



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
URUGUAY

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

TRABAJO MONOGRÁFICO PARA LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

AUTOR

RONALD MIRANDA

3-905-935-5

TUTORES

GABRIELA MORDECKI Y LEONEL MUINELO

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

MONTEVIDEO, URUGUAY

MAYO, 2017

Página de aprobación

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN
El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Monografía:

Título:
.....

Autor:

Tutor:

Tutor:

Carrera:

Puntaje:

TRIBUNAL

Profesor:

Profesor:

Profesor:

Fecha: / /

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.

Clasificación JEL: C33; F31; F41.

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

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 in manufacturing exporting countries. Nevertheless, in both cases the effects were very low. This study is relevant since it provides empirical evidence in 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.

Tabla de contenidos

1	INTRODUCCIÓN	1
2	ANTECEDENTES	6
3	PREGUNTAS E HIPÓTESIS PRELIMINARES	14
4	MARCO TEÓRICO	16
5	ESTRATEGIA EMPÍRICA	25
5.1	Definición y fuentes de datos	26
5.2	Medidas de la volatilidad del tipo de cambio real	35
5.3	Especificación del modelo	48
6	ESTADÍSTICOS DE RESUMEN	56
6.1	Estadísticos descriptivos	60
6.2	Correlogramas	62
6.3	Caracterización de las economías	64
7	RESULTADOS	69
7.1	Test de raíz unitaria	70
7.2	Resultado estimación: pvar	74
8	CONCLUSIONES	102
8.1	Agenda futura y limitaciones	106

A	DEFINICIONES Y FUENTES DE LAS VARIABLES	113
B	ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS	116
B.1	Economías exportadoras de commodities vs. manufacturas . . .	117
B.2	Proxy de la demanda mundial	119
C	TEST DE RAÍZ UNITARIA	120
D	ESTIMACIÓN PANEL VAR	129
D.1	Momentos óptimos y criterios de selección del modelo	130
D.2	Condición de estabilidad	137
D.3	Robustez	137
E	ESTIMACIÓN VOLATILIDAD CONDICIONAL	142

Lista de figuras

5.1.1	Tipo de cambio real en los países exportadores de commodities	29
5.1.2	Tipo de cambio real en los países exportadores de manufacturas	30
5.1.3	Exportaciones de manufacturas y commodities	31
5.1.4	Exportaciones de alta-tecnología	32
5.1.5	Exportaciones y exportaciones netas de commodities	33
5.1.6	Categorías de commodities	34
5.2.1	Volatilidad condicional del tipo de cambio real - países exportadores de commodities	46
5.2.2	Volatilidad condicional del tipo de cambio real - países exportadores de manufacturas	47
6.0.1	Efecto fijo - Heterogeneidad entre países	58
6.0.2	Efecto fijo - Heterogeneidad a través de los años	59
6.3.1	Estructura productiva	65
6.3.2	Exportaciones y apertura comercial por país	67
6.3.3	Índice de apertura financiera de Chinn - Ito	68
7.2.1	Condición de estabilidad de los eigenvalue: Panel A	88
7.2.2	Condición de estabilidad de los eigenvalue: Panel B	88
7.2.3	IRF panel A: Variables endógenas	92
7.2.4	IRF panel B: Variables endógenas	92
7.2.5	IRF panel A: Variables exógenas	93

7.2.6 IRF panel B: Variables exógenas	94
B.2.1 Evolución del PIB e importaciones mundiales	119
D.3.1 IRF acumulada panel A: Variables endógenas	138
D.3.2 IRF acumulada panel B: Variables endógenas	139
D.3.3 IRF acumulada panel A: Variables exógenas	139
D.3.4 IRF acumulada panel B: Variables exógenas	140

Agradecimientos

Quiero expresar mi sincera gratitud a mis tutores Gabriela Mordecki y Leonel Muinelo por el apoyo continuo en mis estudios de Maestría y elaboración de la tesina, por su paciencia, motivación y un inmenso conocimiento.

También quiero agradecer a los docentes de Seminario de Investigación y Tesis: Carlos Bianchi, Andrés Ríos y Verónica Amarante, y a los compañeros del curso por los aportes en la etapa inicial de esta investigación.

Agradecer también a mis compañeros del Instituto de Economía, en especial al Grupo de Análisis Macroeconómico por los intercambios realizados durante la investigación, y particularmente a Pablo Galaso por la lectura y comentarios de la misma.

Agradezco al Instituto de Economía (FCEyA) y la Comisión Académica de Posgrado (CAP) de la Universidad de la República por brindarme el financiamiento para poder dedicarme en tiempo extendido a la elaboración de esta tesina.

Por último quiero agradecer a mi familia y amigos por la paciencia tenida en todo momento.

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, I., 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, A., et al., 2008).¹

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, M., 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 – 2014.12.² El hecho de considerar un panel de países de Sudamérica -principalmente exportadoras de commodities-, de Oceanía -principalmente exportadoras de commodities-, y E-15 -predominantemente

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

²El conjunto de países seleccionados de Sudamérica son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. En cuanto a los países de Europa se consideran 15 países: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos, Portugal, Reino Unido y Suecia. Los países considerados de Oceanía son: Australia y Nueva Zelanda.

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.

La metodología de análisis propuesta para este estudio es un modelo de datos de panel con vectores autorregresivos (panel VAR), desarrollada por Abrigo, M. y Love, I. (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 varianza, 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, F. y Ciccarelli, M., 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, F. y Ciccarelli, M., 2013).³

Por otra parte, no existe un consenso en la literatura 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, R., 1982 y Bollerslev, T., 1986).

De esta forma, además de analizar el impacto de la incertidumbre cambiaria sobre el comercio internacional, también se podrá contrastar si las diferentes estimaciones son sensibles a la medida de incertidumbre cambiaria empleada, y no dependan de la variable seleccionada como proxy de la misma, de manera de contrastar la robustez de los resultados (Ozturk, I., 2006).

