



**Instituto de Economía**

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración  
Universidad de la República - Uruguay

## Impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en las exportaciones: Evidencia empírica para Europa, Sudamérica y Oceanía

---

Ronald Miranda  
Gabriela Mordecki  
Leonel Muinelo

**INSTITUTO DE ECONOMÍA**

Serie Documentos de Trabajo

Setiembre, 2017

DT 09/2017

ISSN: 1510-9305 (en papel)  
ISSN: 1688-5090 (en línea)

Los autores quieren agradecer los comentarios y sugerencias de Elizabeth Bucacos, Bibiana Lanzilotta, Fernando Lorenzo, Pablo Galaso, Carlos Bianchi, Verónica Amarante, Andrés Ríos y los participantes del Seminario Interno del IECON del día 22 de agosto de 2017. Este trabajo fue posible gracias al apoyo financiero del Instituto de Economía (FCEyA–UdelaR) y la Comisión Académica de Posgrado (CAP–UdelaR). Los posibles errores son de exclusiva responsabilidad de los autores.

Forma de citación sugerida para este documento: Miranda, R., Mordecki, G. y Muínelo-Gallo, 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, DT 09/2017. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

## Impacto de la volatilidad del tipo de cambio real en las exportaciones: Evidencia empírica para Europa, Sudamérica y Oceanía

Ronald Miranda\*  
Gabriela Mordecki\*\*  
Leonel Muinelo\*\*\*

### Resumen

Este trabajo investiga empíricamente el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real (TCR), como proxy de la incertidumbre cambiaria, sobre las exportaciones totales de bienes para un panel de países de Europa, Sudamérica y Oceanía en el período 1994 – 2014. La metodología empleada consiste en técnicas de estimación de modelos de datos de panel con vectores auto-regresivos (panel VAR), el análisis de la función impulso–respuesta y la descomposición de varianza. La volatilidad del TCR se modelizó mediante dos alternativas: la media móvil del desvío estándar y la varianza condicional. Considerando el panel total de países, independientemente de la medida de volatilidad empleada, se obtiene que la misma no tiene un efecto significativo sobre las exportaciones. Sin embargo, considerando por separado diferentes grupos de países, se encuentra que la volatilidad del TCR tiene un efecto significativo y positivo en los países exportadores de commodities, y significativo y negativo en los países exportadores de manufacturas. No obstante, en ambos casos el efecto resultó de muy baja magnitud. El estudio es relevante en la medida que aporta evidencia empírica para economías con diferentes características económicas en la comprensión de los efectos que la incertidumbre cambiaria tiene sobre la estabilidad del comercio internacional, y por ende, en la estabilidad del crecimiento económico.

Palabras clave: Volatilidad del tipo de cambio real; Exportaciones; Panel con vectores auto-regresivos.

Código JEL: C33; F31; F41.

\* Instituto de Economía de la Universidad de la República, Joaquín Requena 1375, Código Postal 11200, Montevideo, Uruguay. E-mail: rmiranda@iecon.ccee.edu.uy.

\*\* Instituto de Economía de la Universidad de la República, Joaquín Requena 1375, Código Postal 11200, Montevideo, Uruguay. E-mail: gabriela@iecon.ccee.edu.uy.

\*\*\* Instituto de Economía de la Universidad de la República, Joaquín Requena 1375, Código Postal 11200, Montevideo, Uruguay. E-mail: lmuinelo@iecon.ccee.edu.uy.

# Impact of real exchange rate volatility on exports: Empirical evidence for Europe, South America and Oceania

Ronald Miranda  
Gabriela Mordecki  
Leonel Muínelo

## Abstract

This paper investigates empirically the impact of real exchange rate (RER) volatility, as a proxy of exchange rate uncertainty, on total exports for a panel of European, South American and Oceania countries during the period 1994 – 2014. The methodology used for the estimation consists of the combination of panel data models with autoregressive vectors (panel VAR) technique, analysis of the impulse-response functions and the variance decomposition. RER volatility was modeled by two alternatives: the standard deviation moving average and the conditional variance. Considering the total panel of countries, regardless of the measure of volatility used, it does not have a significant effect on exports. However, considering separately different groups of countries, RER volatility has a significant and positive effect on commodity-exporting countries, and significant and negative on manufacturing exporting countries. Nevertheless, in both cases the effects were very low. This study is relevant since it provides empirical evidence on the understanding of the exchange rate uncertainty effects on the stability of international trade, and hence on the stability of economic growth for economies with different characteristics.

JEL classification: C33; F31; F41.

Keywords: Real exchange rate volatility; Exports; Panel vector autoregression.

---

## 1. Introducción

El quiebre del sistema cambiario adoptado en Bretton Woods a inicio de 1970s tuvo como una de sus consecuencias la libre flotación de las principales monedas en el mundo, generando a partir de allí la preocupación por los efectos que la variabilidad cambiaria pudiera tener en el comercio internacional (Kandilov, 2008). Así, el tema pasó a ser relevante para los investigadores cuando las economías comenzaron a experimentar volatilidad cambiaria producto de abandonar regímenes cambiarios fijos y pasar a regímenes cambiarios flexibles (Arize et al., 2008).<sup>1</sup>

A partir de ese momento surge una extensa literatura, tanto teórica como empírica, de los efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre el comercio internacional. La teoría no es concluyente y señala la posibilidad de impactos negativos, positivos o neutrales al respecto, lo cual, ha sido respaldado por la evidencia empírica. La mayoría de los trabajos de investigación intentan obtener un resultado concluyente, y particularmente en favor del impacto negativo de la volatilidad del tipo de cambio en el comercio internacional, sin embargo, los mismos han resultado heterogéneos, y continúa siendo un tema de debate en la literatura (McKenzie, 1999).

En este sentido, y a los efectos de arrojar luz sobre el debate actual, el objetivo de la investigación es analizar empíricamente cómo la incertidumbre cambiaria, medida a través de la volatilidad del tipo de cambio real (TCR) –efectivo–, afecta el comercio internacional (exportaciones) de un conjunto de países de Sudamérica, quince países de Europa (E-15) y dos países de Oceanía (Australia y Nueva Zelanda) para el período 1994.01 – 2014.12. El hecho de considerar un panel de países de Sudamérica y Oceanía -principalmente exportadoras de commodities- y E-15 -predominantemente exportadoras de manufacturas-, permite alcanzar un abordaje más profundo de los efectos de la incertidumbre cambiaria sobre las exportaciones en países con características económicas diferentes. Los efectos que pueda tener la volatilidad del TCR en el comercio internacional son relevantes en la medida que un crecimiento sostenible y estable del comercio contribuye directamente sobre el crecimiento interno de las economías.

Para el presente propósito, se indaga si ¿Afecta la volatilidad del TCR las exportaciones en el panel de países de Europa, Sudamérica y Oceanía en el corto y mediano plazo? ¿Cuál es el signo de dicho impacto? En este sentido, el trabajo se plantea contrastar la siguiente hipótesis: Hipótesis 1) la volatilidad del TCR presenta un efecto negativo en las exportaciones en el panel de países de Europa, Sudamérica y Oceanía en el corto y mediano plazo.

El hecho de considerar los países de Europa sesgados hacia las exportaciones de manufacturas, y las economías de Sudamérica y Oceanía principalmente exportadoras de commodities, permite distinguir en el análisis entre economías exportadoras de manufacturas y economías exportadoras de commodities, y no centrarse en la división más tradicional de la literatura entre economías avanzadas y economías emergentes o en desarrollo. Ello conduce a indagar adicionalmente si ¿Existe impacto de la volatilidad del TCR en las exportaciones de los países exportadores de manufacturas y en los países exportadores de commodities en el corto y mediano plazo? ¿Cuál es el signo de dicho efecto? Por lo cual se contrasta la siguiente hipótesis: Hipótesis 2) la volatilidad del TCR presenta un impacto negativo en las exportaciones en el panel de países exportadores de manufacturas (Europa) y el panel de países exportadores de

---

<sup>1</sup> Entendiendo por variabilidad cambiaria al riesgo asociado a los movimientos inesperados del tipo de cambio (McKenzie, 1999).

commodities (Sudamérica y Oceanía) en el corto y mediano plazo. Sin embargo, la magnitud de dicho impacto varía de acuerdo a la orientación exportadora: los países exportadores de manufacturas presentan un leve impacto, en tanto, los países exportadores de commodities presentan un fuerte impacto.

La metodología de análisis propuesta para este estudio es un modelo de datos de panel con vectores autorregresivos (panel VAR), desarrollada por Abrigo y Love (2015), para una dimensión de sección transversal de 27 países y una dimensión de series de tiempo correspondiente al período 1994.01 – 2014.12. El análisis macroeconómico consiste en estudiar la relación dinámica de corto y mediano plazo entre las exportaciones totales de bienes y un conjunto de variables determinantes de las mismas, en particular la volatilidad del TCR. Adicionalmente, se plantea el análisis de la función impulso–respuesta para mostrar como la variable exportaciones responde ante shocks ortogonales individuales de las variables explicativas consideradas, manteniendo el foco en el efecto de la volatilidad del TCR sobre las exportaciones. De manera que, el principal interés está en estudiar si la dinámica entre exportaciones y volatilidad del TCR difiere entre países con distintas características económicas, intentará responderse a través de la aplicación de un modelo de panel VAR de efectos fijos. Finalmente, se presentará la descomposición de varianzas, la cual permite visualizar el porcentaje de la variación de una variable -particularmente las exportaciones- que es explicada por el shock de la otra variable -determinantes- a lo largo del tiempo (Canova y Ciccarelli, 2013).

La técnica de panel VAR es novedosa, y ha recibido mucha atención recientemente, sobre todo en la literatura empírica cuando se cuenta con paneles de información con la dimensión temporal  $T$  lo suficientemente grande y la dimensión transversal  $N$  pequeña. Una de las principales razones para utilizar técnica de panel, y no solo restringirse al análisis de series temporales es el aumento de la potencia que se puede obtener al explotar la dimensión de la sección transversal (Canova y Ciccarelli, 2013).

Por otra parte, no existe un consenso en la literatura teórica y empírica sobre cuál es la mejor alternativa para estimar la volatilidad del tipo de cambio como medida de incertidumbre cambiaria, por tanto, en este estudio se modela la misma mediante diversas aproximaciones estándares definidas en la literatura. La variable de volatilidad a estimar es el TCR –efectivo– y se calculará mediante el promedio móvil del desvío estándar y alguna especificación de los residuos al cuadrado de un proceso autorregresivo de media móvil -ARIMA- (varianza condicional, introducida por Engle, 1982 y Bollerslev, 1986).

Por tanto, este estudio es relevante en la medida que busca contribuir, en primer lugar, a la literatura reciente internacional aportando evidencia empírica de los efectos de la volatilidad del TCR en las exportaciones para un conjunto de países con características económicas diferentes, particularmente diferenciando las economías exportadoras de commodities y las economías exportadoras de manufacturas. En segundo lugar, si bien existe cierto consenso en la literatura que los movimientos del tipo de cambio no pueden ser anticipados, existen varias estimaciones que pretenden dar cuenta de su mejor forma para modelarlo, en este sentido, este trabajo pretende contribuir en el debate mediante el empleo y justificación de diversas medidas de la volatilidad del TCR. En tercer lugar, se somete la dinámica entre exportaciones y volatilidad del TCR a un período temporal extenso, cubriendo diversos eventos y shocks macroeconómicos, lo cual permite discutir en dicha relación episodios como los efectos de la crisis financiera internacional del año 2008. En términos más generales, las primeras tres contribuciones son relevantes en el debate político internacional, ya que es fundamental para los hacedores de política económica comprender el efecto que tiene la incertidumbre cambiaria sobre las exportaciones. Finalmente, este trabajo emplea la metodología panel VAR propuesta por Abrigo y Love (2015) aún no explorada en esta literatura.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta una revisión detallada de la literatura relacionada. En la Sección 3 se presenta los datos y variables. En la Sección 4 se presenta las medidas de volatilidad del tipo de cambio real. En la Sección 5 se presenta la metodología. En la Sección 6 se presenta y discute los principales resultados. Finalmente, en la Sección 7 se presentan las conclusiones y reflexiones finales.

## 2. Antecedentes

En cuanto a la literatura internacional, la preocupación por el estudio del efecto de la incertidumbre cambiaria (medida a través de la volatilidad del tipo de cambio) sobre el comercio internacional adquiere relevancia a partir de la adopción de regímenes de tipo de cambio flotante desde 1973 (con el colapso del sistema cambiario adoptado en Bretton–Woods). Existe una amplia literatura teórica y empírica del impacto de la volatilidad del tipo de cambio, tanto nominal como real, sobre el comercio internacional. Sin embargo, la misma no es concluyente en cuanto al signo y magnitud de dicho impacto, registrándose efectos negativos, positivos, neutrales y no significativos.<sup>2</sup>

La hipótesis más común de encontrar en la literatura es el efecto negativo de la volatilidad del TCR sobre las exportaciones. Los autores que argumentan que la volatilidad del TCR tiene efectos negativos sobre el comercio internacional señalan que afecta la incertidumbre de los agentes económicos en cuanto al riesgo de sus actividades, beneficios y costos inciertos denominados en moneda extranjera (Clark, 1973 y Ethier, 1973). Por tanto, los agentes se mueven a actividades menos riesgosas, de manera que, las alteraciones en las actividades económicas afectan variables macroeconómicas relevantes como ser la balanza comercial y la balanza de pagos de la economía, lo cual impacta en la estabilidad del crecimiento económico (Diallo, 2011).

Otros autores, en contraste con la literatura teórica tradicional, señalan que se pueden encontrar efectos positivos sobre el comercio internacional, y ello se debe a que hay agentes que no son adversos al riesgo, y miran la variabilidad cambiaria como una oportunidad de aumentar sus beneficios (De Grauwe, 1988, Sercu, 1992 y Broll y Eckwert, 1999). De Grauwe (1988) argumenta que el resultado es más simple de comprender si se considera que el aumento del riesgo se puede descomponer en el efecto sustitución y en el efecto ingreso. Ante un aumento del riesgo el efecto sustitución opera reduciendo las actividades exportadoras a favor de las actividades locales menos riesgosas. Sin embargo, el efecto ingreso opera en sentido contrario, ya que la disminución de la utilidad del ingreso esperado de las actividades de exportación vuelve más atractivo invertir en dichas actividades. Si el efecto ingreso prevalece sobre el efecto sustitución, el aumento del riesgo cambiario tiene un efecto positivo sobre las actividades de exportación. En la misma línea, Broll y Eckwert (1999) señala que el efecto que domine dependerá del comportamiento de la empresa ante el riesgo, por lo cual, concluye que es posible que la volatilidad incremente las exportaciones, dado que el aumento del riesgo cambiario puede aumentar las potenciales ganancias del comercio. De igual manera, Sercu (1992) muestra que la volatilidad del tipo de cambio puede incrementar el volumen del comercio en lugar de penalizarlo. Si en promedio la alta volatilidad incrementa la probabilidad de que el precio recibido por los exportadores exceda los costos de las tarifas o transporte en el comercio, posiblemente se estimule el mismo.

---

<sup>2</sup> Se pueden encontrar extensas revisiones de literatura en McKenzie, 1999, Ozturk, 2006, Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2007, Coric y Pugh, 2010, y Bouoiyour y Selmi, 2014.

Por otra parte, en Serenis y Tsounis (2013) señalan la existencia de estudios que sugieren que el efecto es insignificativo debido a que las inversiones en los mercados a futuro han permitido disminuir la incertidumbre asociada a los movimientos cambiarios. De acuerdo con Clark (1973) y Ethier (1973) para ello debe existir un mercado a futuro suficientemente desarrollado.

Entre los primeros trabajos empíricos que relacionan la volatilidad del tipo de cambio con el comercio, en Hooper y Kohlhagen (1978) no se encuentra evidencia de que la volatilidad cambiaria, medida a través del desvío estándar del tipo de cambio nominal, tenga un efecto sobre las exportaciones bilaterales y multilaterales en los países desarrollados entre mediados de los sesenta y mediados de los setenta. Sin embargo, en Akhtar y Hilton (1984) se encuentra una relación negativa cuando se analiza el impacto de la volatilidad del tipo de cambio, medida a través del desvío estándar del tipo de cambio nominal efectivo, sobre el comercio bilateral entre Estados Unidos y Alemania en el período 1974 – 1981. En Gotur (1985) se argumenta que el resultado de Akhtar y Hilton (1984) no es robusto, ya que realizando un ejercicio empírico similar, incorporando Francia, Japón y Reino Unido al análisis, los resultados no son concluyentes en cuanto a la existencia de un efecto de la variabilidad cambiaria sobre el comercio. Cushman (1983) partiendo del trabajo de Hooper y Kohlhagen (1978) analiza el impacto de la variabilidad cambiaria, medida a través del desvío estándar del TCR, en el comercio bilateral de EE.UU. con otros cinco países industrializados (Alemania, Canadá, Francia, Japón y Reino Unido) para el período 1965 – 1977. Encuentra para el conjunto de países que predomina en general un impacto significativo y negativo de los movimientos inesperados del TCR en el comercio internacional.

Los estudios previos realizan regresiones simples para evaluar los efectos de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones. Asimismo, emplean medidas estándar para modelizar la volatilidad cambiaria. Sin embargo, las técnicas para medir la volatilidad han ido evolucionado en el tiempo (Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2007).

En Kroner y Lastrapes (1993) estudian la relación dinámica de la volatilidad del tipo de cambio nominal y las exportaciones mediante el empleo de un modelo de vector de corrección de errores (VECM). La volatilidad cambiaria se modela mediante un proceso GARCH multivariado (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Analizan los mismos cinco países considerados en Gotur (1985), y encuentran un efecto significativo y negativo sobre las exportaciones para Estados Unidos y Reino Unido, y un efecto significativo y positivo sobre las exportaciones para Francia, Alemania y Japón. Sin embargo, no explican por qué se dan dichas diferencias en los resultados. En Chowdhury (1993) y Arize (1997) analizan el impacto de la volatilidad del TCR en las exportaciones para una muestra de países desarrollados mediante el empleo de un VECM. El primer trabajo analiza el período 1973 – 1990 y el segundo trabajo analiza el período 1973 – 1992. En Chowdhury (1993) se estima la volatilidad mediante una media móvil del desvío estándar del TCR, en tanto, Arize (1997) considera para estimar la volatilidad del TCR efectivo un modelo de momentos lineales y un proceso ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Ambos trabajos empíricos encuentran un efecto negativo.

En Arize y Malindretos (1998) se emplea similar metodología (VECM) para estimar el impacto de la volatilidad del TCR efectivo, modelizada a través de un proceso ARCH y un proceso recursivo del residuo, sobre las exportaciones para Australia y Nueva Zelanda en el período 1973 – 1992. La evidencia no es concluyente, ya que se encuentra un efecto positivo en Australia y negativo en Nueva Zelanda en el corto y largo plazo.

Los trabajos que relacionan la volatilidad del TCR y las exportaciones también se han extendido para los países en desarrollo. En Arize et al. (2008) se investiga empíricamente el impacto de la

volatilidad del TCR en las exportaciones para ocho países de América Latina en el período 1973 – 2004. Estima relaciones de cointegración y relaciones de corto plazo a través de técnicas de VECM para cada país, utilizando como medida principal de incertidumbre cambiaria un proceso ARCH. Obtienen en la dinámica a corto y largo plazo un efecto negativo para el conjunto de países considerados.

Entre los trabajos que incorporan modelos de datos de panel, en Sauer y Bohara (2001) se analiza empíricamente el efecto de la volatilidad del TCR sobre las exportaciones para un panel de 91 países (desarrollados y en desarrollo) en el período 1966 – 1993. Calcula la volatilidad cambiaria mediante un proceso ARCH y dos variante a la media móvil del desvío estándar. Encuentran para el panel un efecto negativo de la volatilidad del TCR efectivo (ARCH y media móvil del desvío estándar) sobre las exportaciones. Cuando subdividen el panel, el impacto para América Latina y África es negativo. Sin embargo, no encuentran efectos sobre los países menos desarrollados de Asia y las economías avanzadas, por lo cual, argumentan que el efecto está vinculado a las características de las economías.

