K. P., Dhakal, D., & Mixon, F. G.** (2020). Exchange Rate Volatility and Exports: Some New Estimates from the Asean-5. *The Journal of Developing Areas*, 54(1). <https://doi.org/10.1353/jda.2020.0004>

**Vargas Torres, L. S.** (2014). Efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre las exportaciones: caso colombiano 2000-2012.

**Vita, G. D., & Abbott, A.** (2007). Do exchange rates have any impact upon UK inward foreign direct investment? *Applied Economics*, 39(20), 2553-2564.

**Welfens, P. J.** (2019). New Marshall-Lerner conditions for an economy with outward and two-way foreign direct investment. *International Economics and Economic Policy*, 16(4), 593-617.

Zsolt, D. (2012). Real effective exchange rates for 178 countries: a new database. Working Paper 2012/06.

## 6 ANEXOS

*Tabla A. 1 – Participación de las exportaciones por país*

Periodo	Argentina	Brasil	Chile	México	Perú	
1989-1993	8.9	9.4	30.5	16.4	12.8	
1994-1998	9.7	7.6	26.9	22.5	13.4	
1999-2003	17.3	12.3	32.0	23.9	17.0	
2004-2008	23.0	14.6	42.1	28.3	28.3	
2009-2013	17.6	11.4	35.8	30.3	27.4	
2014-2018	12.6	12.8	29.6	36.1	23.3	
Promedio	14.9	11.3	32.8	26.2	20.4	21.1

**Fuente:** Banco Mundial. **Elaboración:** Propia