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

³En cuanto a la diferencia entre micros y macros paneles, la dimensión de corte transversal es típicamente grande en los micros paneles en tanto en los macros paneles es pequeña o moderada. Viceversa, la dimensión temporal de los micro paneles es pequeña y en los macro paneles moderada o grande (Canova, F. y Ciccarelli, M., 2013).

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, M. y Love, I. (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 las preguntas e hipótesis preliminares de investigación. En la Sección 4 se presenta el marco teórico. En la Sección 5 se presenta la estrategia empírica. En la Sección 6 se presenta los estadísticos de resumen. En la Sección 7 se presenta y discute los principales resultados. Finalmente, en la Sección 8 se presentan las conclusiones y reflexiones finales, y líneas futuras de investigación.

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.⁴

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, P., 1973 y Ethier, W., 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, I., 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, P., 1988, Sercu, P., 1992 y Broll, U. y Eckwert, B., 1999). De Grauwe, P. (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

⁴Se pueden encontrar extensas revisiones de literatura en McKenzie, M., 1999, Ozturk, I., 2006, Bahmani-Oskooee, M. y Hegerty, S., 2007, Coric, B. y Pugh, G., 2010, y Bouoiyour, J. y Selmi, R., 2014.

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, U. y Eckwert, B. (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, P. (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.

Por otra parte, en Serenis, D. y Tsounis, N. (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 Clarck, P. (1973) y Ethier, W. (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, P. y Kohlhagen, S. (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, M. y Hilton, R. (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, P. (1985) se argumenta que el resultado de Akhtar, M. y Hilton, R. (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, D. (1983) partiendo del trabajo de Hooper, P. y Kohlhagen, S. (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 han ido evolucionado (Bahmani-Oskooee, M. y Hegerty, S., 2007).

En Kroner, K. y Lastrapes, W. (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) (por sus siglas en inglés, Vector Error Correction Model). La volatilidad cambiaria se modela mediante un proceso GARCH multivariado (por sus siglas en inglés, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Analizan los mismos cinco países considerados en Gotur, P. (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, A. (1993) y Arize, A. (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, A. (1993) se estima la volatilidad mediante una media móvil del desvío estándar del TCR, en tanto, Arize, A. (1997) considera para estimar la volatilidad del TCR efectivo un modelo de momentos lineales y un proceso ARCH (por sus siglas en inglés, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Ambos trabajos

empíricos encuentran un efecto negativo.

En Arize, A. y Malindretos, J. (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, A., 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 trabajo que incorporan modelos de datos de panel, en Sauer, C. y Bohara, A. (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, J. (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, C. y Bohara, A. (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, R. y Vilela, F. (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, S., 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.

En Asteriou, D., 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) (por sus siglas en inglés, Autoregressive Distributed Lag) no encuentran 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, R. y Mordecki, G. (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, I. (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, B. y Pugh, G. (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, J. y Selmi, R. (2014), quiénes parten del trabajo de Coric, B. y Pugh, G. (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, I., 2006 y Bahmani-Oskooee, M. y Hegerty, S., 2007).

3

Preguntas e hipótesis preliminares

Presentados los conceptos introductorios y antecedentes, en este trabajo las preguntas principales de investigación e hipótesis que se intentarán contrastar son:

¿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 y magnitud de dicho impacto?

En este sentido, el trabajo se plantea la siguiente hipótesis:

Hipótesis 1) *La volatilidad del TCR presenta un efecto significativo y 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 avanzados de Europa sesgados hacia las exportaciones de manufacturas, las economías emergentes y en desarrollo de Sudamérica principalmente exportadoras de commodities, y las economías avanzadas de Australia y Nueva Zelanda predominantemente 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.⁵ Ello conduce a preguntarse: ¿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 y magnitud de dicho efecto?

Hipótesis 2) *La volatilidad del TCR presenta un impacto significativo y negativo en las exportaciones en el panel de países exportadores de manufacturas (Europa) y el panel de países exportadores de 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.*

⁵Economías avanzadas y economías emergentes y desarrolladas corresponde a la terminología utilizada por el sistema ordenado de clasificación de países del Fondo Monetario Internacional (Nielsen, L., 2011).

4

Marco teórico

El trabajo se fundamenta en el modelo teórico de economía abierta al comercio internacional de Krugman, P., et al. (2012). En una economía cerrada se asume que la producción total interna coincide con el consumo total interno (consumo, inversión y gasto del gobierno). La identidad contable fundamental es:

$$Y = I + C + G \quad (4.1)$$

donde Y representa el producto bruto interno (PIB) de la economía, C el consumo doméstico, I la inversión y G el gasto del gobierno. Cuando la economía se abre al comercio internacional, parte de la producción interna es demandada en el exterior destinándose a la exportación (EX), y parte del ingreso doméstico se utiliza en el consumo de bienes y servicios importados (IM). De esta manera, el PIB de una economía abierta puede expresarse de la siguiente forma:

$$Y = I + C + G + EX - IM \quad (4.2)$$

donde la diferencia entre exportaciones e importaciones de bienes y servicios se denomina cuenta corriente (CA) (excluyendo rentas, y por sus siglas en inglés Current Account):

$$CA = EX - IM \quad (4.3)$$

Existen tres posibles saldos de la CA :

- a. $EX - IM = 0 \rightarrow CA = 0 \rightarrow$ Equilibrio en cuenta corriente.
- b. $EX - IM > 0 \rightarrow CA > 0 \rightarrow$ Superávit en cuenta corriente.
- c. $EX - IM < 0 \rightarrow CA < 0 \rightarrow$ Déficit en cuenta corriente.

Los tres casos posibles de saldos de la CA según Krugman, P., et al. (2012) son relevantes en una economía abierta al comercio internacional ya que el saldo de

la CA afecta directamente el PIB de la economía, y ello se expresa de la siguiente manera:

$$Y = C + I + G + CA \quad (4.4)$$

Por otra parte, vinculado al mercado dónde ocurren las transacciones de exportaciones e importaciones surgen los precios de intercambio, y el denominado tipo de cambio nominal. El mismo es el principal precio en una economía abierta al comercio internacional ya que permite comparar los precios de los bienes y servicios de una moneda en términos de la otra en una única moneda (Krugman, P., et al., 2012).