En Situ (2015) se considera el comercio bilateral con Estados Unidos de dos grupos de países con características económicas diferentes, países desarrollados y países menos desarrollados orientados a las exportaciones (entre ellos economías Asiáticas), para dos períodos 1994 – 2007 y 2008 – 2014, mediante el empleo de la metodología de datos de panel y modelizando la volatilidad del TCR mediante un proceso GARCH, encuentra que existe un impacto negativo de la volatilidad del TCR en las exportaciones (con la excepción del primer período para los países menos desarrollo), siendo el mismo superior en los países desarrollados, principalmente en el período 2008 – 2014. Estos resultados difieren de los encontrados por Sauer y Bohara (2001) para los países desarrollados y países en desarrollo de Asia. Ello se explica porque en los países avanzados las empresas tienen mayor capacidad para ajustar las exportaciones en relación a las economías en desarrollo orientadas a las exportaciones ante la variabilidad del TCR.

MacDonald y Vilela (2016) analiza el efecto de la volatilidad del TCR efectivo, estimado a través de la media móvil del desvío estándar y la volatilidad condicional (GARCH), sobre las exportaciones para un panel de 106 países en el período 2000 – 2011. La muestra de países considera economías avanzadas, economías en desarrollo y emergentes, y economías exportadoras de petróleo. Encuentra un impacto negativo para la muestra completa y la muestra solo teniendo en cuenta economías en desarrollo y emergentes. Sin embargo, cuando se sustrae las economías exportadoras de combustibles los resultados dejan de ser significativos. Concluyen que las economías exportadoras de petróleo influyen en los efectos de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones. Hall et al. (2010) analiza un panel de países de economías en desarrollo y un panel de economías emergentes en el período 1980 – 2006 y 1980 – 2005, respectivamente. Introduce dos medidas de la volatilidad cambiaria: la media móvil del desvío estándar del TCR efectivo y un proceso GARCH. Obtienen como resultado que existe un efecto significativo y negativo de la volatilidad del TCR sobre las exportaciones en las economías en desarrollo, sin embargo, no es significativo para las economías emergentes. El resultado se explica en base a que los mercados emergentes tienen una mayor apertura de los mercados financieros en relación a los mercados en desarrollo, y la mayor apertura financiera la relacionan con una menor variabilidad del tipo de cambio.<sup>3</sup>

En Asteriou et al. (2016) investigan empíricamente el impacto de la volatilidad del tipo de cambio nominal y real efectivo sobre el comercio internacional para cuatro economías en desarrollo y emergentes: México, Indonesia, Nigeria y Turquía, en el período 1995 – 2012. La volatilidad se especifica a través de un proceso GARCH. Mediante el empleo de modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL) (Autoregressive Distributed Lag) no encuentran

---

<sup>3</sup> Índice de apertura de los mercados financieros ver Chinn e Ito (2006).

efectos significativos de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones e importaciones en el largo plazo (excepto para Turquía aunque es prácticamente nulo). En el corto plazo, a través del test de causalidad de Granger, solo resulta significativa la relación causal de la volatilidad del tipo de cambio sobre el comercio internacional en Indonesia y México. Adicionalmente, este estudio es relevante ya que la literatura reciente conducía al dominio de medidas de volatilidad del TCR, sin embargo, aquí se evidencia que aún no es un tema cerrado.

Por otra parte, en la literatura generalmente se distingue entre países avanzados o en desarrollo y no emergentes. Sin embargo, en Miranda y Mordecki (2015) se alude explícitamente al impacto de la volatilidad del TCR efectivo, modelizada a través de un proceso GARCH, sobre las exportaciones para cuatro economías (Brasil, Chile, Nueva Zelanda y Uruguay) principalmente exportadoras de commodities en el período 1990 – 2013. Mediante el empleo de técnicas de series temporales (VECM) encuentran un impacto negativo en Uruguay, tanto en la dinámica de corto como en la de largo plazo. Para el caso de Brasil, Chile y Nueva Zelanda la misma no resultó significativa.

En cuanto a extensas revisiones de literatura que analizan la relación entre la volatilidad cambiaria y el comercio internacional, en Ozturk (2006) se señalan 42 trabajos empíricos que analizan dicha relación entre el período 1984 – 2005, siendo el caso más frecuente el resultado negativo. En la misma línea, en Coric y Pugh (2010) se identifican 58 estudios que relacionan la variabilidad cambiaria y el comercio internacional entre el período 1978 – 2003. Si bien en los mismos predominan resultados negativos (33), los autores mediante la aplicación de un análisis de meta regresión para los 58 casos no encuentran resultados concluyentes en cuanto a los efectos de tal impacto. Sin embargo, la inclusión al modelo de regresión de una variable que captura el nivel de desarrollo del país, permite concluir que en los países menos desarrollados predomina un impacto negativo de la volatilidad cambiaria en el comercio, en tanto, en el caso de los países desarrollados no es concluyente.

Uno de los antecedentes empírico más reciente es el trabajo de Bouoiyour y Selmi (2014), quienes parten del trabajo de Coric y Pugh (2010) y diferentes estudios en la temática, analizan 59 publicaciones para el período 1984 – 2014. Los casos considerados presentan evidencia empírica con resultados que se distribuye de la siguiente manera: 29 (negativos), 6 (positivos), 6 (no significativos) y 18 (ambiguos). Particularmente, dentro de los casos negativos predominan los estudios que se focalizan en los países en desarrollo, utilizan el TCR, el comercio total o sectorial y estiman la volatilidad cambiaria mediante el desvío estándar o medias móviles del mismo. Realizan un meta análisis en base al análisis del coeficiente de correlación de Pearson. Si bien el estudio presenta una extensa revisión de literatura y la prevalencia de efectos negativos, tiene la desventaja que caracteriza a los meta análisis, esta clase de estudios presenta resultados difíciles de comparar y generalizar ya que difieren los períodos muestrales, las variables utilizadas, los países considerados, las especificaciones de la volatilidad, el tipo de exportaciones (agregadas, bilaterales o sectoriales), el tipo de cambio (nominal, real o efectivo), las metodologías y los métodos de estimación (Ozturk, 2006 y Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2007).

### 3. Datos y variables

En este trabajo se considera un panel de datos de veintisiete países, de los cuales diez corresponden a Sudamérica, quince a Europa (E-15) y dos a Oceanía.<sup>4</sup> El criterio de selección del panel de países obedece, además del objetivo principal de analizar el impacto de la volatilidad del TCR sobre las exportaciones agregadas a nivel de una muestra de países, a que

---

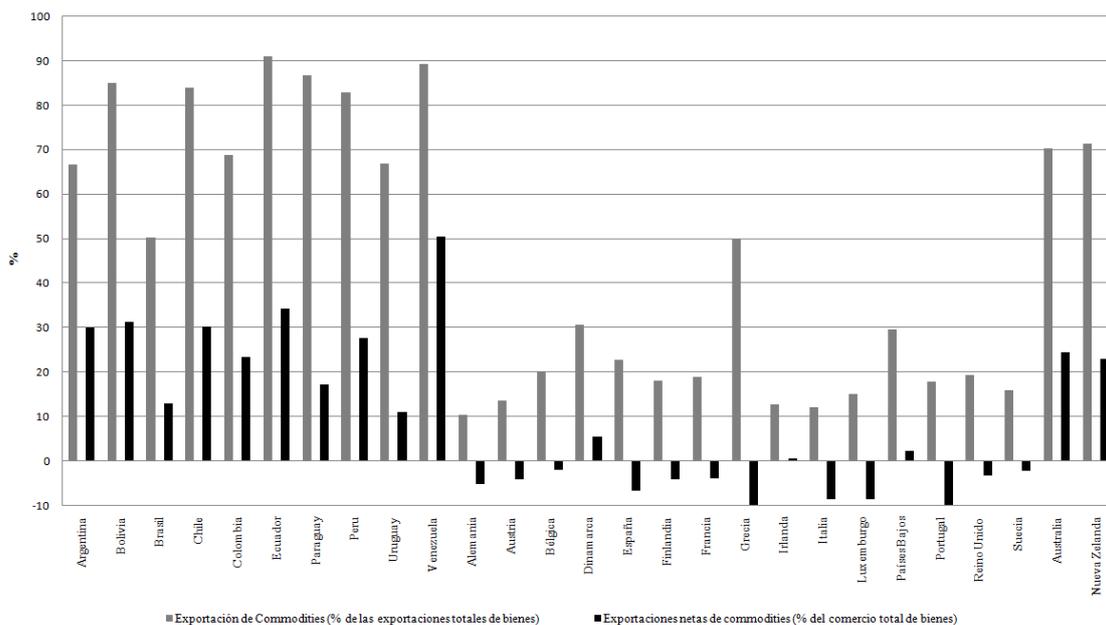
<sup>4</sup> Ver Tabla A.1.

Miranda, R., Mordecki, G. y Muinelo-Gallo, L.

permita contrastar como opera el efecto en economías con características macroeconómicas exportadoras diferentes. Adicionalmente, en el análisis se distingue entre el panel de países exportadores de commodities y el panel de países exportadores de manufacturas. Dicha distinción se explica debido a que simplemente resulta pertinente examinar y contrastar el panel de países de Europa y el panel de países de Sudamérica. Sin embargo, el hecho de incorporar a Australia y Nueva Zelanda a la muestra de países de Sudamérica, permite distorsionar el análisis tradicional (de contrastar grupos de países de acuerdo al nivel de desarrollo) al incorporar dos economías que tiene una orientación exportadora similar a Sudamérica pero que corresponden a un nivel de desarrollo de países avanzados, agrupación no explorada en esta literatura. Por tanto, bajo esta distinción resulta interesante comparar ambos panel donde el foco deja de estar en el nivel de desarrollo, y pasa a estar en la orientación exportadora.

A los efectos de establecer si un país pertenece al grupo de países exportadores de commodities o no, se adopta un criterio similar al utilizado por IMF en el World Economic Outlook's Statistical (Octubre, 2015) pero modificado para este estudio. Se establece que un país es clasificado cómo exportador de commodities si cumple dos condiciones: 1) al menos el 35% de las exportaciones totales de bienes corresponden a commodity (en promedio, para el período 1994 – 2014); 2) las exportaciones netas (exportaciones – importaciones) de commodities representan al menos el 5% del comercio total de bienes (exportaciones + importaciones) (en promedio, para el período 1994 – 2014).<sup>5</sup>

**Gráfica 1 – Exportaciones y exportaciones netas de commodities (en %, período 1994 – 2014)**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

De acuerdo al Gráfico 1 se observa que en promedio para el período 1994 – 2014 el conjunto de países de Sudamérica y Oceanía, pertenecen al grupo de países exportadores de commodities ya que sus exportaciones totales de commodities superan el 35% de sus exportaciones totales de bienes y las exportaciones netas superan el 5%. Si bien no se establece un criterio para diferenciar a los países exportadores de manufacturas, para el conjunto de países de E-15 la participación en las exportaciones totales de bienes manufactureros superan el 60%, con la excepción de Grecia (47,9%). Sin embargo, de acuerdo al criterio utilizado Grecia no pertenece

<sup>5</sup> El IMF considera similar criterio pero considera el período 1962 y 2014 (IMF, 2015).

al grupo de los países exportadores de commodities ya que si bien tiene una alta participación de las exportaciones de los mismos, las exportaciones netas son ampliamente desfavorables de acuerdo al criterio establecido.

Las principales series utilizadas corresponden a las exportaciones totales de bienes, las importaciones mundiales de bienes, el índice de precios internacionales de commodities (desagregado en no combustibles y combustibles), y el tipo de cambio real efectivo, éste último utilizado para construir las diferentes medidas de la volatilidad del TCR. Para todos los casos se considera el período 1994 – 2014 con frecuencia mensual (252 observaciones temporales) y los índices con base Enero 1994 = 100.<sup>6</sup>

La variable utilizada como deflactor de las series expresadas en dólares corresponde al índice de precios de los Estados Unidos (US CPI) (United States Consumer Price Index). Deflactor por US CPI tiene la ventaja que se encuentra disponible para todo el período muestral, y resulta conveniente ya que se cuenta con información de las exportaciones para distintas economías e importaciones mundiales expresadas en dólares corrientes con frecuencia mensual (Asteriou et al., 2016). La limitación principal es que no refleja fielmente las canastas de los bienes exportados de las distintas economías ni de las importaciones mundiales.

En primer lugar, la serie de exportaciones considerada corresponde a las exportaciones totales de bienes en términos de dólares constantes con fuente International Financial Statistics (IFS) del Fondo Monetario Internacional (IMF) (International Monetary Found).

En la Gráfica 2 se presenta la heterogeneidad de las exportaciones entre países y a través de los años, Gráfica 2a y 2b respectivamente. En la Gráfica 2a se observa que difiere la amplitud del rango de las exportaciones entre los distintos países en el período 1994.01 – 2014.12, siendo más pronunciado en los países exportadores de commodities. Adicionalmente, las exportaciones de los países exportadores de commodities en promedio son menores a las de los países exportadores de manufacturas, 7.05 y 8.94 respectivamente. En la Gráfica 2b se presenta la heterogeneidad de las exportaciones a través del período 1994 – 2014 para el panel de países considerados. El mismo refleja una evolución creciente del promedio de las exportaciones en el período de estudio, con un shock transitorio en 2008/09.<sup>7</sup>

---

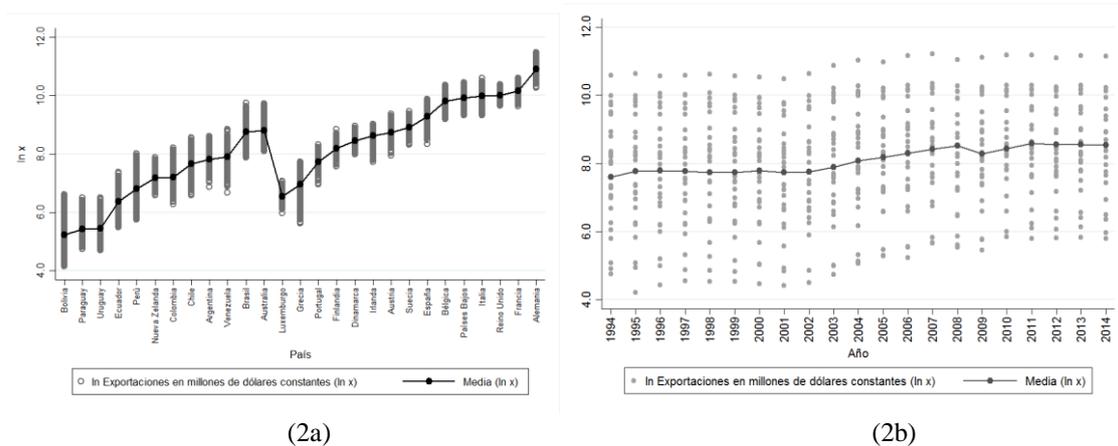
<sup>6</sup> En la Tabla A.2 se presenta la definición y fuentes de las variables utilizadas, y en la Tabla A.3 y Tabla A.4 se provee los principales estadísticos de resumen.

<sup>7</sup> En Situ (2015) y MacDonald y Vilela (2016) se da cuenta de los efectos de la crisis financiera internacional de 2008/2009 sobre las exportaciones. En el primer artículo se subdivide el período de análisis y en el segundo artículo se introduce una intervención en el modelo que captura dicho efecto.

Miranda, R., Mordecki, G. y Muinel-Gallo, L.

---

Gráfica 2 – Heterogeneidad de las exportaciones



Nota: Se consideró el promedio del logaritmo de las exportaciones totales expresadas en millones de dólares constantes.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

En segundo lugar, la serie de importaciones mundiales corresponde a las importaciones mundiales de bienes en términos de dólares constantes con fuente IFS – IMF. La literatura internacional suele utilizar a nivel de países el PIB como proxy de la demanda de las economías, sin embargo, dado que no se cuenta con el PIB mundial con periodicidad mensual para aproximarse a la demanda mundial, se utiliza las importaciones mundiales como proxy de la misma. Entre otras alternativas en la literatura que emplean datos mensuales, Baum et al. (2004) señala que es común emplear en los trabajos empíricos el índice de producción industrial como proxy del PIB, y por ende, de la demanda, sin embargo, argumenta que el mismo no es un completo reflejo de la actividad económica, por tanto, emplea una extrapolación del PIB de baja a alta frecuencia para obtener una medida mensual del mismo. En Asteriou et al. (2016) también se emplea una extrapolación del PIB para obtener una frecuencia mensual. En Situ (2015) se aproximan el PIB mensual mediante el gasto en consumo privado.

En este trabajo se utiliza el TCR efectivo (TCRE), el mismo tiene fuente IFS – IMF para la muestra de países seleccionados, con la excepción de Perú que se utiliza información de CEPAL y Argentina que se utiliza fuente Centro de Economía Internacional (CEI). De acuerdo a la definición que emplea el IMF, un aumento en el TCRE implica que las exportaciones se hacen más costosas, por lo tanto, un aumento indica una pérdida de competitividad comercial. Utilizar el TCRE es pertinente ya que se trabaja con las exportaciones totales a nivel de país, y no con las exportaciones hacia una economía específica, en tal caso, sería relevante el tipo de cambio bilateral.

A diferencia de los modelos teóricos estándar en esta literatura, aquí se emplea variables explicativas adicionales para explicar la variación de las exportaciones. Se consideran las series: índice de precios de los commodities, desagregadas en combustibles y no combustibles, relevante para la oferta de exportaciones de Sudamérica y Oceanía, y el índice de precios de los commodities combustibles relevante en los costos de exportaciones de E-15. Evidencia al respecto se puede encontrar en Kroner y Lastrapes (1993) quienes incorporan la variable costos laborales, y en Hondroyannis et al. (2008) quienes incorporan la variable explicativa ingresos reales de exportación de las economías exportadoras de combustibles.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> En Arroyo y Cossío (2015) se señala que la región de Sudamérica presentan una importante participación en el mercado de energía (petróleo, gas natural y carbón), siendo principalmente exportadora neta de energías.

## 4. Medidas de la volatilidad del tipo de cambio real

La incertidumbre del tipo de cambio ha constituido un tema históricamente relevante en las finanzas internacionales, asimismo, dicha preocupación se ha trasladado recientemente a diferentes campos de la economía, entre ellos, la preocupación por entender la dinámica del tipo de cambio y su impacto en diferentes variables macroeconómicas (Bollerslev et al., 1992). Es así que en este trabajo se incorpora al análisis una variable que no solo refleja el impacto de los cambios en los valores medios del TCR, sino que también toma en cuenta los efectos de la varianza del TCR -medida de incertidumbre cambiaria- sobre las exportaciones a nivel de los países.

En este estudio se consideran dos grupos de medidas univariantes para cuantificar la volatilidad del TCR, una primera medida la volatilidad histórica, cuantificada a través del promedio móvil del desvío estándar (utilizando un orden móvil  $m$  de 4, 8 y 12), y una segunda medida, la varianza condicional, especificada a través de los residuos al cuadrado del modelo ARIMA (procesos Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH, Engle, 1982; Generalized ARCH, GARCH, Bollerslev, 1986 ó alguna variante GARCH).<sup>9</sup>

### 4.1 Volatilidad histórica

En cuanto a la volatilidad histórica, en este trabajo se emplea la especificación de la media móvil del desvío estándar utilizada en Chowdhury (1993) y Situ (2015):

$$Vm_t = \sqrt{\frac{1}{m} \cdot \sum_{i=1}^m [\ln(TCRE_{t+i-1}) - \ln(TCRE_{t+i-2})]^2} \quad (1)$$

donde  $Vm$  es el desvío estándar de la volatilidad cambiaria,  $m$  es el orden del promedio móvil del desvío estándar y  $t$  representa el tiempo. Procedimientos similares para obtener una medida de la volatilidad cambiaria se presentan en Chusman (1983), Ahktar y Hilton (1984), Kenen y Rodrik (1986), Koray y Lastrapes (1989) y Arize (1997).