Sea una economía doméstica y otra economía internacional, bajo un esquema de libre flotación del tipo de cambio nominal (caso de interés), una depreciación de la moneda doméstica con respecto a la internacional implica un aumento del tipo de cambio en la economía doméstica, determinando un encarecimiento de la economía doméstica derivado de la desvalorización de la moneda doméstica. En caso de una apreciación de la moneda doméstica frente a la moneda internacional, el efecto es el contrario, se produce un abaratamiento de la economía doméstica en relación a la internacional como consecuencia del fortalecimiento de la moneda doméstica. Dado que el tipo de cambio es el precio de una moneda en relación a la otra, cuando una moneda se deprecia la otra de aprecia, y viceversa (Krugman, P., et al., 2012).

Una de las teorías centrales que explica el movimiento del tipo de cambio entre diferentes países está dada por la teoría de paridades poder de compra (PPP) (por sus siglas en inglés, Purchasing Power Parity). La misma toma como punto de partida la ley de un solo precio (LOP) (por sus siglas en inglés, Law of One Price) y expresa que en un mercado de libre competencia y ausencia de costos de transporte y barreras al comercio, mismos bienes en diferentes países deben tener el mismo nivel de precio en términos de una misma moneda. Siguiendo el desarrollo de Krugman, P., et al. (2012), quienes ejemplifican considerando la economía de los

Estados Unidos y Europa, se considera el precio del bien i en dólares ($P_{U\$S}^i$) en los Estados Unidos y el precio del bien i en euros en Europa (P_{euro}^i), se define la ley de un solo precio para el bien i cuando el mismo es vendido en los Estados Unidos como:

$$P_{U\$S}^i = E_{U\$S/euro} \cdot P_{euro}^i \quad (4.5)$$

donde $E_{U\$S/euro}$ es el tipo de cambio expresado en dólares por euro ó tasa de cambio del nivel de precios de la moneda de Estados Unidos frente al nivel de precios de la moneda de Europa por el bien i , es decir:

$$E_{U\$S/euro} = \frac{P_{U\$S}^i}{P_{euro}^i} \quad (4.6)$$

En el caso más general de la PPP, ya no considera un solo bien (como en la ley de un solo precio), sino que señala que el nivel de precios de una canasta de bienes y servicios entre dos países es el mismo cuando se la mide en términos de una única moneda. El tipo de cambio nominal de dos países se lo puede expresar como la relación del nivel de precios de la canasta de bienes y servicios de ambos países. La teoría indica que un aumento del nivel de precios del país doméstico está vinculado a una depreciación de igual magnitud del tipo de cambio nominal doméstico, y que una disminución del nivel de precios doméstico está asociada a una apreciación del tipo de cambio nominal doméstico en igual proporción (Krugman, P., et al., 2012).

Las ecuaciones anteriores continúan siendo válidas pero ahora ya no se habla del precio del bien i (se elimina el supra índice i) sino de una canasta de bienes y servicios (o nivel general de precios), por tanto, las ecuaciones anteriores pueden expresarse de la siguiente manera:

$$P_{U\$S} = E_{U\$S/euro} \cdot P_{euro} \longrightarrow E_{U\$S/euro} = \frac{P_{U\$S}}{P_{euro}} \quad (4.7)$$

Krugman, P., et al. (2012) introduce una extensión de este modelo con el

concepto de TCR. El mismo se define formalmente, continuando con el ejemplo anterior, a partir del tipo de cambio nominal $E_{U\$/euro}$ el nivel general de precios de los Estados Unidos ($P_{U\$}$) el nivel general de precios de Europa (P_{euro}), por tanto, el TCR dólar/euro se puede expresar como:

$$TCR_{U\$/euro} = \frac{E_{U\$/euro} \cdot P_{euro}}{P_{U\$}} \quad (4.8)$$

El mismo representa el nivel general de precios de Europa en dólares en relación al nivel general de precios de Estados Unidos. Cuando se cumple la PPP no hay lugar para desalineamiento del TCR y el mismo se mantiene constante. Sin embargo, en este caso el nivel general de precios ya no refiere a la misma canasta de bienes y servicios en ambas economías, sino que la canasta de bienes y servicios está compuesta por productos de consumo “típicos” en cada economía, o sea, las canastas pueden ser diferentes. Por tanto, ello permite que el $TCR_{U\$/euro}$ se pueda modificar.

Un aumento del $TCR_{U\$/euro}$ se denomina depreciación real del dólar frente al euro, y expresa un aumento del poder de compra de Estados Unidos frente a Europa, los bienes y servicios en Estados Unidos se vuelven más baratos que en Europa. Del otro lado, una caída del $TCR_{U\$/euro}$ se denomina apreciación real del dólar frente al euro, y está asociado a un encarecimiento de la canasta de bienes y servicios de Estados Unidos en relación a Europa.

Retomando el concepto de cuenta corriente, cabe preguntarse cómo se relaciona con el TCR. En Krugman, P., et al. (2012) se enfatiza en dos determinantes principales de la cuenta corriente (excluyendo otros factores): el TCR y el ingreso doméstico.

En cuanto al TCR, y su impacto en la cuenta corriente, señala que un aumento del mismo implica un aumento de las exportaciones ya que se produce un encarecimiento en términos relativos de la producción extranjera en relación a la producción doméstica, sin embargo, el efecto no es claro en las importaciones, ya que si bien el mismo encarece las importaciones retrayendo el volumen

demandado por las mismas, el valor unitario es mayor. Por tanto, el saldo de cuenta corriente a priori es incierto, sin embargo, por lo general se asume que prevalece la reducción de las importaciones ante un aumento del TCR, y dado el efecto positivo del aumento del TCR en las exportaciones, el saldo de cuenta corriente es positivo (Krugman, P., et al., 2012). En cuanto al ingreso doméstico, existe una relación directa y positiva entre el ingreso doméstico y las importaciones, un mayor nivel de ingreso permite consumir más bienes importados, y viceversa. Las exportaciones no se ven alteradas dado que ellas dependen del ingreso externo (relación positiva). Por tanto, un aumento del ingreso doméstico aumenta las importaciones y deteriora el saldo de la cuenta corriente.

En términos formales dichas relaciones se pueden expresar como:

$$EX = EX(q, Y^*, Y, \text{otros factores}) \text{ con } \frac{dEX}{dq} > 0, \frac{dEX}{dY^*} > 0, \frac{dEX}{dY} = 0 \quad (4.9)$$

$$IM = IM(q, Y, \text{otros factores}) \text{ con } \frac{dIM}{dq} < 0, \frac{dIM}{dY} > 0 \quad (4.10)$$

$$CA = CA(q, Y^*, Y, \text{otros factores}) \text{ con } \frac{dCA}{dq} > 0, \frac{dCA}{dY^*} > 0, \frac{dCA}{dY} < 0 \quad (4.11)$$

donde $q = \frac{EP^*}{P}$ expresa el TCR, Y el ingreso doméstico y Y^* el ingreso internacional.

Presentados los conceptos y fundamentos teóricos previos, resta introducir al análisis otros factores como la volatilidad del tipo de cambio y centrarse en su relación con el comercio internacional, particularmente en su relación con las exportaciones (y ya no en el agregado cuenta corriente).

Siguiendo a Savvides, A. (1992) quién considera un modelo de comercio con dos países, el país doméstico y el país externo, señala que la función de variación

de la demanda de exportaciones de un país depende positivamente de la variación de la demanda externa o ingreso externo y negativamente de la variación de los precios relativos:

$$\Delta X^d = X^d(\Delta Y^*, \Delta P_x^*) \quad (4.12)$$

donde X^d representa la demanda real del volumen de exportaciones de un país, Y^* representa el ingreso real externo, $P_x^* = P_E/E.P^*$ es el precio relativo de las exportaciones externas, P_E es el precio de los exportables en moneda doméstica, E es el precio unitario del tipo de cambio en moneda doméstica, y P^* es el nivel de precio internacional.

Por otro lado, Savvides, A. (1992) adopta una función de variación de la oferta de exportaciones que depende positivamente de la variación de los precios relativos domésticos, de la variabilidad del tipo de cambio y otros determinantes exógenos:

$$\Delta X^s = X^s(\Delta P_x, V, TOT) \quad (4.13)$$

donde X^s es la oferta real de exportaciones; $P_x = P_E/P$ es el precio relativo doméstico de las exportaciones, P es el nivel de precios domésticos, V es la variabilidad del TCR, y TOT representa otras variables exógenas determinantes de la oferta de exportaciones.

Por lo tanto, $P_x = P_E/P \rightarrow P_E = P_x.P$ sustituyendo en $P_x^* = P_E/(E.P^*)$, se obtiene que $P_x^* = P_x.P/(E.P^*)$ y considerando $Q = E.P^*/P$ como el TCR, el precio relativo de las exportaciones externas es $P_x^* = P_x/Q$.

Expresando en logaritmo las funciones de demanda y oferta de exportaciones como:

$$\Delta x^d = a_0 + a_1 \Delta y^* - a_2 \Delta p_x + a_3 \Delta q + u \quad (4.14)$$

$$\Delta x^s = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_x + \beta_2 V + \beta_3 tot + \varepsilon \quad (4.15)$$

donde u y ε son términos de error aleatorios. Suponiendo que el mercado se encuentra en equilibrio y resolviendo para Δp_x a partir de la ecuación de oferta de exportaciones, se obtiene:

$$\Delta p_x = -\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \Delta x - \frac{\beta_2}{\beta_1} V - \frac{\beta_3}{\beta_1} tot - \frac{1}{\beta_1} \varepsilon \quad (4.16)$$

sustituyendo en la ecuación de la función de demanda de exportaciones por Δp_x y resolviendo para Δx , se obtiene la forma reducida para el volumen de exportaciones:

$$\Delta x^d = a_0 + a_1 \Delta y^* - a_2 \Delta p_x + a_3 \Delta q + u \quad (4.17)$$

$$\Delta x = a_0 + a_1 \Delta y^* - a_2 \left(-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \Delta x - \frac{\beta_2}{\beta_1} V - \frac{\beta_3}{\beta_1} tot - \frac{1}{\beta_1} \varepsilon \right) + a_3 \Delta q + u \quad (4.18)$$

$$\Delta x = \frac{a_0 \cdot \beta_1 + a_2 \cdot \beta_0}{D} + \frac{a_1 \cdot \beta_1}{D} \Delta y^* + \frac{a_3 \cdot \beta_1}{D} \Delta q + \frac{a_2 \cdot \beta_3}{D} tot + \frac{a_2 \cdot \beta_2}{D} V + \omega \quad (4.19)$$

donde $D = a_2 + \beta_1$ y $\omega = (\varepsilon + \beta_1 u)/D$. La ecuación señala que el crecimiento de las exportaciones depende del crecimiento del ingreso real externo, el crecimiento de los precios relativos (el TCR), la variabilidad del TCR, y factores exógenos que determinan la oferta de exportaciones.

Específicamente, el modelo se puede plantear como:

$$\Delta x = \pi_0 + \pi_1 \Delta y^* + \pi_2 \Delta q + \pi_3 tot + \pi_4 V + \omega \quad (4.20)$$

Sin bien en Krugman, P., et al. (2012) se señala el signo del efecto sobre las exportaciones del TCR (+) y el ingreso externo (+), la teoría no es clara en cuanto al impacto de la volatilidad cambiaria sobre la misma.

5

Estrategia Empírica

5.1 DEFINICIÓN Y FUENTES DE DATOS

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. El conjunto de países seleccionados de Sudamérica son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela (excluyendo a Guayana, Surinam y Guayana Francesa). En cuanto a los países de Europa se considera: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos, Portugal, Reino Unido y Suecia. Las economías correspondientes a Oceanía son Australia y Nueva Zelanda (excluyendo la región de Melanesia, Micronesia y Polinesia).

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 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.