Esta clase de medida se considera superior en relación al momento de segundo orden de la serie, ya que utilizar ésta última implicaría que para períodos de baja volatilidad y períodos de alta volatilidad, realizar un promedio de la serie de todo el período y determinar la variación con respecto a la media, no resultaría muy útil para capturar el fenómeno de la variabilidad. Por lo tanto, utilizar la media móvil del desvío estándar permite que el promedio de la serie varíe, y dependiendo del orden de la media móvil, se reflejará la sensibilidad de la volatilidad. A un mayor orden de la media móvil del desvío estándar más difícil de captar la variabilidad, y viceversa. Dado que se analiza el impacto de la volatilidad del tipo de cambio sobre la variable macroeconómica exportaciones, un bajo orden de la medida a priori carecería de sentido en la decisión de exportación, ya que la misma difícilmente responda a un fenómeno de incertidumbre de muy corto plazo. De igual manera, un alto orden de la media móvil posiblemente no recoge tal variabilidad. Es por ello que en este estudio y de acuerdo con la literatura se plantea considerar el orden de la media móvil del desvío estándar con  $m = 4, 8$  y  $12$  períodos.

Finalmente, si bien la media móvil del desvío estándar es simple de calcular, la misma tiene ciertas limitaciones, en primer lugar, el método de medias móviles asigna la misma importancia a todas las observaciones incluidas en el cálculo, en segundo lugar, en Arize (1997) se señala que no queda claro cómo y por qué difiere la elección del orden de la móvil entre los distintos

<sup>9</sup> Se utilizan varios horizontes de  $m$  para eliminar la selección arbitraria de  $m$ .  
Miranda, R., Mordecki, G. y Muinelo-Gallo, L.

estudios, por ejemplo, en cuanto al orden de las medias móviles en Chusman (1983) se utiliza  $m = 4$ , en Ahkter y Hilton (1984), Chowdhury (1993) y Hall et al. (2010) se utiliza  $m = 8$ , en Koray y Lastrapes (1989), Bahmani-Oskooee y Hanafiah (2011), y MacDonald y Vilela (2016) es  $m = 12$ , en Kenen y Rodrik (1986) se utiliza  $m = 12$  y  $m = 24$ . Es así que, Grier y Smallwood (2007) señalan que el orden de la media móvil podría condicionar la persistencia de la volatilidad, ya que un alto orden podría reflejar una sobre persistencia de la misma, y un bajo orden podría subestimarla. En tercer lugar, de acuerdo con Situ (2015) la media móvil del desvío estándar del TCR resulta un concepto ex-post ya que no se podría estimar la volatilidad en  $t$  si desconocemos la información en  $t + m$ , lo que implica que la decisión del comercio en  $t$  no cuenta con la información de la volatilidad cambiaria del mismo período. En cuarto lugar, en Arize (1997) se señala que esta medida podría subestimar el efecto del riesgo cambiario ya que no está especificada para el conjunto de información disponible. Finalmente, Grier y Smallwood (2007) argumentan que esta medida no proporciona evidencia de si los movimientos son realmente significativos o no.

#### 4.2 Varianza condicional

Bollerlev (1986) señala que en los modelos tradicionales de series temporales es usual asumir que la distribución de la varianza condicional e incondicional de las series temporales es constante en el tiempo (homoscedasticidad), sin embargo, es posible que la varianza condicional varíe a lo largo del tiempo (heteroscedasticidad).

Bollerlev (1986) introduce el proceso GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), un proceso más general al ARCH con mayor flexibilidad en el orden de los retardos (Engel, 1982). Por tanto, especifica la siguiente expresión:

$$\varepsilon_t/\psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_{t-i}^2 + B(L)h_{t-i} \quad (3)$$

La Ecuación 3 especifica la varianza condicional de un proceso GARCH( $p,q$ ), donde  $q > 0$  es el número de términos ARCH,  $q > 0$  es el número de términos GARCH. La varianza condicional es representada por tres términos: a) el promedio,  $\alpha_0$ ; b) el término ARCH, mide la volatilidad del período previo a través de los residuos al cuadrado de un proceso autorregresivo ( $\varepsilon_{t-i}^2$ ); c) el término GARCH, captura el error previo de predicción de la varianza ( $h_{t-i}$ ). Notar que si  $p = 0$ , la varianza condicional depende únicamente del pasado del error, siendo simplemente un proceso ARCH( $q$ ). Por otra parte, dado que la varianza condicional es positiva, se debe cumplir en los parámetros que  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$   $i = 1, \dots, q$  y  $\beta_i \geq 0$   $i = 1, \dots, p$ .

Finalmente, de acuerdo con Bollerlev (1986) el proceso GARCH( $p,q$ ) expresado en la Ecuación 3 será estacionario en sentido amplio con  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $var(\varepsilon_t) = \alpha_0(1 - A(L) - B(L))^{-1}$  y  $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \forall t \neq s$  si y sólo si  $A(L) + B(L) < 1$ .

El proceso GARCH(1,1), a pesar de su simplicidad, es el más empleado en la literatura empírica. El mismo se puede representar como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad (4)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0, \text{ y } \varepsilon_t/\psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

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

Bollerslev et al. (1992) señala que es común encontrar en la evidencia empírica cierta persistencia de la varianza a lo largo del tiempo de las estimaciones de los procesos GARCH, o sea, hay una lenta reacción de la misma ante un shock. Esto está asociada a estimaciones de los parámetros  $\hat{\alpha}$  y  $\hat{\beta}$  tales que  $\alpha_1 + \dots + \alpha_q + \beta_1 + \dots + \beta_p \cong 1$ . Es decir, el polinomio autoregresivo está bajo la presencia de una raíz unitaria, lo cual convierte al proceso GARCH integrado en varianza y no estacionario, I(1). En la literatura se lo denominada GARCH Integrado (IGARCH) (Integrated GARCH) (Bollerslev y Engle, 1986 y Blume y Durlauf, 2010).

En Nelson (1991) se introduce un proceso no lineal denominado modelo GARCH Exponencial (EGARCH) (Exponencial GARCH). A diferencia de los modelos GARCH que aseguran la varianza condicional positiva mediante el empleo de una combinación lineal de variables aleatorias positivas, adopta una especificación alternativa, en donde además de tener en cuenta la magnitud de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ , también considera el signo no restringiendo la no negatividad de los mismos<sup>10</sup>, pero asegurando la no negatividad de la varianza condicional. En este modelo  $h_t$  es una función asimétrica de los valores pasados de  $\varepsilon_t$ . El proceso EGARCH se puede expresar como:

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varphi z_{t-i} + [|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|]) + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) \quad (5)$$

El término  $g(z_t) \equiv \varphi z_{t-i} + [|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|]$  es una función  $\{g(z_t)\}_{t=-\infty, \infty}$  con media cero por construcción, ambos términos presentan media 0.

### ***Ecuaciones de la varianza condicional***

En la Tabla 1 se presenta para la muestra de países la especificación seleccionada para estimar la volatilidad condicional del TCR. Aplicando la metodología TRAMO–SEATS de Gomez y Maravall (1996) se obtuvo una primer aproximación al proceso generador de los datos de las series TCR para los países de la muestra (se identificó el modelo ARIMA y las intervenciones correspondientes). Posteriormente, se ajustó el modelo de forma de obtener residuos normales, se analizó la función de autocorrelación y función de autocorrelación parcial de los residuos al cuadrado del proceso ARIMA, y se realizó el test ARCH de heterocedasticidad.

En términos generales, se encuentra un efecto GARCH o IGARCH significativo para el TCR en los países considerados en la muestra.

---

<sup>10</sup> En las estimaciones GARCH suele aparecer estimaciones de parámetros negativos que van en contra de las restricciones impuestas (Nelson, 1991).  
Miranda, R., Mordecki, G. y Muinelo-Gallo, L.

---

Tabla 1 – Ecuación de la varianza condicional

País	Especificación	Coeficientes		
		$C$	$RESID_{t-1}^2$	$GARCH_{t-1}$
Argentina	GARCH(1,1)	3.78E-05** (1.78E-05)	0.4647*** (0.1280)	0.4508*** (0.1147)
Bolivia	GARCH(1,1)	3.86E-05* (2.16E-05)	0.1817*** (0.0656)	0.5758*** (0.1766)
Brasil	GARCH(1,1)	0.0001** (3.98E-05)	0.3189*** (0.0793)	0.6142*** (0.0855)
Chile	GARCH(1,1)	2.74E-05* (1.57E-05)	0.0568* (0.0327)	0.8764*** (0.0611)
Colombia	GARCH(1,1)	0.0002*** (5.54E-05)	0.1895*** (0.0450)	0.5009*** (0.0770)
Ecuador	GARCH(1,1)	3.31E-05** (1.47E-05)	0.4190*** (0.1089)	0.5598*** (0.0974)
Paraguay	GARCH(1,1)	4.46E-05*** (1.61E-05)	0.1517*** (0.0405)	0.7846*** (0.0617)
Uruguay	GARCH(1,1)	0.0002*** (2.52E-05)	0.4784*** (0.1243)	0.2000** (0.0842)
Venezuela	GARCH(1,1)	0.0004*** (3.76E-05)	0.4454*** (0.1180)	0.3355*** (0.0597)
Australia	IGARCH(1,1)	---	0.0632*** (0.0227)	0.9368*** (0.0227)
Nueva Zelanda	IGARCH(1,1)	---	0.0587** (0.0233)	0.9413*** (0.0233)
Alemania	IGARCH(1,1)	---	0.0785*** (0.0284)	0.9215*** (0.0284)
Austria	IGARCH(1,1)	---	0.0433*** (0.0146)	0.9567*** (0.0146)
Bélgica	IGARCH(1,1)	---	0.0727*** (0.0259)	0.9273*** (0.0259)
Dinamarca	IGARCH(1,1)	---	0.0540*** (0.0142)	0.9460*** (0.0142)
España	IGARCH(1,1)	---	0.0553*** (0.0191)	0.9447*** (0.0191)
Finlandia	IGARCH(1,1)	---	0.0454*** (0.0145)	0.9546*** (0.0145)
Francia	IGARCH(1,1)	---	0.1007*** (0.0249)	0.8993*** (0.0249)
Grecia	GARCH(1,1)	1.27E-05* (7.36E-06)	0.2075*** (0.0710)	0.5661*** (0.1721)
Irlanda	GARCH(1,1)	8.89E-06** (4.41E-06)	0.1835*** (0.0547)	0.7514*** (0.0772)
Italia	GARCH(1,1)	1.85E-06** (2.1181)	0.0935*** (0.0296)	0.8703*** (0.0340)
Luxemburgo	IGARCH(1,1)	---	0.0853*** (0.0206)	0.9147*** (0.0206)
Países Bajos	IGARCH(1,1)	---	0.1023*** (0.0227)	0.8977*** (0.0227)

Tabla 1 – Ecuación de la varianza condicional (continuación)

País	Especificación	Coeficientes		
		<i>C</i>	$RESID_{t-1}^2$	$GARCH_{t-1}$
Portugal	IGARCH(1,1)	---	0.0689*** (0.0129)	0.9311*** (0.0129)
Reino Unido	IGARCH(1,1)	---	0.0958*** (0.0166)	0.9042*** (0.0166)
Suecia	IGARCH(1,1)	---	0.0802*** (0.0243)	0.9198*** (0.0243)

Nota: Los parámetros del modelo fueron estimados por Maximum likelihood (ML) - distribución normal (Bollerlev, 1992). Nivel de significación al: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\*1%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

La volatilidad condicional en el caso de Perú fue estimada mediante un proceso EGARCH ya que el proceso GARCH e IGARCH no fueron posibles de validar. Los resultados de las estimaciones se presentan en la tabla a continuación.

Tabla 2 – Ecuación de la varianza condicional para Perú

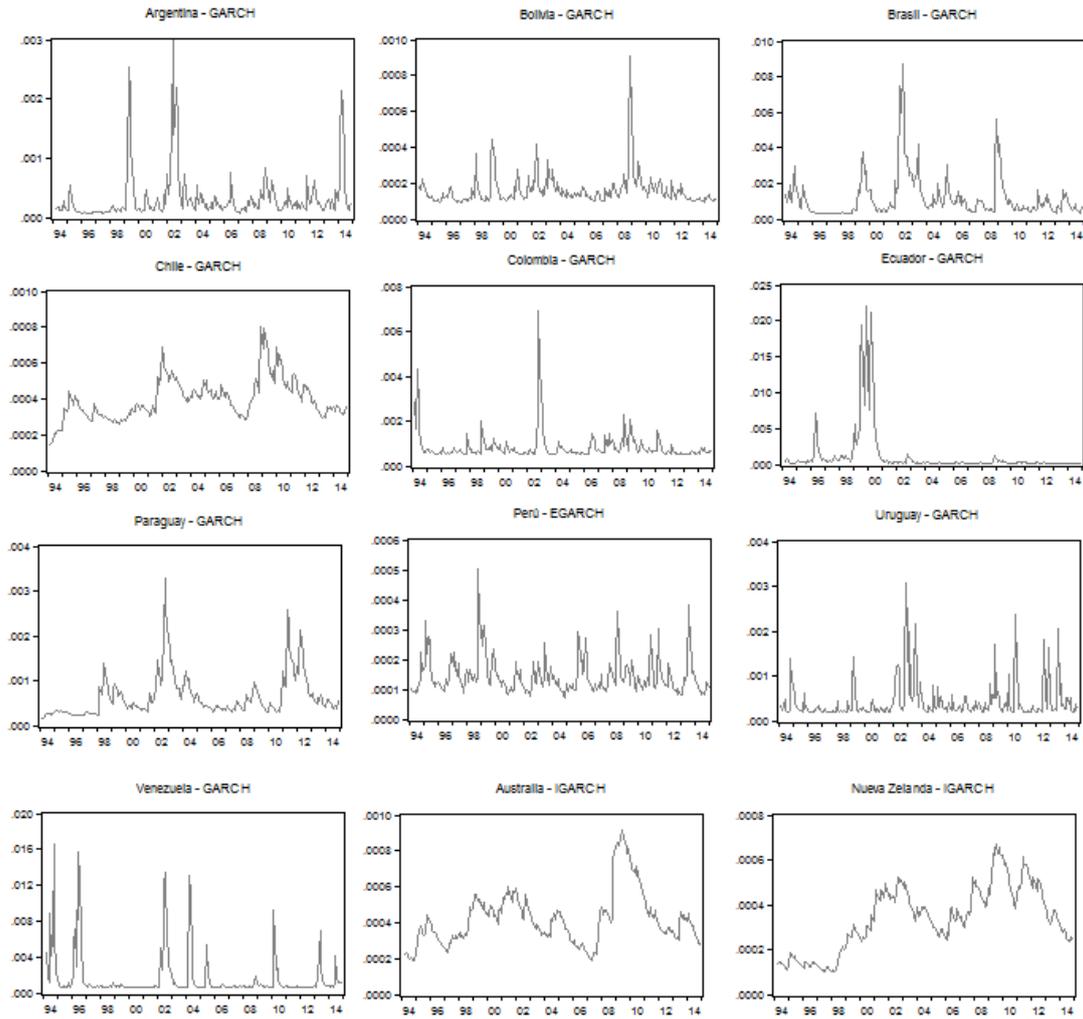
Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.
C(3)	-2.4353	1.3962	0.0811*
C(4)	0.2947	0.1330	0.0267**
C(5)	-0.1659	0.0885	0.0610*
C(6)	0.7531	0.1532	0.0000***

Nota:  $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(5) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

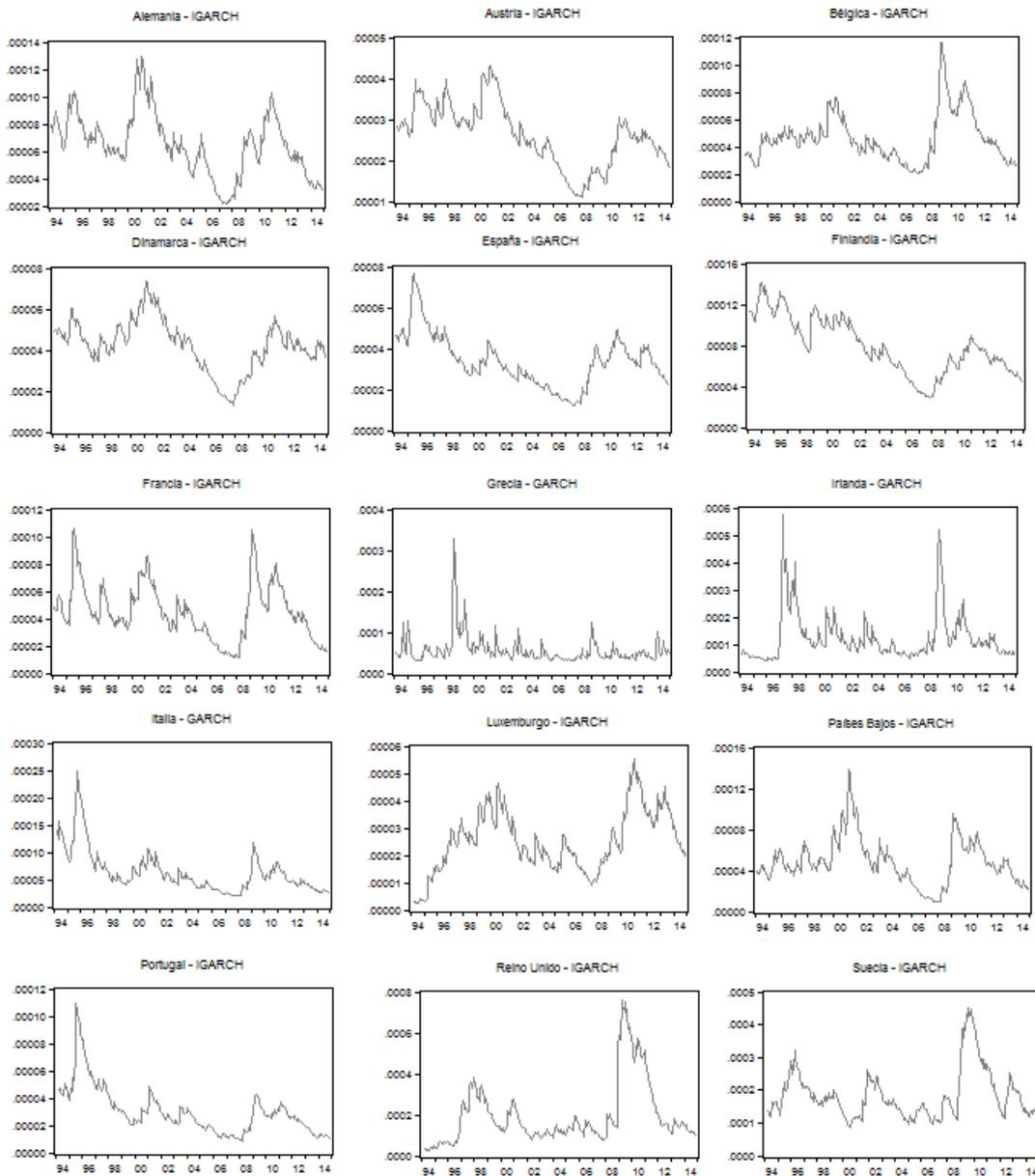
En la Gráfica 3 y Gráfica 4 se puede observar el comportamiento de las series correspondientes a la estimación de los modelos de varianza condicional del TCR para el panel de países exportadores de commodities y el panel de países exportadores de manufacturas en el período 1994 – 2014, respectivamente. Los picos que se producen en la evolución de las series representan los episodios de alta o baja volatilidad en el período de estudio. Entre los hechos principales que acontecen: la crisis Mexicana 1994/1995, la crisis Asiática 1997/1998, la crisis Brasileña 1999, la crisis Argentina 2001/2002, y efectos contagio. También acontece la incorporación a la Unión Europea de Austria, Finlandia y Suecia en 1995 (de los países pertenecientes a la muestra) y la creación de la moneda única Euro en 1999.