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 TCR

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 = 100.⁶

La variable utilizada como deflactor corresponde al índice de precios de los Estados Unidos (US CPI) (por sus siglas en inglés, United States Consumer Price Index) con fuente del U.S. Bureau of Economic Analysis. 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, D., 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. Si bien resultaría más apropiado deflactor por un índice de precios de exportaciones e importaciones, el mismo difiere entre países, por lo cual deflactor por un único índice de precios también resulta conveniente.

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

En segundo lugar, la serie de importaciones mundiales corresponde a las importaciones mundiales de bienes en términos de dólares constantes (deflactada por el US CPI) 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

⁶En este estudio se considera las exportaciones totales o agregadas de un país con el resto del mundo, no siendo objeto de estudio el comercio bilateral entre países, tampoco se aborda un análisis sectorial, ni a nivel de firma ni de industria.

proxy de la mismas.⁷

En este trabajo se utiliza el TCR efectivo, 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). Considerar el TCR efectivo se fundamenta en que dicho índice considera el promedio ponderado del TCR bilateral con los principales socios comerciales (utilizando como ponderador la participación en el comercio de las economías). De acuerdo a la definición que emplea el IMF, un aumento en el TCR efectivo implica que las exportaciones se hacen más costosas, por lo tanto, un aumento indica una pérdida de competitividad comercial. Utilizar el TCR efectivo 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.⁸

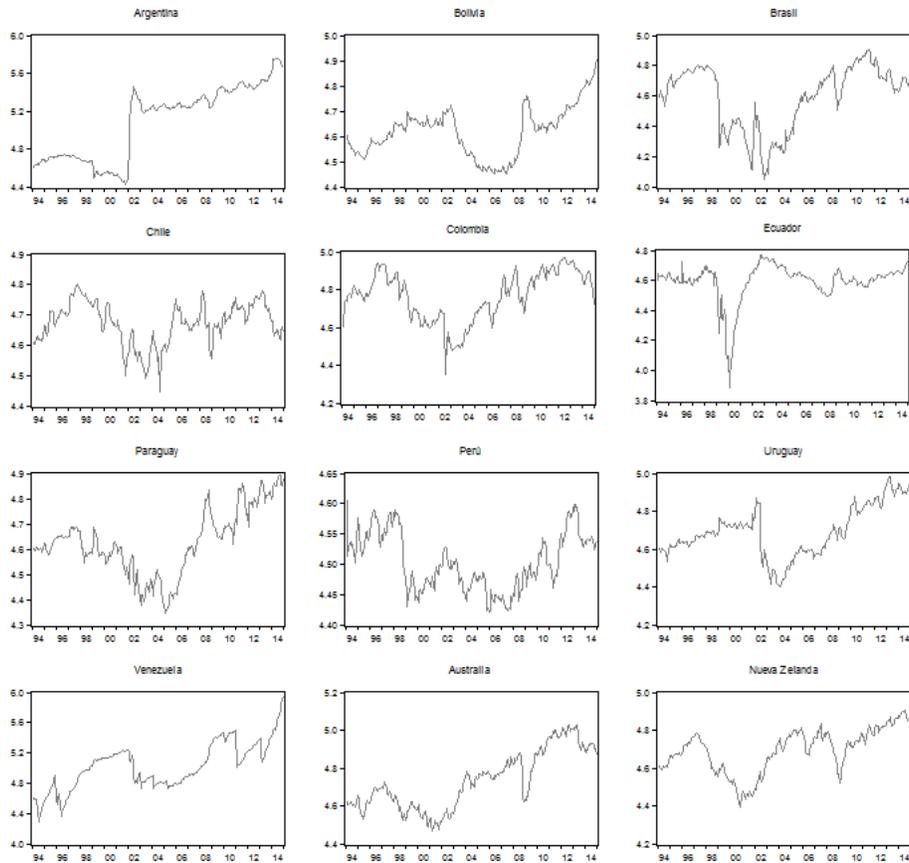
También se consideran las series: índice de precios de los commodities, desagregadas en combustibles y no combustibles, relevante para la oferta de exportaciones de Sudamérica y Oceanía, y el índice de precios de los commodities combustibles relevante en los costos de exportaciones de E-15. Ambas series con periodicidad mensual y fuente IFS – IMF.

A continuación se presenta la evolución de la serie TCR efectivo para la muestra de veintisiete países considerados. La misma resulta ser la variable más relevante ya que a partir de ella se construyen las diferentes medidas de volatilidad cambiaria.

⁷Entre otras alternativas en la literatura que emplean datos mensuales, Baum, C., 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, D., et al. (2016) también se emplea una extrapolación del PIB para obtener una frecuencia mensual. En Situ, J. (2015) se aproximan el PIB mensual mediante el gasto en consumo privado.

⁸Por razones de construcción de las series se utiliza la exportaciones totales, en lugar de las exportaciones totales con los principales socios comerciales. Sin embargo, es dable a esperar que la evolución de las exportaciones totales evolucionen símil a las exportaciones con los principales socios comerciales.

Gráfica 5.1.1: Tipo de cambio real en los países exportadores de commodities, período 1994 - 2014 (en logaritmo)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

Gráfica 5.1.2: Tipo de cambio real en los países exportadores de manufacturas, período 1994 - 2014 (en logaritmo)

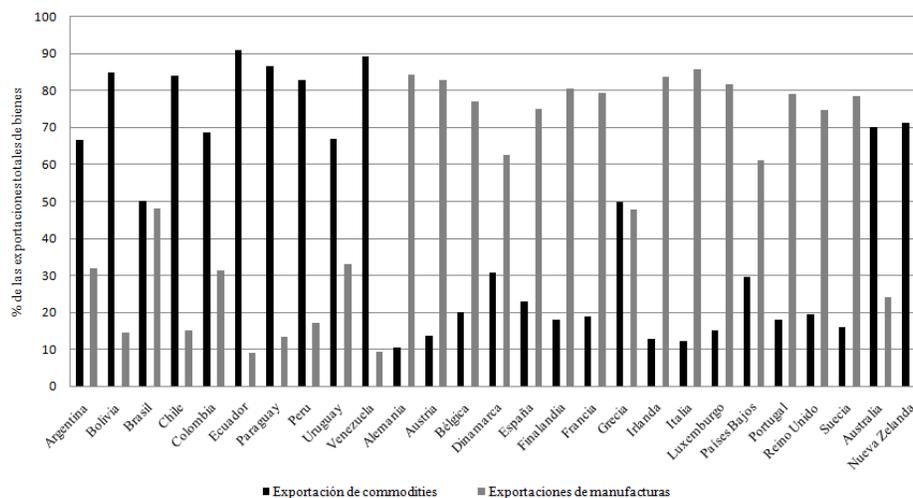


Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

- Economías exportadoras de commodities vs. manufacturas

En el Gráfico 5.1.3 se presenta la participación de las exportaciones de commodities y manufacturas en el total de las exportaciones de bienes para el período 1994 - 2014. En el mismo se observa que los países de Sudamérica y Oceanía tienen una estructura exportadora con fuerte participación de los commodities en las exportaciones totales de bienes, en tanto, en E-15 predomina la participación de manufacturas.

Gráfica 5.1.3: Exportaciones de manufacturas y commodities (% de las exportaciones totales de bienes, período 1994 - 2014)

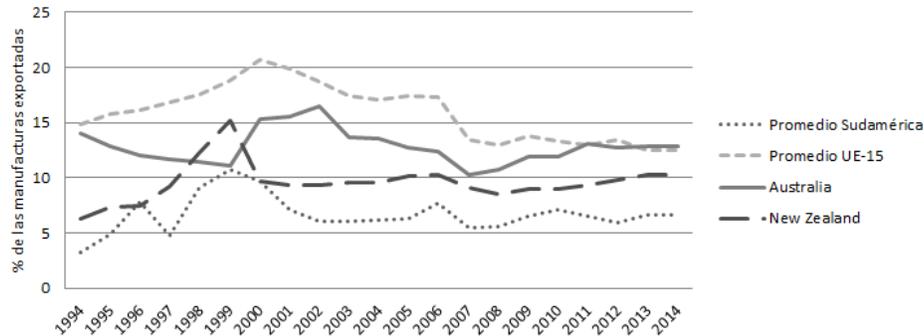


Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

En cuanto a las características de las exportaciones de manufacturas, en el Gráfico 5.1.4 se presenta la evolución de la participación de las exportaciones de alto contenido tecnológico en las exportaciones de manufacturas para el período 1994 - 2014. Para ello se considera el promedio para cada año de los países de Sudamérica, E-15 y Oceanía. Se observa que los países de Sudamérica en promedio presentan un bajo contenido tecnológico en las exportaciones de manufacturas en relación al resto de la muestra en el período de estudio.⁹

⁹La serie anual de exportaciones de alta-tecnología presentaba datos faltantes. A Venezuela se

Gráfica 5.1.4: Exportaciones de alta-tecnología (% de las exportaciones totales de manufacturas, período 1994 - 2014)



Nota: Exportaciones de alta tecnología comprende productos con alta intensidad de I&D como aeroespacial, computadoras, farmacéuticos, instrumentos científicos y maquinaria eléctrica.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

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 como 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).^{10 11}

De acuerdo al Gráfico 5.1.5 se observa que en promedio para el período 1994 – 2014 el conjunto de países de Sudamérica y Oceanía, pertenecen al grupo de países

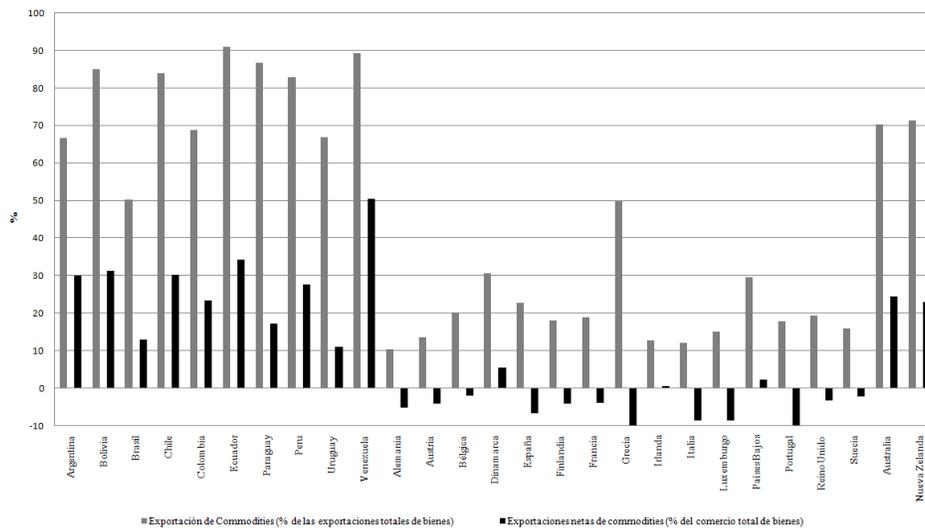
le imputó el año 2007 y año 2014, en el primer caso se utilizó un promedio simple del año 2006 y 2008, en el segundo se mantuvo el dato del año 2013. A Bélgica se le imputo el año 1999 al período 1994-97. A Luxemburgo se le imputo el año 1999 al período 1994-98.

¹⁰El IMF considera similar criterio pero considera el período 1962 y 2014. International Monetary Fund, 2015. World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices. Washington (October). Chapter 2.

¹¹Se realizó el promedio simple por país para el período 1994 – 2014 (datos anuales), con la excepción de Colombia (promedio 1994 – 2013), Venezuela (promedio 1994 – 2013 y excluyendo 2007), Austria (promedio 1994 – 2013) y Luxemburgo (promedio 1999 – 2014).

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 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.