**Gráfica 3 – Varianza condicional del tipo de cambio real en los países exportadores de commodities para el período 1994 – 2014**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

**Gráfica 4 – Varianza condicional del tipo de cambio real en los países exportadores de manufacturas para el período 1994 – 2014**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

La Tabla A.5 del anexo presenta la correlación del panel para las variables exportaciones, el TCRE, la volatilidad del TCRE medido a través de la media móvil del desvío estándar 4, 8 y 12 períodos ( $V_4$ ,  $V_8$ ,  $V_{12}$ , respectivamente) y la volatilidad condicional del TCRE ( $V$ ), el índice de precios de los commodities -no combustibles-, el índice de precios de los combustibles y la demanda mundial. Para el panel se observa una relación negativa de las exportaciones y las distintas medidas de volatilidad del TCRE. También se presenta la correlación para el panel A, se observa una relación positiva entre las exportaciones y las distintas medidas de volatilidad del TCRE. En lo que respecta al panel B, existe un vínculo negativo entre las exportaciones y la varianza condicional del TCRE, y positivo entre las exportaciones y las distintas medidas de la media móvil del desvío estándar del TCR.

## 5. Estrategia empírica

En la literatura macroeconómica existen básicamente dos formas de considerar relaciones de interdependencia entre variables. Una es construir un modelo de equilibrio general, donde los agentes son optimizadores, y se especifican preferencias, tecnologías y restricciones. Estos modelos resultan sumamente útiles porque brindan respuestas a cuestiones de política económica y permiten un entendimiento claro de asuntos relacionadas con el bienestar. Sin embargo, por construcción, estos modelos imponen ciertas restricciones que no siempre son compatibles con las propiedades estadísticas de los datos. En este marco, las prescripciones de política que se pueden derivar se encuentran fuertemente relacionadas con sus supuestos (Canova y Ciccarelli, 2013).

Una aproximación alternativa es construir modelos de vectores autorregresivos (VAR). El modelo VAR es una herramienta de series de tiempo multivariado introducida originalmente por Sims (1980) para el análisis macroeconómico. Estos modelos evitan realizar fuertes supuestos sobre la micro-estructura de las relaciones, capturando interdependencias dinámicas en los datos utilizando un conjunto mínimo de restricciones. A su vez, la capacidad de evaluar shocks de política puede transformar estos modelos de forma reducida en modelos estructurales, permitiendo la realización de ejercicios de impulso-respuesta (Chari, 2008).<sup>11</sup>

Considerando este marco, se realiza un análisis empírico dinámico de ecuaciones simultáneas a través de la utilización de la metodología VAR aplicada a datos de panel (P-VAR). Este tipo de análisis combina la metodología tradicional VAR, considerando todo el conjunto de variables del sistema como endógenas e interdependientes, con la técnica de datos de panel, la cual permite controlar por heterogeneidad individual y temporal, y estimar relaciones causales entre las variables endógenas –se permite la inclusión de variables exógenas al análisis– (Canova y Ciccarelli, 2013).<sup>12</sup> Grossmann et al. (2014) señala que una de las principales ventajas de emplear la metodología panel VAR es que permite especificar un modelo aunque previamente se desconozca la relación dinámica entre las variables.

El modelo P-VAR se puede especificar como un modelo de  $k$  variables endógenas, con un orden de rezagos  $p$ , y cuya representación es:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \dots + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + d_t + e_{it} \quad (6)$$

donde  $i = 1, \dots, N$  representa el país,  $t$  es el tiempo en el período 1994.01 – 2014.12,  $Y_{it}$  es el vector de variables endógenas de dimensión  $(1 \times k)$ ,  $X_{it}$  es el vector de variables exógenas de dimensión  $(1 \times l)$ ,  $d_t$  es una dummy temporal que captura los shocks específico que afecta a todos los países en el período  $t$  de dimensión  $(1 \times k)$ ,  $u_i$  representa la variable de efectos fijos que captura la heterogeneidad individual inobservable, y  $e_{it}$  los errores idiosincrásicos, ambos de dimensión  $(1 \times k)$ . Las matrices  $A_1, A_2, \dots, A_p$  de  $(k \times k)$  y  $B$  de dimensión  $(l \times k)$  son los parámetros a estimar. A su vez, se supone:  $E(e_{it}) = 0$ ,  $E(e_{it}, e'_{it}) = \Sigma$  y  $E(e_{it}, e'_{it}) = 0 \forall t > s$ .

El vector  $Y_{it}$  de variables endógenas está compuesto por las siguientes variables: exportaciones totales de bienes, TCR efectivo, volatilidad del TCR e índice de precios de los commodities (no combustibles). Las variables exógenas son la demanda mundial de bienes y el índice de precios de los commodities combustibles, además de un shock temporal que refleja el impacto de la

<sup>11</sup> Los modelos VAR en su forma reducida aluden a que no incorporan los valores contemporáneos como variables explicativas del sistema de ecuaciones (Novales, 2016).

<sup>12</sup> El trabajo pionero que introduce técnicas VAR a datos de panel se encuentra en Holtz-Eakin et al. (1988).

crisis financiera internacional sobre todos los países en el año 2008.<sup>13</sup> Aquí, el componente de efectos fijos captura los componentes específicos de cada país invariantes en el tiempo que afecta las variables a explicar (por ejemplo: apertura comercial, nivel de desarrollo de los mercados financieros, tamaño del país, estructura productiva).

La existencia de variabilidad intra-país en las exportaciones permite utilizar un modelo de efectos fijos, ya que si no existiera variabilidad sería imposible estimar los coeficientes de variable que no varíen en el tiempo.<sup>14</sup> En Judson y Owen (1999) se señalan dos motivos por los cuales en macro-panel el empleo de modelos de efectos fijos es más apropiado que el uso de modelos de efecto aleatorios. En primer lugar, el efecto individual captura las características específicas del país (posiblemente variables explicativas omitidas), por lo cual es probable que se encuentren correlacionado con el resto de las variables explicativas, en segundo lugar, si se considera analizar un grupo de países de interés (ejemplo: Europa, Sudamérica y Oceanía), no es relevante utilizar una muestra aleatoria más amplia de países.

En el caso de la volatilidad del TCR, se estimarán dos variantes del modelo: una considerando la volatilidad histórica y otra considerando la volatilidad condicional. Las variables explicativas son variantes en el tiempo, y posiblemente puedan estar correlacionadas con el término de efectos fijos  $f_i$ , sin embargo, el supuesto fundamental es que las mismas están incorrelacionadas con respecto al término de error idiosincrásico  $e_{it}$ .

Una vez estimados estos modelos P-VAR en su forma reducida, se realizará ejercicios de simulación a través del cálculo de funciones de impulso-respuesta (IRF) (Impulse Response Function), para determinar y comparar la magnitud, significación y signo ante un shock ortogonal único e “inesperado” de una variable sobre otra, ceteris paribus el resto de los shocks de las variables. La descomposición de Cholesky de la matriz de covarianzas de los residuos permite aislar el efecto de shock en las innovaciones sobre las variables contemporáneas. La misma también implica ordenar las variables de impulso de mayor a menor causalidad sobre la variable de respuesta. Por último, se analizará la descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD) (Forecast-Error Variance Decompositions) a los efectos de determinar la contribución relativa acumulada sobre la variable de interés ante un shock de una variable.

Entre las principales características del P-VAR la técnica permite considerar, en primer lugar, el retardo de todas las variables endógenas de todos los países que entran en el modelo del país  $i$ , esta característica se la denomina “interdependencia dinámica”. De acuerdo con Grossmann et al. (2014) el hecho que todas las variables ingresen al modelo como endógenas y se utilice sus retardos en la especificación de los modelos tiene la ventaja de recudir los potenciales problemas de endogeneidad. En segundo lugar, el término  $e_{it}$  está correlacionado entre los países  $i$ , esta característica se denomina “interdependencia estática”. En tercer lugar, los shocks  $u_i$  pueden atribuirse por diferencias específicas de cada país invariantes en el tiempo, se denomina “heterogeneidad de corte transversal” (cross sectional heterogeneity). Esta última es particularmente importante ya que el panel de países considerados incluye economías exportadoras de commodities y de manufacturas, economías avanzadas y economías emergentes y en desarrollo, y diferentes volúmenes de comercio.

Finalmente, la técnica de P-VAR permite construir efectos promedio, a través de grupos heterogéneos de la unidad de análisis, en este caso la unidad país, para caracterizar las diferencias específicas de los países en relación a la media (evidencia al respecto se da cuenta en Canova y Ciccarelli, 2013).

---

<sup>13</sup> Se consideró el logaritmo natural de las variables y la primera diferencia en caso de variables integradas de primer orden.

<sup>14</sup> Ver Tabla A.3 y Tabla A.4 del anexo.

Miranda, R., Mordecki, G. y Muinel-Gallo, L.

En este trabajo se propone estimar el modelo dinámico de datos de panel con vectores autoregresivos mediante la técnica PVAR desarrollada por Abrigo y Love (2015).<sup>15</sup> La metodología PVAR estima los coeficientes mediante el sistema del método generalizado de los momentos (GMM) (Generalized Method of Moments) utilizando como instrumentos los retardos de los regresores. Para garantizar la ortogonalidad entre los regresores y el efecto fijo se emplea la transformación de Helmert (Arellano y Bover, 1995, Love y Zicchino, 2006, Grossmann et al., 2014, y Love y Turk, 2014).<sup>16</sup>

## 6. Resultados empíricos

### 6.1 Test de raíz unitaria

Previa estimación del modelo PVAR se analizó el orden de integración de la series (estacionariedad), para ello se especificó el modelo a testear para cada variable y se aplicó el test de raíz unitaria.<sup>17</sup>

En este trabajo se tiene información de un macro-panel fuertemente balanceado, para los 27 países ( $N = 27$ ) se cuenta con todas las observaciones a lo largo del período 1994.01 - 2014.12 ( $T = 252$ ). La dimensión  $T$  es suficientemente grande y superior a la dimensión  $N$ , por tanto, se emplea el test de raíces unitarias de LLC. El mismo plantea evaluar la hipótesis nula de que los paneles contienen la serie integrada versus la hipótesis alternativa de que los paneles presentan las series estacionarias. Para todos los casos, dado que los resultados pueden estar afectados por la dependencia o correlación de corte transversal, LLC sugieren eliminarla para mitigar dichos efectos (Chu, 2002).

En la Tabla 3 se presentan los principales resultados del test de raíz unitaria para el panel de países para el período 1994 - 2014. Las series de exportaciones y TCRE, modelos con constante y sin tendencia resultaron integradas dado que no es posible rechazar la hipótesis nula de que el panel tiene una raíz unitaria al 95% de significación. Sin embargo, la primera diferencia de ambas variables es estacionaria, por lo cual, se concluye que son  $I(1)$ . Las series de volatilidad estimada a través de la media móvil del desvío estándar 4, 8 y 12 períodos,  $V_4$ ,  $V_8$  y  $V_{12}$  respectivamente, resultaron estacionarias en el modelo sin constante,  $I(0)$ .

---

<sup>15</sup> A partir del trabajo de Love y Zicchino (2006), los mismos dejan disponible el código pvar de STATA para el empleo de investigadores, la versión más reciente se encuentra en Abrigo y Love (2015). Ente los trabajos que utilizan dicha técnica se encuentran Love y Zicchino (2006), Grossmann et al. (2014), Love y Turk (2014), Shank y Vianna (2016) y Berdiev y Saunoris (2016).

<sup>16</sup> De acuerdo con Schmidt et al. (1992) el empleo de todos los instrumentos no implica una mejora en la eficiencia de las estimaciones.

<sup>17</sup> En la metodología datos de panel existe una amplia variedad de test de raíces unitarias (o estacionariedad), entre ellos: Levin-Lin-Chu (2002), Harris-Tzavalis (1999), Breitung y Das (2005), Im-Pesaran-Shin (2003), Fisher-type (Choi, 2001) y Hadri (2000). Los mismos presentan diferentes supuestos para su implementación (si el panel es balanceado o no, si el ratio número de panel,  $N$ , sobre el tamaño de la dimensión temporal,  $T$ , tiende a infinito, si  $N$  o  $T$  es fijo).

**Tabla 3 – Resultados test de raíz unitaria LLC: Panel**

Variable	Nivel		Primera diferencia	
	Estadístico ajustado $t^*$	Orden de integración	Estadístico ajustado $t^*$	Orden de integración
X	4.856 [1.000]	I(1)	-43.926 [0.000]	I(0)
TCRE	0.779 [0.782]	I(1)	-60.718 [0.000]	I(0)
V4	-9.834 [0.000]	I(0)	---	---
V8	-7.644 [0.000]	I(0)	---	---
V12	-9.878 [0.000]	I(0)	---	---

Nota: Test de raíz unitaria LLC. Nivel de significación de la prueba 95%. En [...] p-valor. Número de paneles = 27. El número de retardos fue seleccionado por el criterio de Akaike, máx. retardos = 10. Se consideró el logaritmo de la variable. Muestra: 1994.01 – 2014.12.

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, se realizó el test de raíz unitaria para el panel diferenciando países exportadores de commodities (panel A) y países exportaciones de manufacturas (panel B). Los resultados se presentan en la Tabla 4.

**Tabla 4 – Resultados test de raíz unitaria LLC: Panel A y Panel B**

Variable	Nivel		Primera diferencia	
	Estadístico ajustado $t^*$	Orden de integración	Estadístico ajustado $t^*$	Orden de integración
<i>Panel A: Países exportadores de commodities</i>				
X	1.260 [0.896]	I(1)	-32.546 [0.000]	I(0)
TCRE	-0.066 [0.474]	I(1)	-33.205 [0.000]	I(0)
V4	-10.171 [0.000]	I(0)	---	---
V8	-8.069 [0.000]	I(0)	---	---
V12	-10.264 [0.000]	I(0)	---	---
<i>Panel B: Países exportadores de manufacturas</i>				
X	2.544 [0.995]	I(1)	-31.737 [0.000]	I(0)
TCRE	-0.763 [0.223]	I(1)	-47.869 [0.000]	I(0)
V4	-8.347 [0.000]	I(0)	---	---
V8	-8.146 [0.000]	I(0)	---	---
V12	-9.208 [0.000]	I(0)	---	---

Nota: Test de raíz unitaria Levin-Lin-Chu. Nivel de significación de la prueba 95%. En [...] p-valor. Número de paneles A = 12 y número de paneles B = 15. El número de retardos fue seleccionado por el criterio de Akaike, máx. retardos = 10. Se consideró el logaritmo de las variables. Muestra: 1994.01 – 2014.12.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 5 presenta los resultados del test de raíces unitarias para el conjunto de series común al panel de países {M\*, P, P\*}. Los resultados del test Augmented Dickey-Fuller muestran que el conjunto de variables en nivel presentan raíz unitaria y son estacionarias en primera diferencia. El conjunto de las series resultaron integradas de primer orden, I(1).

Tabla 5 – Test de raíz unitaria: análisis univariado

<i>Test de raíz unitaria – Augmented Dickey-Fuller (ADF)</i>				
<i>H<sub>0</sub>) = Hay una raíz unitaria</i>				
<i>Variable</i>	<i>Nivel</i>		<i>Primera diferencia</i>	
	<i>Valor estadístico</i>	<i>Orden integración</i>	<i>Valor estadístico</i>	<i>Orden integración</i>
<i>M*</i>	1.835 (15 lags)	I(1)	-4.507 (14 lags)	I(0)
<i>P</i>	0.553 (14 lags)	I(1)	-3.847 (13 lags)	I(0)
<i>P*</i>	-0.941 (13 lags)	I(1)	-4.728 (12 lags)	I(0)

Nota: El número de retardos fue determinado de acuerdo con el criterio de Akaike. El modelo ADF se especifico sin constante, la misma no resultó significativa en todos los casos. Se consideró el logaritmo de las variables. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de la variable volatilidad condicional del TCRE el panel ya no es balanceado, ya que para los 27 países no se cuenta con todas las observaciones a lo largo del período 1994.01 – 2014.12. La dimensión  $T$  es suficientemente grande y superior a la dimensión  $N$ , por tanto, se emplea el test de raíces unitarias de Fisher-type. El mismo parte de realizar el test de raíz unitaria para cada serie del panel de manera independiente (en base al test de ADF o Phillips-Perron), posteriormente, a partir de los p-valor obtenidos, valiéndose del método propuesto por Choi (2001) combina los mismos a los efectos de obtener un resultado estadístico para el panel.<sup>18</sup> Al igual que LLC, la hipótesis nula es que todas las series del panel tienen raíz unitaria, y la hipótesis alternativa, que al menos una serie del panel es estacionaria.

En la Tabla 6 se presentan los resultados del test de raíz unitaria para la volatilidad condicional del TCRE (V), de la misma se concluye que se rechaza la hipótesis nula de que todo el panel tiene raíz unitaria, tanto para el panel total de países, como para el panel de países exportadores de commodities y manufacturas. Cabe señalar que por construcción los procesos GARCH resultan estacionarios, I(0), y los procesos IGARCH integrados de primer orden, I(1).

Tabla 6 – Test de raíz unitaria: Volatilidad condicional del tipo de cambio real

<i>Fisher-type unit-root test. Based on augmented Dickey-Fuller tests.</i>				
<i>H<sub>0</sub>) All panels contain unit roots</i>				
<i>H<sub>1</sub>) At least one panel is stationary</i>				
<i>Test</i>		<i>Statistic</i>		
		<i>Panel</i>	<i>Panel A</i>	<i>Panel B</i>
<i>Inverse chi-squared</i>	<i>P</i>	446,388***	319,687***	178,864***
<i>Inverse normal</i>	<i>Z</i>	-17,098***	-15,412***	-10,501***
<i>Inverse logit</i>	<i>L*</i>	-23,746***	-25,640***	-12,786***
<i>Modified inv. Chi-squared</i>	<i>Pm</i>	37,758***	42,679***	19,218***

Nota: Especificación con constante, sin tendencia y removida la media de corte transversal. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

<sup>18</sup> Choi (2001) señala cuatro formas de combinar el p-valor, cuando  $N$  es finito el test Chi-cuadrado invertido, el test normal invertido y el test logit invertido, cuando  $N$  tiende a infinito, sugiere el empleo de una modificación del test Chi-cuadrado invertido.

## 6.2 Resultado estimación

Luego de determinado el orden de integración de las variables, en particular la estacionariedad de las mismas, se especificó el modelo teórico para explicar la variación de las exportaciones para el panel de países, el panel de países exportadores de commodities, y para el panel de países exportadores de manufacturas. Previamente, se estimó el orden de los retardos a considerar en el modelo de acuerdo con el criterio de Andrews y Lu (2001). Los autores aplican criterios consistentes de selección del orden de retardos para modelos dinámicos de panel con efectos individuales fijos inobservables estimados a través del GMM. Los criterios de selección ampliamente utilizados en la literatura son Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan–Quinn (HQIC), y están basados en el estadístico de J de Hansen, L. (1982) utilizado para testear restricciones de sobre identificación.

El objetivo principal de este trabajo es investigar el efecto de la volatilidad del TCRE en las exportaciones en el período 1994 – 2014 mediante el empleo de la técnica P-VAR desarrollado por Abrigo y Love (2015). Una representación general de la ecuación de las exportaciones sería:

$$X_{it} = \alpha_1 X_{it-p} + \alpha_2 P_{it-p} + \alpha_3 TCRE_{it-p} + \alpha_4 Vol_{it-p} + \beta_1 M_{it}^* + \beta_2 P_{it}^* + u_i + d_t + e_{it} \quad (7)$$

con un orden de  $p$  retardos, donde  $i = 1, \dots, 27$  representa el país,  $t$  es el tiempo en el período 1994.01 – 2014.12. Las variables endógenas del modelo son  $\{X, P, TCRE, Vol\}$ , donde  $Vol$  representa la medida de volatilidad del TCRE, en tanto, las variables exógenas del modelo  $\{M^*, P^*\}$ .  $u_i$  representa la variable de efectos fijos que captura la heterogeneidad individual inobservable, la dummie temporal  $d_t$  captura el shock de la crisis financiera internacional en 2008/09, y  $e_{it}$  los errores idiosincrásicos. Los coeficientes  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \beta_1$  y  $\beta_2$  son los parámetros a estimar. El modelo se estima por el método GMM, siendo la matriz identidad las ponderaciones iniciales y la matriz de ponderaciones GMM robusta.

En todos los casos, las estimaciones panel VAR se realizó para cuatro especificaciones distintas de la volatilidad del TCRE. De forma que, los modelos 1 al 4 varían únicamente en la forma en la cual fue construida la medida de volatilidad. En la primera, segunda y tercera ecuación estimada se emplea la volatilidad del TCR calculada a través de la media móvil del desvío estándar 4, 8 y 12 períodos,  $V_4, V_8$  y  $V_{12}$  respectivamente. En la cuarta especificación se emplea la medida de la volatilidad condicional,  $V$ .<sup>19</sup>

Dado que no se obtienen resultados significativos para explicar el vínculo entre las exportaciones y la volatilidad del TCRE cuando se considera el panel de países, se divide el panel en países exportadores de commodities (panel A) y países exportadores de manufacturas (panel B), y se realizan estimaciones similares de la Ecuación 7, teniendo en cuenta las diferentes medidas de volatilidad cambiaria.<sup>20</sup>

### **Panel A: Países exportadores de commodities**

En la Tabla 7 se presentan los resultados de las estimaciones panel VAR para las distintas medidas de volatilidad del TCR de los países exportadores de commodities (modelo 1 al 4). En primer lugar, en referencia a los retardos de las variables endógenas, las variables exportaciones e índice de precios de los commodities (no combustibles) resultaron significativas al 5%. El

<sup>19</sup> Dado que se emplea un modelo PVAR, es decir, un modelo de ecuaciones simultáneas reducido y sin restringir, deberían representarse todas las variables endógenas que participan del modelo. Sin embargo, por razones de simplicidad, solo se exponen los resultados correspondientes a la ecuación relevante que tiene a las exportaciones como variable a explicar en función de las variables determinantes.

<sup>20</sup> Ver Tabla A.6 del anexo.

signo positivo del índice de precios de los commodities (no combustibles) implica que el aumento de los mismos incentiva a los productores a aumentar las exportaciones. El TCR no resultó significativo en ningún caso, por lo cual dicha variable no resulta relevante en el modelo para explicar la variación de las exportaciones.

En cuanto a la volatilidad del TCR resultó únicamente significativa al 5% cuando se empleó la especificación de la volatilidad condicional (modelo 4). El resultado arrojó un impacto significativo y positivo de muy baja magnitud. Este resultado difiere con la evidencia empírica, de un efecto negativo, encontrada por ejemplo en Sauer y Bohara (2001), Hall et al. (2010) y MacDonald y Vilela (2016). El resultado que a priori resulta contra intuitivo, se fundamenta teóricamente en Sercu (1992) y Broll y Eckwert (1999) y empíricamente en De Grauwe (1988). Al respecto, en Grier y Smallwood (2007) se argumenta que en el corto plazo es posible que el efecto de la incertidumbre cambiaria sobre las exportaciones pueda tener dicho comportamiento debido a que los contratos de exportación son posibles de ajustar recién en el largo plazo. Adicionalmente, la volatilidad calculada a través de la media móvil del desvío estándar 4 períodos de la variable en nivel resultó significativa al 10% considerando ambos retardos, pero el resultado no es concluyente ni consistente ya que entra al modelo con un primer retardo de signo negativo y el segundo retardo de signo positivo.

En lo que respecta a las variables exógenas, tanto las variables de demanda mundial como el índice de precios de los combustibles, resultaron significativas al 1% y con signo positivo. En el primer caso, una mayor demanda del resto del mundo genera un efecto positivo sobre la oferta de exportaciones de las economías. En el segundo caso, un aumento del índice de precios de los combustibles tiene a aumentar la oferta de exportaciones de los productos energéticos. Ello se debe a que gran parte de estas economías presentan una alta participación de los commodities combustibles en sus exportaciones, por lo cual, en vez de reflejar un costo es una oportunidad de aumentar sus ingresos. La introducción de un shock temporal que captura la crisis financiera internacional de 2008/09 no resultó significativa. Ello no implica que en períodos temporales posteriores a la misma no se generaran efectos significativos adversos sobre las exportaciones.

Tabla 7 – Resultados de la estimación: Panel de países exportadores de commodities

Equation: <i>X</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L1.X</i>	-0.2598*** (0.0233)	-0.2769*** (0.0236)	-0.2541*** (0.0237)	-0.2590*** (0.0234)
<i>L2.X</i>	-0.0612*** (0.0205)	-0.0883*** (0.0217)	-0.0681*** (0.0207)	-0.0643*** (0.0204)
<i>L3.X</i>	— —	-0.0349* (0.0201)	— —	— —
<i>L1.TCRE</i>	-0.0408 (0.0629)	-0.0837 (0.0614)	-0.0393 (0.0622)	-0.0503 (0.0621)
<i>L2.TCRE</i>	-0.0615 (0.0594)	-0.0772 (0.0621)	-0.1000 (0.0619)	-0.0655 (0.0613)
<i>L3.TCRE</i>	— —	-0.0479 (0.0589)	— —	— —
<i>L1.P</i>	0.2124*** (0.0783)	0.1765** (0.0796)	0.1942** (0.0791)	0.2306*** (0.0782)
<i>L2.P</i>	0.3126*** (0.0807)	0.2150** (0.0836)	0.3164*** (0.0813)	0.3277*** (0.0803)
<i>L3.P</i>	— —	0.3016*** (0.0769)	— —	— —
<i>L1.Volatilidad</i>	-0.2890* (0.1685)	-0.4108* (0.2206)	-0.0790 (0.3895)	0.0230** (0.0111)
<i>L2.Volatilidad</i>	0.3779** (0.1712)	-0.0650 (0.3536)	-0.0106 (0.3999)	0.0214** (0.0108)
<i>L3.Volatilidad</i>	— —	0.2834 (0.2724)	— —	— —
<i>M*</i>	0.5582*** (0.0360)	0.5644*** (0.0368)	0.5716*** (0.0368)	0.5544*** (0.0359)
<i>P*</i>	0.1127*** (0.0329)	0.1239*** (0.0326)	0.1136*** (0.0331)	0.1178*** (0.0334)
<i>d<sub>t</sub></i>	0.0162 (0.0249)	0.0257 (0.0251)	0.0138 (0.0244)	0.0114 (0.0238)
<i>No. of Obs.</i>	2940	2880	2844	2959
<i>No. of panels</i>	12	12	12	12
<i>Ave. no. of T</i>	245.000	240.000	237.000	246.583

Nota: Se consideró la primera diferencia del logaritmo de las variables. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Fuente: Elaboración propia.

### **Países exportadores de manufacturas**

En la Tabla 8 se presentan los resultados de las estimaciones de la Ecuación 7 para el panel de países exportadores de manufacturas considerando diversas medidas de volatilidad cambiaria (modelo 1 al 4). Se obtiene que los retardos de la variable exportaciones resultan significativos al 1%. El índice de precios de los commodities (no combustibles) resultó significativo al 1% únicamente para el segundo retardo, siendo no significativo el primer retardo; ello está asociado a que dicho índice de precios no es el relevante para estas economías.

En lo que respecta al TCRE sólo resultó significativo el primer retardo para los modelo 1 al 4. El signo del coeficiente positivo indica que ante una apreciación del TCR las exportaciones aumentan, a priori resulta contra intuitivo con lo predicho por la teoría. Ello podría atribuirse al efecto Balassa-Samuelson (Balassa, 1964 y Samuelson, 1964), ya que el fuerte incremento de la productividad en las economías de Europa, y el alto avance tecnológico, tiende a abaratar la producción de los bienes transables en relación a los bienes no transables, por ende, el TCR (definido como el cociente de precios transables y no transables de una economía) tiende a apreciarse. De esta forma, la apreciación cambiaria puede acontecer con un aumento de las exportaciones debido a una mayor competencia por exportar entre dichas economías.

La volatilidad calculada a través de la media móvil del desvío estándar del TCRE de la variable en nivel resultó significativa cuando se considera 12 períodos. El primer retardo resultó de signo positivo y el segundo retardo de signo negativo, significativos al 5% y 10%, respectivamente. Éste resultado no es concluyente ya que el efecto para la misma variable es de signo contrario, siendo contra intuitivo. Por otra parte, la volatilidad del TCRE resultó con coeficiente negativo y significativo al 5% cuando se empleó una especificación de varianza condicional para su modelización (modelo 4). El mismo está asociado con agentes adversos al riesgo que participan en el comercio internacional orientado a las exportaciones de manufacturas, particularmente E-15. Aquí se puede interpretar que la volatilidad del tipo de cambio resulta costosa para los agentes, por lo cual, un aumento de la misma impacta reduciendo las exportaciones a los efectos de mitigar el riesgo asociado a dicha operación. Asimismo, el efecto negativo se puede explicar por la mayor capacidad para ajustar la producción ante la variabilidad cambiaria producto del tipo de bien que exportan. Entre la literatura empírica que respalda este resultado negativo se encuentra Chowdhury (1993), Arize (1997), Verheyen (2012) y Situ (2015). Particularmente, en Verheyen (2012) se encuentra un efecto negativo de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones de once países de la euro zona hacia los Estados Unidos.

En Hondroyannis et al. (2008) se estima la relación entre exportaciones y volatilidad cambiaria (GARCH) de un modelo estándar (en esta literatura) a través del GMM para un panel de países industrializados. Señalan que el efecto negativo se debe a que existen errores de especificación, por lo cual, cuando incorporan una variable explicativa adicional (ingresos reales de exportación de los países exportadores de combustibles) encuentran un efecto no significativo. Es así que, asumiendo que el modelo está bien especificado, se contradice el resultado obtenido en Hondroyannis et al. (2008).

La variable exógena demanda mundial resultó significativa al 1% y con coeficiente de signo positivo. Dicho coeficiente resultó ser el más relevante entre las variables que explican la variación de las exportaciones, ya que presenta mayor magnitud. El índice de precios de los commodities combustibles resultó en la mayoría de los modelos significativo al 5% y con coeficiente de signo negativo. Dicho efecto se debe a que el panel de países exportadores de manufacturas son principalmente importadores netos de combustibles, por lo cual, un aumento de dicho índice eleva los costos de producción y de transporte, penalizando las exportaciones. Finalmente, la variable temporal que refleja el shock de la crisis financiera internacional del año 2008/09 resultó significativa al 1% y con el coeficiente de signo negativo esperado, capturando el efecto adverso generado sobre las exportaciones.

Tabla 8 – Resultados de la estimación: Panel de países exportadores de manufacturas

<i>Equation: X</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L1.X</i>	-0.4133*** (0.0174)	-0.4127*** (0.0173)	-0.4030*** (0.0174)	-0.4115*** (0.0172)
<i>L2.X</i>	-0.2471*** (0.0157)	-0.2485*** (0.0156)	-0.2405*** (0.0155)	-0.2486*** (0.0154)
<i>L3.X</i>	— —	— —	— —	— —
<i>L1.TCRE</i>	0.6963*** (0.1649)	0.6786*** (0.1707)	0.7552*** (0.1682)	0.6301*** (0.1726)
<i>L2.TCRE</i>	0.2457 (0.1607)	0.2352 (0.1642)	0.1650 (0.1559)	0.1887 (0.1614)
<i>L3.TCRE</i>	— —	— —	— —	— —
<i>L1.P</i>	-0.0097 (0.0538)	-0.0007 (0.0547)	0.0067 (0.0538)	-0.0339 (0.0538)
<i>L2.P</i>	0.2372*** (0.0603)	0.2053*** (0.0605)	0.2205*** (0.0593)	0.1917*** (0.0596)
<i>L3.P</i>	— —	— —	— —	— —
<i>L1.Volatilidad</i>	0.5415 (0.8611)	1.6937 (1.0915)	4.5402** (2.3001)	-0.0542** (0.0249)
<i>L2.Volatilidad</i>	0.5731 (0.7373)	-1.1393 (1.0493)	-3.8498* (2.2482)	-0.0924*** (0.0261)
<i>L3.Volatilidad</i>	— —	— —	— —	— —
<i>M*</i>	1.1230*** (0.0252)	1.1123*** (0.0253)	1.1121*** (0.0254)	1.1129*** (0.0251)
<i>P*</i>	-0.0338 (0.0227)	-0.0440* (0.0225)	-0.0567** (0.0223)	-0.0529** (0.0226)
<i>d<sub>t</sub></i>	-0.1372*** (0.0352)	-0.1448*** (0.0344)	-0.1632*** (0.0351)	-0.1418*** (0.0345)
<i>No. of Obs.</i>	3675	3615	3555	3699
<i>No. of panels</i>	15	15	15	15
<i>Ave. no. of T</i>	245.000	241.000	237.000	246.600

Nota: Se consideró la primera diferencia del logaritmo de las variables. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Fuente: Elaboración propia.

En términos generales, a partir de las estimaciones presentadas en la Tabla A.6 del anexo, la Tablas 7 y la Tabla 8 surge que la principal variable explicativa (en términos de magnitud) para dar cuenta de la variación de las exportaciones, independientemente del modelo y la orientación exportadora, es la demanda mundial. La misma en todos los casos se asumió como exógena, y resultó significativa al nivel del 1% y con coeficiente positivo. Es decir, un aumento de la demanda del resto del mundo tiene un efecto positivo sobre la variación de las exportaciones de los países. Este resultado está en línea con la literatura teórica y empírica.

En lo que refiere a los retardos de la variable endógena índice de precios de los commodities (no combustibles), para los modelos 1 al 4, la misma resultó significativa al 5% en el panel de países exportadores de commodities y en el panel conjunto. El signo positivo del índice de precios de los commodities (no combustibles) indica que ante un aumento del índice de precios de los commodities mayor son los incentivos por parte de los países a exportar. Para el panel de países exportadores de manufacturas, solo el segundo retardo de la misma variable resultó significativa al 5%. Ello da cuenta de la relevancia de dichos precios en la decisión de exportación para el panel de países productores de commodities.

La volatilidad cambiaria medida a través de la media móvil del desvío estándar del TCRE no resultó significativa en general, sin embargo, cuando lo hizo los coeficientes de los retardos resultaron con signos contrapuestos, lo cual no tiene sustento teórico, lo que condujo a descartar el resultado. Específicamente, la volatilidad condicional para el panel de veintisiete países no resultó significativa para explicar las exportaciones, por lo tanto, a partir de los resultados obtenidos, y considerando la pregunta inicial formulada ¿Afecta la volatilidad del TCRE las exportaciones en el panel de países de Europa, Sudamérica y Oceanía en el corto y mediano plazo?, la respuesta es no, y es posible rechazar la primera hipótesis de este trabajo que argumenta que el panel de países de Europa, Sudamérica y Oceanía presenta un efecto significativo y negativo de la volatilidad del TCR en las exportaciones en el corto y mediano plazo.

Cuando se subdivide el panel, se intenta responder las preguntas ¿Existe impacto de la volatilidad del TCRE en las exportaciones en los países exportadores de commodities y en los países exportadores de manufacturas en el corto y mediano plazo? ¿Cuál es el signo y magnitud de dichos efectos?, se encuentra que el impacto de la variabilidad cambiaria sobre las exportaciones del panel de países exportadores de commodities tiene un efecto significativo al 5% y con coeficiente de magnitud levemente positiva, en tanto, en el panel de países exportadores de manufacturas el efecto es significativo al 5% y con coeficiente de magnitud levemente negativa. El mismo no se cumple independientemente de la medida de volatilidad empleada, solamente refiere al caso en que se emplea la medida de la volatilidad condicional del TCR. Consecuentemente, se rechaza la segunda hipótesis que guía este análisis debido a que, si bien se encuentra y cumple que existe un impacto significativo de la volatilidad del TCRE en las exportaciones, y la magnitud de dicho impacto varía de acuerdo a la orientación exportadora, el signo del efecto no es negativo en ambos casos. Específicamente, no se obtiene para los países exportadores de commodities que el efecto tiene coeficiente de signo negativo.

Los resultados son relevantes ya que dan indicios que para poder explicar la relación entre la volatilidad cambiaria y las exportaciones es apropiado no trabajar con el panel de veintisiete países, sino considerar el panel distinguiendo entre países exportadores de commodities y países exportadores de manufacturas. Adicionalmente, las conclusiones no son extrapolables para todos los países integrantes de los grupos de paneles de países exportadores (por ejemplo, el caso de Uruguay en Miranda y Mordecki, 2017).

En lo que refiere a la volatilidad calculada a través de la media móvil del desvío estándar la misma interactúa con la variable TCRE por su forma de estimación, lo cual justifica que no se

encuentren resultados al respecto. Sin embargo, mantener la misma en los modelos permite comparar los resultados con la volatilidad del TCRE, la cual resulta más robusta para capturar la incertidumbre cambiaria.

Por último, la introducción de un evento temporal adverso como la crisis financiera internacional del año 2008/09 sobre las exportaciones resultó significativo para el panel conjunto y el panel de países exportadores de manufacturas, sin embargo, no lo fue para el panel de países exportadores de commodities. El primer impacto de la crisis financiera internacional se dio en las economías avanzadas, que en esta muestra de países coincide con los países predominantemente exportadores de manufacturas. Una posible explicación del efecto negativo sobre las exportaciones se puede atribuir al rol que tiene el financiamiento de los bancos en el comercio. De acuerdo con Shelburne (2010) si la operación de importación (contra parte de la operación de exportación) está garantizada por el financiamiento de los bancos, existe un menor riesgo para el exportador de obtener el pago, sin embargo, dada la crisis financiera internacional, el crédito bancario se encareció, y la actividad de exportación se redujo producto del aumento del riesgo de incumplimiento del pago por parte de los importadores al no acceder al financiamiento de los bancos.

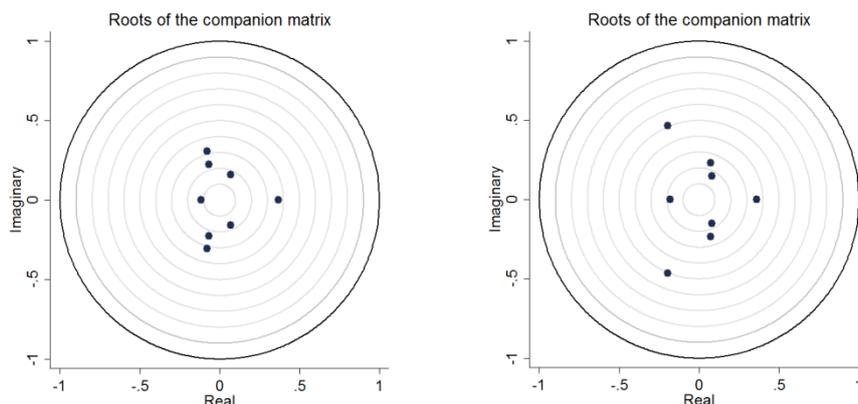
### 6.3 Test de post-estimaciones

Dado los resultados obtenidos en la estimación panel VAR, la especificación de interés resultó ser el Modelo 4 del panel de países exportadores de commodities (panel A) y del panel de países exportadores de manufacturas (panel B) (ver Tabla 7 y Tabla 8 respectivamente). En el Modelo 4, en ambos casos, se emplea la volatilidad condicional del TCRE para explicar la variación de las exportaciones.