Gráfica 5.1.5: Exportaciones y exportaciones netas de commodities (en %, período 1994 - 2014)

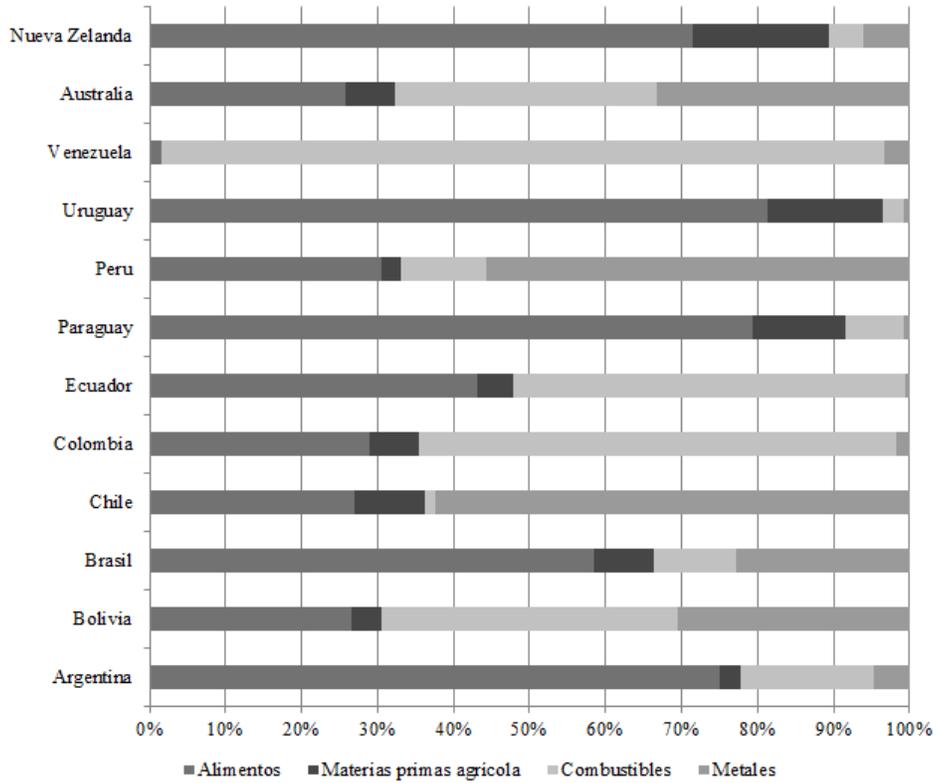


Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

En Arroyo, A. y Cossío, F. (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. Es así que, en el Gráfico 5.1.6 se presentan las cuatro categorías principales de commodities de acuerdo al World Economic Outlook's Statistical (Octubre, 2015) y su participación en las exportaciones totales de commodities para

los países orientados a las exportaciones de los mismos. El mismo ofrece implícitamente información de los precios de los commodities relevantes para cada país.

Gráfica 5.1.6: Categorías de commodities (% en las exportaciones totales de commodities)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

5.2 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, T., 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.

Las primeras medidas que intentan capturar la incertidumbre giran en torno a medidas de varianzas y covarianzas invariantes en el tiempo, sin embargo, los estudios empíricos recientes han incorporado a los modelos la variabilidad en el tiempo (Bollerslev, T., et al., 1992).

En cuanto a la literatura teórica y empírica no existe un consenso sobre cómo medir la volatilidad del tipo de cambio como proxy de la incertidumbre cambiaria, por lo tanto, diversos estudios optan por utilizar múltiples aproximaciones. Asimismo, las técnicas para medir la volatilidad han ido evolucionando en el tiempo. Es por ello que, 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, 12 y 24), y una segunda medida, la varianza condicional, especificada a través de los residuos al cuadrado del modelo ARIMA (procesos Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH, Engle, R., 1982; Generalized ARCH, GARCH, Bollerslev, T., 1986 ó alguna variante GARCH).¹²

¹²Se utilizan varios horizontes de m para eliminar la selección arbitraria de m y chequear robustez.

5.2.1 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, A. (1993) y Situ, J. (2015):

$$V_t = \sqrt{\frac{1}{m} \cdot \sum_{i=1}^m [\ln(RER_{t+i-1}) - \ln(RER_{t+i-2})]^2} \quad (5.1)$$

donde V es el desvío estándar de la volatilidad cambiaria, m es el orden del promedio móvil del desvío estándar, RER es el TCR (al cual se le aplica la transformación logarítmica) y t representa el tiempo. Procedimientos similares para obtener una medida de la volatilidad cambiaria se presentan en Chusman, D. (1983), Ahktar, M. y Hilton, R. (1984), Kenen, P. y Rodrik, D. (1986), Koray, F. y Lastrapes, W. (1989) y Chowdhury, A. (1993).¹³

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 respondera a un fenómeno de incertidumbre de muy corto plazo. De igual manera,

¹³ Por ejemplo, en Arize, A. (1997) se señala el empleo en la literatura de una aproximación estándar alternativa de la volatilidad a través de la media móvil del desvío estándar de la tasa de crecimiento del TCR: $V_t = \sqrt{\frac{1}{m} \cdot \sum_{i=1}^m [(RER_{t+i-1} - RER_{t+i-2})/RER_{t+i-2}]^2}$, donde V es el desvío estándar de la volatilidad cambiaria, RER es el TCR, m el orden de la media móvil y t representa el tiempo.

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 $m = 4, 8, 12$ y 24 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, A. (1997) se señala que no queda claro cómo y porqué difiere la elección del orden de la móvil entre los distintos estudios, por ejemplo, en cuanto al orden de las medias móviles en Chusman, D. (1983) se utiliza $m = 4$, en Ahktar, M. y Hilton, R. (1984), Chowdhury, A. (1993) y Hall, S., et al. (2010) se utiliza $m = 8$, en Koray, F. y Lastrapes, W. (1989), Bahmani-Oskooee, M. y Hanafiah, H. (2011), y MacDonald, R. y Vilela, F. (2016) es $m = 12$, en Kenen, P. y Rodrik, D. (1986) se utiliza $m = 12$ y $m = 24$. Es así que, Grier, K. y Smallwood, A. (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, J. (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, A. (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, K. y Smallwood, A. (2007) argumentan que esta medida no proporciona evidencia de si los movimientos son realmente significativos o no.

5.2.2 VARIANZA CONDICIONAL

Bollerlev, T. (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).