#### *Condición de estabilidad*

El primer paso posterior a la estimación panel VAR es testear que se cumple la condición de estabilidad (descartar una dinámica explosiva), es decir, que todas las raíces características caen dentro del círculo unitario. Los resultados de la Gráfica 5 confirman que se satisface la condición de estabilidad.

**Gráfica 5 – Condición de estabilidad de los eigenvalue:  
Panel A (izquierda) y Panel B (derecha)**



Fuente: Elaboración propia.

### Test de Granger

La existencia de correlación entre dos variables no implica siempre causalidad, es decir, cambios en una de ellas determine los cambios en los valores de la otra, por tanto, se realiza el test de causalidad de Granger (1969). Rechazar la hipótesis nula en este caso implica que el pasado de la variable de exclusión afecta o precede el presente de la variable de interés, por lo cual no sería débilmente exógena. En la Tabla 9 se presentan los resultados del test de causalidad de Granger para el panel A y panel B.

**Tabla 9 – Test de causalidad de Granger (Wald)**

<i>H<sub>0</sub>: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable</i>			
<i>H<sub>1</sub>: Excluded variable Granger-cause Equation variable</i>			
<i>Equation</i>	<i>Excluded</i>	<i>Panel A</i>	<i>Panel B</i>
<i>X</i>	<i>TCRE</i>	2.006	16.998***
	<i>P</i>	34.324***	10.489***
	<i>V</i>	7.703**	18.089***
	<i>All</i>	40.753***	50.296***
<i>TCRE</i>	<i>TCRE</i>	0.041	1.884
	<i>P</i>	0.742	1.804
	<i>V</i>	1.716	1.118
	<i>All</i>	2.520	5.547
<i>P</i>	<i>TCRE</i>	2.483	25.532***
	<i>P</i>	2.204	0.722
	<i>V</i>	0.521	19.431***
	<i>All</i>	5.767	43.691***
<i>V</i>	<i>TCRE</i>	1.859	3.271
	<i>P</i>	7.994**	3.521
	<i>V</i>	4.107	5.092*
	<i>All</i>	13.826**	11.583*

Notas: Rechazo la hipótesis nula al: \* : 10%, \*\* : 5% y \*\*\* : 1% de significación (Prob > Chi2). 2 lags. Muestra: 1994.01 – 2014.12. Se utilizó la primera diferencia del logaritmo de las variables.

Fuente: Elaboración propia.

En lo que refiere al panel A se obtiene que el TCRE no causa en el sentido de Granger a las exportaciones, sin embargo, el índice de precios de los commodities (no combustibles) y la volatilidad del TCRE causan en el sentido de Granger a las exportaciones. También se cumple que el TCRE causa en el sentido de Granger a la volatilidad del TCRE. No se encuentran otras relaciones causales significativas en el sentido de Granger.

En relación al panel B el TCRE, el índice de precios de los commodities (no combustibles) y la volatilidad del TCRE causan en el sentido de Granger a las exportaciones. También se cumple que las exportaciones, la volatilidad del TCR causan en el sentido de Granger al índice de precios de los commodities. No se constatan otras relaciones causales en el sentido de Granger.

### ***Función impulso-respuesta***

En este apartado se discute la simulación de la IRF acumulada. El foco del análisis se centra en cuantificar, tanto para el panel A como para el panel B, como los shocks macroeconómicos, uno por vez, afectan las exportaciones, particularmente, el impacto de un shock en la volatilidad cambiaria. En las gráficas IRF se representa la respuesta de las exportaciones ante un impulso o shock ortogonal, de magnitud de un desvío estándar, del TCRE, el índice de precios de los commodities (no combustibles) y la volatilidad del TCRE. Se considera la respuesta de las exportaciones para un período de doce meses (1 año). La banda que contiene a la función impulso respuesta acumulada corresponde a la región de confianza al 95%.<sup>21</sup> Cuando la banda no contiene al cero a lo largo del período indica que existe un efecto significativo de la variable impulso sobre la variable de respuesta.

Aquí se asume el siguiente orden recursivo, de mayor a menor importancia en el orden causal, para construir la IRF:

*Panel A:*  $P \rightarrow TCRE \rightarrow V \rightarrow X$ ,

*Panel B:*  $TCRE \rightarrow P \rightarrow V \rightarrow X$ .

En el panel A, en primer lugar, el índice de precios de los commodities (no combustibles) constituye la variable más importante que toman en cuenta dichas economías para comerciar con el exterior, en segundo lugar, aparece el TCRE como medida de la competitividad de la economía frente a sus principales socios comerciales, en tercer lugar, la dispersión del TCRE, es decir la volatilidad condicional del TCRE, ya que la misma representa la incertidumbre ante los movimientos inesperados del TCRE. En el panel B la principal variable es el TCRE, en segundo lugar el índice de precios de los commodities (no combustibles) producto que no es la variable más relevante en la decisión de dichas economías para exportar, y finalmente la volatilidad cambiaria debido a que el efecto de la incertidumbre sobre las exportaciones no se puede predecir con exactitud.

En la Gráfica 6 y la Gráfica 7 se presentan las IRF acumulada para el panel A y panel B, respectivamente. Ello permite comparar que sucede en ambos casos ante shocks macroeconómicos de la magnitud de una desviación estándar. En todos los casos, al final de los doce períodos la IRF acumulada se estabiliza rápidamente, por lo cual, la IRF converge a 0. En lo que refiere al panel A y la respuesta de las exportaciones, resultó significativa y positiva frente a un shock de la volatilidad condicional del TCRE y del índice de precios de los commodities, en tanto, el TCRE no resultó significativa. En el caso del panel B, la volatilidad condicional del TCRE tiene un efecto significativo y negativo sobre las exportaciones, en tanto, el TCRE y el índice de precios de los commodities (no combustibles) tienen un impacto significativo y positivo en las exportaciones.

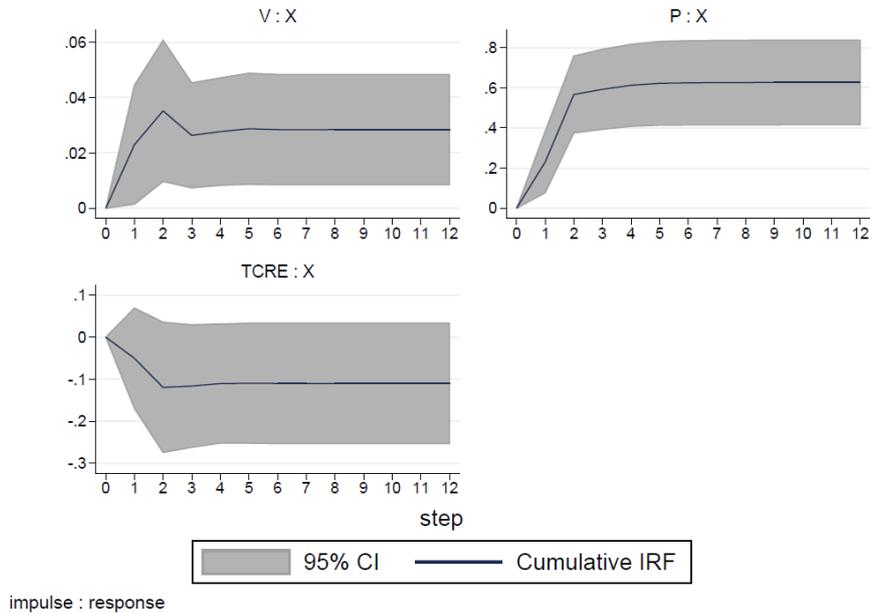
Específicamente, en la Gráfica 6 y la Gráfica 7 se observa que un impulso de magnitud de un desvío estándar de la variable: i) índice de precios de los commodities genera una respuesta en el corto plazo (período 12) de las exportaciones de 62.6% y 14.5%, respectivamente; ii) TCRE genera una respuesta en el período 1 de las exportaciones de -11.0% y 57.9%, respectivamente; iii) volatilidad condicional del TCRE genera una respuesta inicial de las exportaciones de 2.8% y -8.5%, respectivamente.

A continuación se presentan las IRF acumulada para el panel de países exportadores de commodities (panel A) y el panel de países exportadores de manufacturas (panel B).

<sup>21</sup> Los intervalos de confianza fueron generados a través de 1000 simulaciones de Monte Carlos de una aproximación Gaussiana.

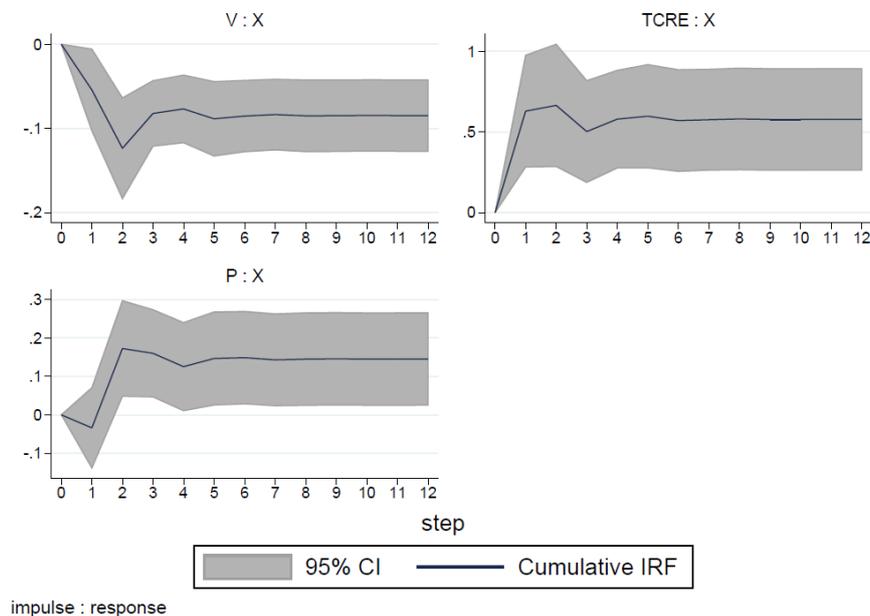
Miranda, R., Mordecki, G. y Muinelo-Gallo, L.

**Gráfica 6 – Función impulso respuesta acumulada: Panel A (variables endógenas)**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfica 7 – Función impulso respuesta acumulada: Panel B (variables endógenas)**

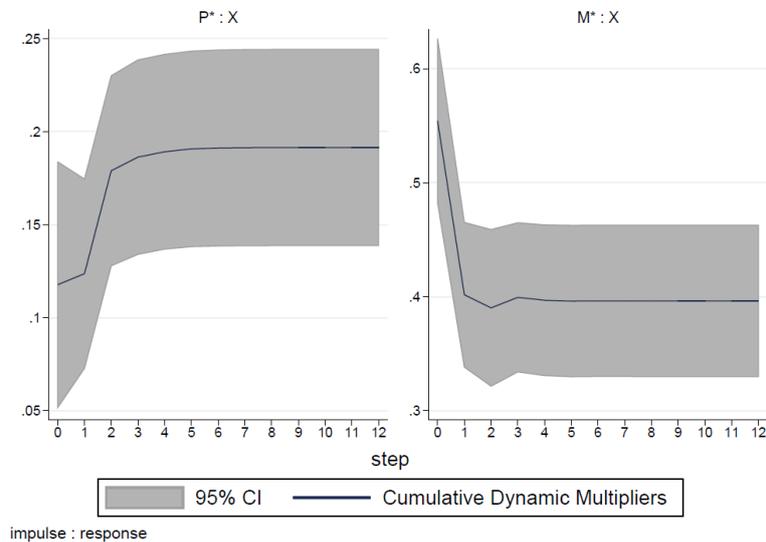


Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, la metodología PVAR (Abrigo y Love, 2015) permite en la IRF simular un shock (de magnitud de un aumento unitario) de la variable exógena sobre la variable endógena de interés. Los resultados se pueden observar en la Gráfica 8 y la Gráfica 9. Un impulso de la variable exógena demanda mundial, tanto en el panel A, como en el panel B, genera una respuesta negativa de las exportaciones en el corto plazo. Un impulso de la variable exógena precios internacionales de los commodities combustibles genera en el corto plazo una respuesta de las exportaciones negativa en el panel A y positiva en el panel B. No obstante, al final del

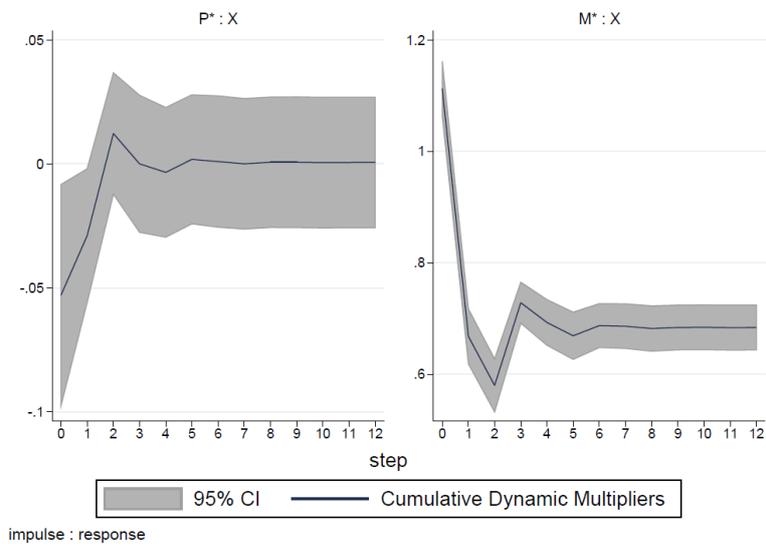
sexto períodos se converge a 0. En todos los casos, la IRF acumulada resultó significativa en el largo plazo, con la excepción del índice de precios de los commodities combustibles en el panel B.

**Gráfica 8 – Función impulso respuesta acumulada: Panel A (variables exógenas)**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfica 9 – Función impulso respuesta acumulada: Panel B (variables exógenas)**



Fuente: Elaboración propia.

## 6.4 Robustez

Para analizar la sensibilidad de los resultados obtenidos en el modelo principal se aplican diferentes test de robustez. Siguiendo a Grossmann et al. (2014) se realizan algunas variantes al orden de Cholesky a los efectos de observar qué efectos tiene sobre la dinámica de la IRF y FEVD, y adicionalmente se analiza la función impulso respuesta acumulada.

### *Orden de Cholesky alternativo*

Se comienza investigando robustez a través de cambios en el orden de Cholesky en la IRF y la FEDV. Dado que se espera que las exportaciones reaccionen contemporáneamente al resto de las variables del sistema, la misma ocupa la última posición en el orden de Cholesky. Las diferentes alternativas de orden de Cholesky se presentan a continuación, siendo el orden recursivo (0) el de referencia:

(0) *Panel A:*  $P \rightarrow TCRE \rightarrow V \rightarrow X$

*Panel B:*  $TCRE \rightarrow P \rightarrow V \rightarrow X$

(1) *Panel A:*  $P \rightarrow V \rightarrow TCRE \rightarrow X$

*Panel B:*  $V \rightarrow P \rightarrow TCRE \rightarrow X$

(2) *Panel A:*  $V \rightarrow TCRE \rightarrow P \rightarrow X$

*Panel B:*  $V \rightarrow TCRE \rightarrow P \rightarrow X$

(3) *Panel A:*  $V \rightarrow P \rightarrow TCRE \rightarrow X$

*Panel B:*  $TCRE \rightarrow V \rightarrow P \rightarrow X$

(4) *Panel A:*  $TCRE \rightarrow P \rightarrow V \rightarrow X$

*Panel B:*  $P \rightarrow V \rightarrow TCRE \rightarrow X$

(5) *Panel A:*  $TCRE \rightarrow V \rightarrow P \rightarrow X$

*Panel B:*  $P \rightarrow TCRE \rightarrow V \rightarrow X$

Los resultados de modificar el orden de Cholesky en la IRF no produce un impacto diferente en la dinámica de las exportaciones en comparación al caso de referencia (0), lo cual indica que los resultados obtenidos no son sensibles al orden de Cholesky utilizado (ver Tabla A.7 del anexo). Adicionalmente, en la Tabla 10 se presenta la estimación de la FEVD para el panel A y el panel B para el horizonte del período 12 ante diferentes alternativas en el orden de Cholesky. En ambos casos se puede observar la contribución de las innovaciones de las variables  $\{X, P, V, TCRE\}$  en la variación de los residuos de las exportaciones. En ambos casos la contribución del conjunto de las variables es muy leve, excluyendo la propia variable, no alcanzando el 2%. En el panel A la principal contribución es realizada por el índice de precios de los commodities, en tanto, en el panel B la contribución más alta proviene de la volatilidad condicional del TCRE. En síntesis, la FEVD no se ve alterada independientemente del orden considerado.

**Tabla 10 – Descomposición de la varianza del error de predicción**

Cholesky order	Response variable and Forecast horizon X	Impulse variable			
		X	P	V	TCRE
<i>Panel A: Países commodities exportadores</i>					
(0)	12	0.9910	0.0065	0.0019	0.0006
(1)	12	0.9910	0.0065	0.0019	0.0006
(2)	12	0.9910	0.0065	0.0019	0.0006
(3)	12	0.9910	0.0065	0.0019	0.0006
(4)	12	0.9910	0.0065	0.0019	0.0006
(5)	12	0.9910	0.0065	0.0019	0.0006
<i>Panel B: Países manufacturas exportadores</i>					
(0)	12	0.9892	0.0049	0.0037	0.0023
(1)	12	0.9892	0.0049	0.0037	0.0023
(2)	12	0.9892	0.0049	0.0037	0.0023
(3)	12	0.9892	0.0049	0.0037	0.0023
(4)	12	0.9892	0.0049	0.0037	0.0023
(5)	12	0.9892	0.0049	0.0037	0.0023

Nota: Sólo se presenta información del período 12. Se utilizó la primera diferencia del logaritmo de las variables.

Fuente: Elaboración propia.

### ***Importaciones vs. PIB, Crisis Financiera Internacional, Apertura Comercial, Economías Avanzadas vs. No avanzadas***

A continuación se presentan diferentes ejercicios de robustez partiendo del modelo de referencia para los países exportadores de commodities y de manufacturas (modelo 4 de la Tabla 7 y Tabla 8, respectivamente). El mismo se corresponde al modelo 1 de la Tabla 11 y Tabla 12, respectivamente. En ambas tablas, se presentan los resultados de estimación de modelos alternativos. En el modelo 2 se sustituye las importaciones mundiales por el PIB mundial, en el modelo 3 se excluye el shock temporal, en el modelo 4 se incorpora la variable exógena apertura comercial y en el modelo 5 se divide entre países desarrollados y subdesarrollados. En este último caso, para la muestra de países exportadores de commodities se excluye Australia y Nueva Zelanda, y para la muestra de países exportadores de manufacturas se incorpora Australia y Nueva Zelanda. La finalidad es comparar las estimaciones de los coeficientes y la significación estadística de las variables explicativas, de forma de examinar la robustez del modelo de referencia.

En lo que refiere a los resultados de la Tabla 11. En primer lugar, en el modelo 2 la introducción del PIB como medida de la demanda mundial resultó significativa al 5% y con signo positivo. El coeficiente presenta una mayor magnitud en relación al empleo de las importaciones mundiales. Sin embargo, deja de ser significativo el segundo retardo de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones. En segundo lugar, excluir la dummy temporal que captura el efecto de la crisis financiera internacional de 2008/09 del modelo de referencia no genera distorsión en los resultados. En tercer lugar, la introducción de la variable apertura comercial no resultó significativa. Finalmente, excluir los países avanzados de la muestra de países exportadores de commodities no tuvo un impacto en la significación, magnitud y signo del efecto de la variabilidad cambiaria en las exportaciones (modelo 5). En este sentido, estaría indicando que el nivel de desarrollo no estaría explicando el efecto para esta muestra de países.

Tabla 11 – Robustez: Panel A

Equation: X	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L1.X</i>	-0.2590*** (0.0234)	-0.2981*** (0.0240)	-0.2590*** (0.0233)	-0.2594*** (0.0234)	-0.2459*** (0.0256)
<i>L2.X</i>	-0.0643*** (0.0204)	-0.1014*** (0.0213)	-0.0645*** (0.0204)	-0.0648*** (0.0204)	-0.0720*** (0.0221)
<i>L1.P</i>	0.2306*** (0.0782)	0.4265*** (0.0837)	0.2315*** (0.0781)	0.2304*** (0.0781)	0.2429*** (0.0880)
<i>L2.P</i>	0.3277*** (0.0803)	0.5089*** (0.0822)	0.3299*** (0.0800)	0.3278*** (0.0803)	0.3450*** (0.0915)
<i>L1.V</i>	0.0230** (0.0111)	0.0271** (0.0116)	0.0230** (0.0111)	0.0229** (0.0111)	0.0237** (0.0112)
<i>L2.V</i>	0.0214** (0.0108)	0.0170 (0.0112)	0.0215** (0.0108)	0.0213** (0.0108)	0.0219** (0.0109)
<i>L.TCRE</i>	-0.0503 (0.0621)	-0.0347 (0.0691)	-0.0504 (0.0622)	-0.0485 (0.0629)	-0.0554 (0.0660)
<i>L2.TCRE</i>	-0.0655 (0.0613)	-0.0923 (0.0697)	-0.0655 (0.0613)	-0.0640 (0.0615)	-0.0600 (0.0642)
<i>M*</i>	0.5544*** (0.0359)	— —	0.5529*** (0.0355)	0.5532*** (0.0360)	0.5575*** (0.0411)
<i>PIB</i>	— —	0.9204** (0.4644)	— —	— —	— —
<i>P*</i>	0.1178*** (0.0334)	0.1631*** (0.0362)	0.1160*** (0.0328)	0.1161*** (0.0341)	0.1281*** (0.0384)
<i>d<sub>t</sub></i>	0.0114 (0.0238)	-0.0524** (0.0238)	— —	0.0120 (0.0239)	0.0025 (0.0267)
<i>Openness</i>	— —	— —	— —	-0.0124 (0.0377)	— —
<i>No. of Obs.</i>	2959	2959	2959	2959	2467
<i>No. of panels</i>	12	12	12	12	10
<i>Ave. no. of T</i>	246.583	246.583	246.583	246.583	246.700

Nota: Se consideró la primera diferencia del logaritmo de las variables. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 12 permite comparar el modelo 1 de referencia con el modelo 2 al 5 para el panel de países exportadores de manufacturas. En primer lugar, en el modelo 2 la introducción del PIB como medida de la demanda mundial no resultó significativa. En segundo lugar, excluir la dummy temporal que captura el efecto de la crisis financiera internacional de 2008/09 (modelo 3) no alteró los resultados ni la significación de los coeficientes de las variables endógenas explicativas, aunque sí redujo su magnitud. La variable explicativa exógena índice de precio de los combustibles dejó de ser significativa. En tercer lugar, la introducción de la variable apertura comercial (modelo 4) resultó significativa y con signo negativo, no modificando los resultados de las variables endógenas explicativas. De forma que, la mayor apertura comercial en esta muestra de países disminuye las exportaciones. Finalmente, incorporar los países avanzados de Australia y Nueva Zelanda a la muestra de países de Europa no modifica los resultados en relación al modelo de referencia. Esto implicaría que en los países avanzados la orientación exportadora no es relevante (modelo 5). Este resultado es contrario al que se registra en los países exportadores de commodities.

**Tabla 12 – Robustez: Panel B**

<i>Equation: X</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L1.X</i>	-0.4115*** (0.0172)	-0.5027*** (0.0212)	-0.4110*** (0.0171)	-0.4132*** (0.0171)	-0.4113*** (0.0164)
<i>L2.X</i>	-0.2486*** (0.0154)	-0.3488*** (0.0183)	-0.2475*** (0.0155)	-0.2507*** (0.0154)	-0.2302*** (0.0145)
<i>L1.P</i>	-0.0339 (0.0538)	0.2777*** (0.0709)	-0.0434 (0.0540)	-0.0420 (0.0536)	-0.0125 (0.0516)
<i>L2.P</i>	0.1917*** (0.0596)	0.5603*** (0.0716)	0.1645*** (0.0600)	0.1849*** (0.0601)	0.2081*** (0.0565)
<i>L1.V</i>	-0.0542** (0.0249)	-0.0494* (0.0272)	-0.0494** (0.0249)	-0.0553** (0.0250)	-0.0482** (0.0240)
<i>L2.V</i>	-0.0924*** (0.0261)	-0.1451*** (0.0313)	-0.0905*** (0.0261)	-0.0934*** (0.0260)	-0.0940*** (0.0252)
<i>L1.TCRE</i>	0.6301*** (0.1726)	0.6521*** (0.1983)	0.6259*** (0.1729)	0.6479*** (0.1714)	0.4211*** (0.1258)
<i>L2.TCRE</i>	0.1887 (0.1614)	0.1014 (0.1877)	0.2126 (0.1620)	0.1971 (0.1607)	0.0263 (0.1229)
<i>M*</i>	1.1129*** (0.0251)	—	1.1323*** (0.0256)	1.1074*** (0.0256)	1.0435*** (0.0236)
<i>PIB</i>	—	0.2859 (0.4173)	—	—	—
<i>P*</i>	-0.0529** (0.0226)	-0.0030 (0.0301)	-0.0304 (0.0233)	-0.0586*** (0.0227)	-0.0405* (0.0213)
<i>d<sub>t</sub></i>	-0.1418*** (0.0345)	-0.2583*** (0.0332)	—	-0.1430*** (0.0343)	-0.1202*** (0.0357)
<i>Openness</i>	—	—	—	-0.0329** (0.0154)	—
<i>No. of Obs.</i>	3699	3699	3699	3699	4191
<i>No. of panels</i>	15	15	15	15	17
<i>Ave. no. of T</i>	246.600	246.600	246.600	246.600	246.529

Nota: Se consideró la primera diferencia del logaritmo de las variables. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

## 7. Conclusiones

El quiebre del sistema cambiario adoptado en Bretton Woods a inicio de 1970s tuvo como una de sus consecuencias la libre flotación de las principales monedas en el mundo, generando a partir de allí la preocupación por los efectos que la variabilidad cambiaria pudiera tener en el comercio internacional. A partir de entonces surge una extensa literatura, tanto teórica como empírica, de los efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre el comercio internacional, sin embargo, la misma no es concluyente en cuanto a su efecto.

En este trabajo se investigó empíricamente el efecto de la volatilidad del TCR, como proxy de la incertidumbre cambiaria, en las exportaciones para Europa, Sudamérica y Oceanía a partir de datos mensuales en el período 1994 – 2014. Adicionalmente, se examinó dicha relación dividiendo el panel en países exportadores de commodities (Sudamérica y Oceanía) y países exportadores de manufacturas (Europa). La volatilidad del TCR fue estimada mediante múltiples aproximaciones: la media móvil del desvío estándar (utilizando un orden móvil  $m$  de 4, 8, 12 y 24) y la varianza condicional (procesos GARCH, IGARCH y EGARCH).

La relación macroeconómica entre las exportaciones y la volatilidad cambiaria se estimó mediante la metodología panel VAR –desarrollada inicialmente por Love y Zicchino (2006)–, novedosa en esta literatura. Dicha metodología permitió analizar causalidad de Granger, realizar ejercicios impulso respuesta y análisis de descomposición de varianza. Adicionalmente, la metodología permitió el empleo y análisis de variables exógenas en el modelo.

En lo que refiere a los principales resultados, no se encontró impactos de la volatilidad del TCR, indistintamente de la medida utilizada como proxy de la incertidumbre cambiaria, sobre las exportaciones en el panel conjunto. Sin embargo, se obtuvo que la volatilidad del TCR medida a través de la varianza condicional del TCR resultó significativa para explicar la variación de las exportaciones tanto en el panel de países exportadores de commodities como en el panel de países exportadores de manufacturas. Los signos de los coeficientes resultaron diferentes: resultó positivo para el panel de países exportadores de commodities y negativo para el de manufacturas. En ambos casos, los resultados encontrados resultaron robustos ante órdenes alternativos en la IRF, la IRF acumulada y la descomposición de varianza. Adicionalmente, en términos generales, resultaron robustos ante modificaciones de la variable de demanda mundial, excluyendo la dummy temporal, introduciendo la variable apertura comercial, separando los países de acuerdo al nivel de desarrollo.

La interpretación económica de los resultados podría fundamentarse en cómo opera el comportamiento del país “promedio” exportador frente al riesgo cambiario, en los países exportadores de commodities estaría asociado a países no adversos al riesgo, en tanto, en los países exportadores de manufacturas estaría asociado a países adversos al riesgo. Por lo cual, las recomendaciones de políticas a partir de estos resultados deben ser ajustadas al tipo de país del que se trate.

En lo que respecta a la estimación de la volatilidad del TCR, si bien se obtienen resultados robustos utilizando como medida la varianza condicional del TCR tanto para el panel de países exportadores de commodities como para el de países exportadores de manufacturas, el empleo de la medida de media móvil del desvío estándar del TCR como proxy de la volatilidad cambiaria no resulta significativo. Es así que, la robustez de los resultados no es independiente de la medida de volatilidad cambiaria empleada.

Adicionalmente, este trabajo también presentó evidencia de la relación entre las exportaciones y otras variables macroeconómicas explicativas, algunas como endógenas y otras como exógenas.

La introducción de variables de precios de los commodities resultó novedoso en esta clase de análisis.

Es así que, considerando los resultados obtenidos para análisis por separado del panel de países exportadores de commodities y del panel de países exportadores de manufacturas, en lo que refiere a las variables explicativas endógenas, resultó que la evolución del TCR sólo fue significativo para el panel de países exportadores de manufacturas. Por su parte, se corrobora la importancia de la evolución del índice de precios de los commodities (no combustibles) para el panel de países exportadores de commodities. En cuanto a las variables explicativas exógenas, en primer lugar, la demanda mundial es la variable explicativa más influyente (con signo positivo) en la variación de las exportaciones para ambos paneles considerados. En segundo lugar, el índice de precios de los commodities combustibles tiene un efecto positivo en el panel de países exportadores de commodities y un efecto negativo en el panel de países exportadores de manufacturas, lo que se puede interpretar económicamente como que en el primer panel representa un ingreso y en el segundo panel un costo. En tercer lugar, la variable que captura el shock de la crisis financiera internacional resultó significativa y negativa solamente para el panel de países exportadores de manufacturas.

Finalmente, en cuanto a las implicancias de política económica que podrían surgir a partir de este análisis empírico, en primer lugar, minimizar la volatilidad cambiaria reduciría los riesgos asociados a la actividad de exportar, independientemente de la actitud de los agentes frente al riesgo, lo cual redundaría en un crecimiento estable de las exportaciones, y por ende, en el PIB. En segundo lugar, el efecto de la relación entre exportaciones y volatilidad cambiaria presenta signos contrapuestos cuando se analiza separadamente los dos grupos de países, por lo cual deriva en que las medidas de cobertura ante el riesgo posiblemente no operen con la misma efectividad en los países exportadores de commodities y en los países exportadores de manufacturas. En tercer lugar, se constata una baja magnitud del impacto de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones, sin embargo, debería ser considerado con precaución por los hacedores de política, y no como irrelevante; el análisis es realizado a nivel de países, pero al interior de los mismos están involucrados agentes del comercio internacional, inversores, empresas, productores y la sociedad en general, y el efecto posiblemente sea de mayor magnitud para alguno de estos agentes. Finalmente, la incertidumbre cambiaria no se puede predecir exactamente, al igual que su efecto sobre las variables macroeconómicas, por lo cual todo esfuerzo por comprender su influencia debe ser tenida en cuenta en la toma de decisiones por parte de los hacedores de política económica.

---

## 8. Bibliografía

---

- Abrigo, M. & Love, I. (2015). Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs. Working paper, University of Hawaii. Available: <https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar>
- Akhtar, M. & Hilton, R. (1984). Effects of exchange rate uncertainty on German and U.S. trade. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 9, 7 – 16.
- Andrews, D. & 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.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29 – 51.
- Arize, A. (1997). Conditional exchange rate volatility and the volume of foreign trade: Evidence from seven industrialized countries. *Southern Economic Journal*, 64(1), 235 – 254.
- Arize, A. & Malindretos, J. (1998). The long-run and short-run effects of exchange-rate volatility on exports: The case of Australia and New Zealand. *Journal of Economics and Finance*, 22(2-3), 43 – 56.
- Arize, A., Osang, T. & Slottje, D. (2008). Exchange rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. *International Review of Economics and Finance*, 17, 33 – 44.
- Arroyo, A. & Cossío, F. (2015). *Impacto fiscal de la volatilidad del precio del petróleo en América Latina y el Caribe*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe, CEPAL, 1 – 90.
- Asteriou, D., Masatci, K. & Pilbeam, K. (2016). Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries. *Economic Modelling*, 58, 133 – 140.
- Bahmani-Oskooee, M. & Hanafiah, H. (2011). Exchange-rate volatility and industry trade between the U.S. and Malaysia. *Research in International Business and Finance*, 25(2), 127 – 155.
- Bahmani-Oskooee, M. & Hegerty, S. (2007). Exchange rate volatility and trade flows: A review article. *Journal of Economic Studies*, 34(3), 211 – 255.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584 – 596.
- Baum, C., Caglayan, M. & Ozkan, N. (2004). Nonlinear effects of exchange rate volatility on the volume of bilateral exports. *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), 1 – 23.
- Berdiev, A. & Saunoris, J. (2016). Financial development and the shadow economy: A panel VAR analysis. *Economic Modelling*, 57, 197 – 207.

- Blume, L. & Durlauf, S. (2010). *Macroeconometrics and time series analysis*. ARCH models by Linton, O., Springer.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307 – 327.
- Bollerslev, T., Chou, R. & Kroner, K. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52(1 – 2), 5 – 59.
- Bollerslev, T. & Engle, R. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5(1), 1 – 50.
- Breitung, J. & Das, S. (2005). Panel unit root tests under cross-sectional dependence. *Statistica Neerlandica*, 59, 414 – 433.
- Broll, U. & Eckwert, B. (1999). Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, 66(1), 178 – 185.
- Bouoiyour, J. & Selmi, R. (2014). *How does exchange rate uncertainty interact with international trade? A meta-analysis revisited*. MPRA Paper 56201, University Library of Munich, Germany.
- 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.
- Chari, V., Kehoe, P. & McGrattan, E. (2008). Are structural VAR with long run restrictions useful for developing business cycle theory. *Journal of Monetary Economics*, 55, 1337 – 1352.
- Chinn, M. & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of Development Economics*, 81(1), 163 – 192.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249 – 272.
- Chu, C.-S., Levin, A. & Lin, C.-F. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1 – 24.
- Clark, P. (1973). Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Western Economic Journal*, 6(3), 302 – 313.
- Coric, B. & Pugh, G. (2010). The effects of exchange rate variability on international trade: A meta-regression analysis. *Applied Economics*, Taylor & Francis Journals, 42(20), 2631 – 2644.
- Chowdhury, A. (1993). Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error correction models. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 75(4), 700 – 706.
- Cushman, D. (1983). The effects of real exchange rate risk on international trade. *Journal of International Economics*, MIT Press, 15(1), 45 – 63.

- De Grauwe, P. (1988). *Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade*. IMF Staff Papers, 35(1), 63 – 84.
- Diallo, I. (2011). *The effects of real exchange rate misalignment and real exchange volatility on exports*. MPRA Paper 32387, University Library of Munich, Germany, 1 – 25.
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, 50(4), 987 – 1008.
- Ethier, W. (1973). International trade and the forward exchange market. *American Economic Review*, 63(3), 494 – 503.
- Gomez, V. & Maravall, A. (1996). *Programs SEATS and TRAMO: Instructions for the User*. Working Paper no. 9628, Bank of Spain.
- Gotur, P. (1985). *Effects of exchange rate volatility on trade: Some further evidence*. IMF Staff Papers, 32, 475 – 512.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37, 424 – 438.
- Grier, K. & Smallwood, A. (2007). Uncertainty and export performance: Evidence from 18 countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(4), 965 – 979.
- 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.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148 – 161.
- Hall, S., Swamy, P., Tavlas, G. & Ulas, M. (2010). Exchange rate volatility and export performance: do emerging market economies resemble industrialized countries or other developing countries?. *Economic Modelling*, 27, 1514 – 1521.
- Hansen, L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029 – 1054.
- Harris, R. & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, 91, 201 – 226.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371 – 1395.
- Hondroyannis, G., Swamy, P.A.V.B., Tavlas, G. & Ulan, M. (2008). Some further evidence on exchange-rate volatility and exports. *Review of World Economics*, 144(1), 151 – 180.
- Hooper, P. & Kohlhagen, S. (1978). The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of International Economics*, Elsevier, 8(4), 483 – 511.

- Im, K., Pesaran, M. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53 – 74.
- IMF (2015). World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices. Washington (October). Chapter 2.
- Judson, R. & Owen, A. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists, *Economics Letters*, 65(1), 9 – 15.
- Kandilov, I. (2008). The effects of exchange rate volatility on agricultural trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 90 (4), 1028 – 1043.
- Kenen, P. & Rodrik, D. (1986). Measuring and analyzing the effects of short term volatility in real exchange rates. *The Review of Economics and Statistics*, 68 (2), 311 – 315.
- Koray, F. & Lastrapes, W. (1989). Real exchange rate volatility and U.S. bilateral trade: A VAR approach. *The Review of Economics and Statistics*, 71(4), pp. 708 – 712.
- Kroner, K. & Lastrapes, W. (1993). The impact of exchange rate volatility on international trade: reduced form estimates using the GARCH-in-mean model. *Journal of International Money and Finance*, 12, 298 – 318.
- Love, I. & Turk, R. (2014). Macro-financial linkages in Egypt: A panel analysis of economic shock and loan portfolio quality. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 28, 158 – 181.
- Love, I. & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 190 – 210.
- MacDonald, R. & Vilela, F. (2016). Exchange rate volatility and exports: A panel data analysis. *Journal of Economic Studies*, 43(2), 203 – 221.
- McKenzie, M. (1999). The impact of exchange-rate volatility on international trade flows. *Journal of Economic Surveys*, 13, 71 – 106.
- Miranda, R. & Mordecki, G. (2017). Real exchange rate volatility and exports: A study for four selected commodity exporting countries. *Panoeconomicus*. doi: 10.2298/PAN160927010M.
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347 – 370.
- Nielsen, L. (2011). *Classifications of countries based on their level of development: How it is done and how it could be done*. IMF Working Papers 11/31, International Monetary Fund.
- Novalés, A. (2016). Modelos vectoriales autorregresivos (VAR). Universidad Complutense, 1 – 47.
- Ozturk, I. (2006). Exchange rate volatility and trade: A literature survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Euro-American Association of Economic Development, 3 (1), 85 – 102.

- Samuelson, P. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145 – 154.
- Sauer, C. & Bohara, A. (2001). Exchange rate volatility and exports: Regional differences between developing and industrialized countries. *Review of International Economics*, 9 (1), 133 – 152.
- Schmidt, P., Ahn, S. & Wyhowski, D. (1992). Comment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 10 – 14.
- Sercu, P. (1992). Exchange risk, exposure, and the option to trade. *Journal of International Money and Finance*, 11(6), 579 – 593.
- Serenis, D. & Tsounis, N. (2013). Exchange rate volatility and foreign trade: The case for Cyprus and Croatia. *Procedia Economics and Finance. International Conference On Applied Economics (ICOAE) 2013*, 5, 677 – 685.
- Shank, C. & Vianna, A. (2016). Are US-Dollar-Hedged-ETF investors aggressive on exchange rates? A panel VAR approach. *Research in International Business and Finance*, 38, 430 – 438.
- Shelburne, R. (2010). *The global financial crisis and its impact on trade: The World and the European Emerging Economies*. United Nations Economic Commission for Europe. Discussion paper No. 2010.2., 1 – 28.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1 – 48.
- Situ, J. (2015). The impact of real exchange rate volatility on exports to U.S.: A comparison between developed and export – oriented less developed countries. *International Journal of Business and Management*, 10 (5), 214 – 221.
- Verheyen, F. (2012). Bilateral exports from euro zone countries to the US – Does exchange rate variability play a role?. *International Review of Economics and Finance*, 24, 97 – 108.

## Anexo

Tabla A.1 – Lista de países

<i>Panel A: Países exportadores de commodities</i>		<i>Panel B: Países exportadores de manufacturas</i>	
<i>Sudamérica</i>	<i>Oceanía</i>	<i>Europa</i>	
Argentina	Australia	Alemania	Italia
Bolivia	Nueva Zelanda	Austria	Luxemburgo
Chile		Bélgica	Países Bajos
Colombia		Dinamarca	Portugal
Ecuador		España	Reino Unido
Paraguay		Finlandia	Suecia
Perú		Francia	
Uruguay		Grecia	
Venezuela		Irlanda	

Tabla A.2 – Definiciones y fuentes de las variables

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Fuente</i>
<i>Exportaciones (X)</i>	<i>Exportaciones totales de bienes en millones de dólares constantes (Base Enero 1994 = 100) (exportaciones en millones de dólares corrientes FOB, deflactadas por el CPI U.S.).</i>	<i>IMF; Luxemburgo 1994.01 – 1996.12 fuente Eurostat; Grecia 1994.09 y 1994.10 fuente Eurostat.</i>
<i>Demanda Mundial (M*)</i>	<i>Importaciones mundiales de bienes en millones de dólares constantes (Base Enero 1994 = 100) (importaciones en millones de dólares corrientes CIF, deflactadas por el CPI U.S.).</i>	<i>IMF</i>
<i>CPI</i>	<i>Índice de precios al consumo de Estados Unidos (CPI U.S.) (Base Enero 1994 = 100).</i>	<i>Department of Labor Bureau of Labor Statistic U.S.</i>
<i>Tipo de cambio real efectivo (TCRE)</i>	<i>El índice considera el promedio ponderado del TCR bilateral con los principales socios comerciales (utilizando como ponderador la participación en el comercio de las economías) (Base Enero 1994 = 100).</i>	<i>IMF; Perú (CEPAL); Argentina (CEI).</i>
<i>Volatilidad (V4)</i>	<i>Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 4 períodos.</i>	<i>IMF; Perú (CEPAL); Argentina (CEI).</i>
<i>Volatilidad (V8)</i>	<i>Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 8 períodos.</i>	<i>IMF; Perú (CEPAL); Argentina (CEI).</i>
<i>Volatilidad (V12)</i>	<i>Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 12 períodos.</i>	<i>IMF; Perú (CEPAL); Argentina (CEI).</i>
<i>Volatilidad (V)</i>	<i>Desvío estándar de la varianza condicional.</i>	<i>IMF; Perú (CEPAL); Argentina (CEI).</i>
<i>P</i>	<i>Índice de commodities no combustibles (Base Enero 1994 = 100).</i>	<i>IMF</i>
<i>P*</i>	<i>Índice de commodities de combustibles (energía) (Base Enero 1994 = 100).</i>	<i>IMF</i>
<i>FMI</i>	<i>Dummy = 0 si Economía Avanzada; Dummy = 1 Economía en Desarrollo y Emergentes, de acuerdo a IMF.</i>	<i>Nielsen (2011)</i>
<i>Openness</i>	<i>Apertura comercial (Exportaciones + Importaciones/PIB en %). Se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual.</i>	<i>IMF</i>
<i>PIB</i>	<i>PIB en miles de millones de dólares constantes (deflactor CPI U.S.). Se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual.</i>	<i>IMF</i>

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.3 – Estadísticos de resumen (panel)

<i>Variable</i>		<i>Media</i>	<i>Desvío estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Observaciones</i>
<i>Exportaciones</i>	Overall	8.1042	1.5698	4.1617	11.4630	<i>N</i> =6777
	Between		1.5448	5.2306	10.9061	<i>n</i> =27
	Within		0.4075	6.7828	9.4856	<i>T</i> =251
<i>Tipo de cambio real efectivo</i>	Overall	4.6642	0.1819	3.8860	5.9635	<i>N</i> =6777
	Between		0.1302	4.5031	5.0898	<i>n</i> =27
	Within		0.1294	3.9393	5.6074	<i>T</i> =251
<i>Volatilidad (V4)</i>	Overall	0.0139	0.0176	0.0005	0.2469	<i>N</i> =6696
	Between		0.0089	0.0050	0.0376	<i>n</i> =27
	Within		0.0153	-0.0208	0.2406	<i>T</i> =248
<i>Volatilidad (V8)</i>	Overall	0.0147	0.0170	0.0014	0.1786	<i>N</i> =6588
	Between		0.0097	0.0052	0.0415	<i>n</i> =27
	Within		0.0141	-0.0216	0.1712	<i>T</i> =244
<i>Volatilidad (V12)</i>	Overall	0.0152	0.0166	0.0019	0.1465	<i>N</i> =6480
	Between		0.0102	0.0053	0.0442	<i>n</i> =27
	Within		0.0133	-0.0230	0.1383	<i>T</i> =240
<i>Volatilidad (V)</i>	Overall	4.7006	0.4741	3.5694	6.6221	<i>N</i> =6766
	Between		0.3951	3.8448	5.5776	<i>n</i> =27
	Within		0.2730	3.5967	6.7775	<i>T-bar</i> =250.593
<i>P</i>	Overall	4.8562	0.3080	4.3955	5.4727	<i>N</i> =6777
	Between					<i>n</i> =27
	Within		0.3080	4.3955	5.4727	<i>T</i> =251
<i>M*</i>	Overall	13.3111	0.3570	12.6043	13.8480	<i>N</i> =6777
	Between					<i>n</i> =27
	Within		0.3570	12.6043	13.8480	<i>T</i> =251
<i>P*</i>	Overall	5.5862	0.6954	4.3313	6.7557	<i>N</i> =6777
	Between					<i>n</i> =27
	Within		0.6954	4.3313	6.7557	<i>T</i> =251

Nota: Todas las variables están expresadas en logaritmo. Período considerado 1994 – 2014.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

Tabla A.4 – Estadísticos de resumen: panel A y panel B

<i>Variable</i>		<i>Media</i>	<i>Desvío estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Observaciones</i>
<b>Panel A: Países exportadores de commodities</b>						
<i>Exportaciones</i>	Overall	7.0530	1.2921	4.1617	9.7340	<i>N=3012</i>
	Between		1.2337	5.2306	8.8063	<i>n=12</i>
	Within		0.5234	5.8412	8.4345	<i>T=251</i>
<i>Tipo de cambio real efectivo</i>	Overall	4.7160	0.2484	3.8860	5.9635	<i>N=3012</i>
	Between		0.1739	4.5031	5.0898	<i>n=12</i>
	Within		0.1844	3.9911	5.6592	<i>T=251</i>
<i>Volatilidad (V4)</i>	Overall	0.0218	0.0234	0.0016	0.2469	<i>N=2976</i>
	Between		0.0075	0.0114	0.0376	<i>n=12</i>
	Within		0.0223	-0.0129	0.2485	<i>T=248</i>
<i>Volatilidad (V8)</i>	Overall	0.0232	0.0221	0.0026	0.1786	<i>N=2928</i>
	Between		0.0083	0.0117	0.0415	<i>n=12</i>
	Within		0.0206	-0.0131	0.1797	<i>T=244</i>
<i>Volatilidad (V12)</i>	Overall	0.0241	0.0213	0.0027	0.1465	<i>N=2880</i>
	Between		0.0090	0.0119	0.0442	<i>n=12</i>
	Within		0.0195	-0.0142	0.1472	<i>T=240</i>
<i>Volatilidad (V)</i>	Overall	4.7529	0.5177	3.5694	6.6221	<i>N=3007</i>
	Between		0.4291	3.8448	5.4328	<i>n=12</i>
	Within		0.3150	4.0555	6.8297	<i>T-bar=250.583</i>
<b>Panel B: Países exportadores de manufacturas</b>						
<i>Exportaciones</i>	Overall	8.9452	1.2285	5.6378	11.4630	<i>N=3765</i>
	Between		1.2373	6.5387	10.9061	<i>n=15</i>
	Within		0.2824	7.6238	9.7066	<i>T=251</i>
<i>Tipo de cambio real efectivo</i>	Overall	4.6227	0.0794	4.3371	4.8859	<i>N=3765</i>
	Between		0.0599	4.5266	4.7264	<i>n=15</i>
	Within		0.0544	4.4208	4.8056	<i>T=251</i>
<i>Volatilidad (V4)</i>	Overall	0.0076	0.0052	0.0005	0.0587	<i>N=3720</i>
	Between		0.0026	0.0050	0.0132	<i>n=15</i>
	Within		0.0045	-0.0029	0.0536	<i>T=248</i>
<i>Volatilidad (V8)</i>	Overall	0.0079	0.0047	0.0014	0.0459	<i>N=3660</i>
	Between		0.0027	0.0052	0.0132	<i>n=15</i>
	Within		0.0039	-0.0008	0.0404	<i>T=244</i>
<i>Volatilidad (V12)</i>	Overall	0.0081	0.0045	0.0019	0.0388	<i>N=3600</i>
	Between		0.0028	0.0053	0.0138	<i>n=15</i>
	Within		0.0036	-0.0001	0.0248	<i>T=240</i>
<i>Volatilidad (V)</i>	Overall	4.6588	0.4316	3.6509	6.1932	<i>N=3759</i>
	Between		0.3756	4.1411	5.5776	<i>n=15</i>
	Within		0.2341	3.5549	5.5919	<i>T=250.6</i>

Nota: Se consideró el logaritmo de la variable. Período considerado 1994 – 2014.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

Tabla A.5 – Correlaciones

	<i>X</i>	<i>TCRE</i>	<i>V4</i>	<i>V8</i>	<i>V12</i>	<i>V</i>	<i>P</i>	<i>M</i>	<i>P*</i>
<b>Panel</b>									
<i>X</i>	1								
<i>TCRE</i>	-0.005	1							
<i>V4</i>	-0.185***	0.089***	1						
<i>V8</i>	-0.204***	0.125***	0.842***	1					
<i>V12</i>	-0.218***	0.120***	0.805***	0.823***	1				
<i>V</i>	-0.141***	-0.188***	0.158***	0.125***	0.228***	1			
<i>P</i>	0.206***	0.277***	-0.074***	-0.074***	-0.089***	-0.086***	1		
<i>M</i>	0.222***	0.253***	-0.059***	-0.062***	-0.079***	-0.084***	0.889***	1	
<i>P*</i>	0.217***	0.241***	-0.065***	-0.066***	-0.077***	-0.080***	0.883***	0.974***	1
<b>Panel A: Países exportadores de commodities</b>									
<i>X</i>	1								
<i>TCRE</i>	0.343***	1							
<i>V4</i>	0.089***	-0.005	1						
<i>V8</i>	0.110***	0.026	0.808***	1					
<i>V12</i>	0.121***	0.009	0.760***	0.773***	1				
<i>V</i>	0.052***	-0.304***	0.134***	0.080***	0.214***	1			
<i>P</i>	0.358***	0.376***	-0.103***	-0.111***	-0.131***	-0.065***	1		
<i>M</i>	0.373***	0.347***	-0.068***	-0.076***	-0.094***	-0.020	0.889***	1	
<i>P*</i>	0.367***	0.333***	-0.077***	-0.085***	-0.093***	-0.016	0.883***	0.974***	1
<b>Panel B: Países exportadores de manufacturas</b>									
<i>X</i>	1								
<i>TCRE</i>	-0.125***	1							
<i>V4</i>	0.095***	-0.103***	1						
<i>V8</i>	0.108***	-0.082***	0.835***	1					
<i>V12</i>	0.106***	-0.115***	0.801***	0.833***	1				
<i>V</i>	-0.259***	-0.053***	0.215***	0.221***	0.357***	1			
<i>P</i>	0.171***	0.203***	-0.081***	-0.061***	-0.096***	-0.109***	1		
<i>M</i>	0.198***	0.175***	-0.114***	-0.117***	-0.166***	-0.147***	0.889***	1	
<i>P*</i>	0.190***	0.161***	-0.117***	-0.108***	-0.158***	-0.1415***	0.883***	0.974***	1

Nota: Se consideró el logaritmo de la variable. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.6 – Resultados de la estimación: Panel

Equation: X	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L1.X</i>	-0.3421*** (0.0147)	-0.3438*** (0.0147)	-0.3330*** (0.0148)	-0.3401*** (0.0146)
<i>L2.X</i>	-0.1672*** (0.0122)	-0.1703*** (0.0120)	-0.1664*** (0.0121)	-0.1697*** (0.0121)
<i>L1.TCRE</i>	0.0112 (0.0572)	-0.0184 (0.0558)	0.0096 (0.0551)	-0.0021 (0.0542)
<i>L2.TCRE</i>	-0.0332 (0.0564)	-0.0639 (0.0563)	-0.0722 (0.0569)	-0.0482 (0.0561)
<i>L1.P</i>	0.1094** (0.0469)	0.1018** (0.0473)	0.1133** (0.0472)	0.1104** (0.0468)
<i>L2.P</i>	0.2717*** (0.0496)	0.2577*** (0.0497)	0.2656*** (0.0495)	0.2670*** (0.0493)
<i>L1.Volatilidad</i>	-0.1986 (0.1625)	-0.3320 (0.2131)	0.0029 (0.3859)	0.0067 (0.0103)
<i>L2.Volatilidad</i>	0.3644** (0.1631)	0.1482 (0.2209)	-0.0519 (0.3916)	0.0044 (0.0104)
<i>M*</i>	0.8750*** (0.0220)	0.8729*** (0.0221)	0.8746*** (0.0223)	0.8732*** (0.0219)
<i>P*</i>	0.0309 (0.0197)	0.0316 (0.0196)	0.0220 (0.0196)	0.0257 (0.0200)
<i>d<sub>t</sub></i>	-0.0694** (0.0295)	-0.0697** (0.0296)	-0.0730** (0.0296)	-0.0710** (0.0295)
<i>No. of Obs.</i>	6615	6507	6399	6658
<i>No. of panels</i>	27	27	27	27
<i>Ave. no. of T</i>	245.000	241.000	237.000	246.593

Nota: Se consideró la primera diferencia del logaritmo de las variables. Nivel de significación: \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%. Ecuación 1, 2 y 3 emplea la volatilidad del TCRE calculada a través de la media móvil del desvío estándar 4, 8 y 12 períodos, respectivamente. Ecuación 4 emplea la medida de la volatilidad condicional, V.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.7 – Función Impulso Respuesta

Cholesky order	Response variable and Forecast horizon	Panel A				Panel B			
		Impulse variable				Impulse variable			
Case	X	X	P	V	TCRE	X	P	V	TCRE
(0)	0	.1037	0	0	0	.0896	0	0	0
	1	-.0267	.0048	.0039	-.0016	-.0364	-.0006	-.0037	.0057
	2	.0006	.0072	.0021	-.0022	-.0068	.0048	-.0047	.0009
	3	.0020	.0007	-.0015	.0001	.0122	-.0004	.0028	-.0016
	4	-.0003	.0004	.0002	.002	-.0030	-.0008	.0004	.0006
	5	0	.0002	.0002	0	-.0019	.0005	-.0008	.0002
	6	0	0	0	0	.0015	0	.0002	-.0002
(1)	0	.1037	0	0	0	.0896	0	0	0
	1	-.0267	.0048	.0039	-.0016	-.0364	-.0003	-.0039	.0056
	2	.0006	0.0072	.0021	-.0022	-.0068	.0046	-.0050	.0003
	3	.0020	.0007	-.0015	.0001	.0122	-.0004	.0029	-.0014
	4	-.0003	.0004	.0002	.0002	-.0030	-.0007	.0004	.0007
	5	0	.0002	.0002	0	-.0019	.0005	-.0008	.0002
	6	0	0	0	0	.0015	0	.0002	-.0002
(2)	0	.1037	0	0	0	.0896	0	0	0
	1	-.0267	.0051	.0035	-.0013	-.0364	-.0007	-.0039	.0055
	2	.0006	.0074	.0015	-.0018	-.0068	.0045	-.0050	.0007
	3	.0020	.0006	-.0015	.0001	.0122	-.0003	.0029	-.0015
	4	-.0003	.0004	.0002	.0002	-.0030	-.0008	.0004	.0006
	5	0	.0002	.0002	0	-.0019	.0005	-.0008	.0002
	6	0	0	0	0	.0015	0	.0002	-.0002
(3)	0	.1037	0	0	0	.0896	0	0	0
	1	-.0267	.0050	.0035	-.0016	-.0364	-.0007	-.0037	.0057
	2	.0006	.0073	.0015	-.0022	-.0068	.0045	-.0047	.0009
	3	.0020	.0006	-.0015	.0001	.0122	-.0003	.0028	-.0016
	4	-.0003	.0004	.0002	.0002	-.0030	-.0008	.0004	.0006
	5	0	.0002	.0002	0	-.0019	.0005	-.0008	.0002
	6	0	0	0	0	.0015	0	.0002	-.0002
(4)	0	.1037	0	0	0	.0896	0	0	0
	1	-.0267	.0048	.0039	-.0013	-.0364	-.0001	-.0039	.0056
	2	.0006	.0073	.0021	-.0018	-.0068	.0048	-.0048	.0003
	3	.0020	.0007	-.0015	.0001	.0122	-.0005	.0029	-.0014
	4	-.0003	.0004	.0002	.0002	-.0030	-.0007	.0003	.0007
	5	0	.0002	.0002	0	-.0019	.0005	-.0008	.0002
	6	0	0	0	0	.0015	0	.0002	-.0002
(5)	0	.1037	0	0	0	.0896	0	0	0
	1	-.0267	.0051	.0035	-.0013	-.0364	-.0001	-.0037	.0057
	2	.0006	.0074	.0015	-.0018	-.0068	.0048	-.0047	.0005
	3	.0020	.0006	-.0015	.0001	.0122	-.0005	.0028	-.0015
	4	-.0003	.0004	.0002	.0002	-.0030	-.0007	.0004	.0007
	5	0	.0002	.0002	0	-.0019	.0005	-.0008	.0002
	6	0	0	0	0	.0015	0	.0002	-.0002

Fuente: Elaboración propia.

**INSTITUTO DE ECONOMÍA**

---

**Serie Documentos de Trabajo**

Setiembre, 2017  
DT 09/2017



**Instituto de Economía**

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración  
Universidad de la República - Uruguay

© 2011 iecon.ccee.edu.uy | instituto@iecon.ccee.edu.uy | Tel: +598 24000466 | +598 24001369 | +598 24004417 | Fax: +598 24089586 | Joaquín Requena 1375 | C.P. 11200 | Montevideo - Uruguay