En el trabajo seminal de Engel, R. (1982) se presenta una metodología para estimar la volatilidad condicional mediante un modelo lineal univariado de serie de tiempo denominado modelo autoregresivo de heteroscedasticidad condicional (ARCH) (por sus siglas en inglés, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity).

Sea un proceso estocástico univariado autoregresivo de orden uno, AR(1):

$$y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

donde ε_t es un ruido blanco con $V(\varepsilon) = \sigma^2$. La media condicional de y_t es δy_{t-1} mientras que la media incondicional de y_t es cero. Por otra parte, la varianza condicional de y_t es σ^2 mientras que la varianza incondicional es $\sigma^2 / 1 - \delta^2$.

En este caso, la varianza condicional e incondicional son constantes en el tiempo, sin embargo, la varianza condicional no tiene por qué ser constante a lo largo del tiempo (Gracia-Diez, M. y Novales, A., 1993).

Es así que, siguiendo a Engle, R. (1982), se especifica un modelo que depende del pasado de la variable:

$$y_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}, \quad (5.3)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2, \quad (5.4)$$

con $V(\varepsilon_t) = 1$. La expresión anterior representa un proceso denominado ARCH. Incorporando el supuesto de normalidad, y considerando el conjunto de información disponible hasta el momento t , ψ_t , se tiene que:

$$y_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (5.5)$$

Es así que, la varianza condicional puede expresarse como una función de:

$$h_t = h(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, \alpha) \quad (5.6)$$

donde p es el orden del proceso ARCH y α un vector de parámetros desconocidos.

Por otra parte, para obtener el modelo de regresión ARCH, se supone que la media de y_t esta dada por $x_t\beta$, siendo una combinación lineal de los retardos de las variables endógenas y exógenas incluidas en la información de ψ_{t-1} , y con β un vector de parámetros desconocidos.

Formalmente,

$$y_t/\psi_{t-1} \sim N(x_t\beta, h_t), \quad (5.7)$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha), \quad (5.8)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (5.9)$$

El modelo lineal ARCH (q)

Una interpretación alternativa del modelo anterior, considerando un proceso más general al ARCH de primer orden ARCH(1), es un modelo donde los residuos siguen un modelo de regresión lineal ARCH de orden p , denominado ARCH(p), el mismo se puede representar como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2, \quad (5.10)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \alpha_0 + A(L) \varepsilon_{t-i}^2, \quad (5.11)$$

con $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0$, y L denota el operador de retardos. El proceso ARCH(p) será estacionario en covarianza, si y sólo si, todas las raíces de la ecuación características caen fuera del círculo unitario.

Procesos GARCH(p,q)

Bollerlev, T. (1986) introduce el proceso GARCH (por sus siglas en inglés, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), un proceso más general al ARCH con mayor flexibilidad en el orden de los retardos. Al igual que Engel, R. (1982) asume la distribución condicional normal. Por tanto, especifica la siguiente expresión:

$$\varepsilon_t / \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (5.12)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L) \varepsilon_{t-i}^2 + B(L) h_{t-i}, \quad (5.13)$$

La Ecuación 5.13 especifica la varianza condicional de un proceso GARCH(p,q), donde $q > 0$ es el número de términos ARCH, $p \geq 0$ es el número de términos GARCH. La varianza condicional es representada por tres términos: a) el promedio, α_0 ; b) el término ARCH, mide la volatilidad del período previo a través de los residuos al cuadrado de un proceso autorregresivo (ε_{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), y si $p = 0$ y $q = 0$ tenemos que ε_t es un ruido blanco. 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 β_i

$i = 1, \dots, p$.

Finalmente, de acuerdo con Bollerlev, T. (1986) el proceso GARCH(p,q) expresado en la Ecuación 5.12 y la Ecuación 5.13 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 $A(L) + B(L) < 1$.

Proceso GARCH(1,1)

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

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad (5.14)$$

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

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

Notar que $|\beta| < 1$ es una condición necesaria para la estabilidad del modelo:

$$\begin{aligned} h_t - \beta_1 h_{t-1} &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \\ h_t - \beta_1 L h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \\ (1 - \beta_1 L) h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \\ h_t &= \frac{\alpha_0}{(1 - \beta_1 L)} + \frac{\alpha_1}{(1 - \beta_1 L)} \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned}$$

y el proceso GARCH(1,1) se puede aproximar por un proceso ARCH(p) si p es grande.

Proceso IGARCH

Bollerlev, T., 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 esta asociada a estimaciones de los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ tales que $\alpha_1 + \dots + \alpha_q + \beta_1 + \dots + \beta_p \simeq 1$. Es decir, el polinomio autoregresivo esta 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) (por sus siglas en inglés, Integrated GARCH).

Sea un proceso GARCH(1,1):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Si $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, tenemos que:

$$IGARCH(1, 1) : h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + (1 - \alpha_1) h_{t-1} \quad (5.15)$$

$$0 < \alpha_1 < 1$$

La Ecuación 5.15 con $\alpha_0 > 0$ y $\alpha_0 = 0$ se asemeja a un paseo aleatorio con y sin deriva, respectivamente.^{14 15}

Proceso EGARCH

En Nelson, D. (1991) se introduce un proceso no lineal denominado modelo GARCH Exponencial (EGARCH) (por sus siglas en ingles, 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 un especificación alternativa, en donde además de tener en cuenta la magnitud de los parámetros α y β , también considera el signo no restringiendo la no negatividad de los mismos¹⁶, pero asegurando la no negatividad de la varianza condicional. En este modelo h_t es una función asimétrica de los valores pasado de ε_t . El proceso EGARCH se puede expresar

¹⁴El desarrollo original se puede encontrar en Bollerslev, T. y Engle, R. (1986).

¹⁵En Blume, L. y Durlauf, S. (2010) se presenta una guía simple de los modelos ARCH.

¹⁶En las estimaciones GARCH suele aparecer estimaciones de parámetros negativos que van en contra de las restricciones impuestas (Nelson, D., 1991).

como:

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varphi z_{t-i} + [|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|]) + \sum_{i=1}^p \beta_i \log \sigma_{t-i}^2 \quad (5.16)$$

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 o.

Ecuaciones de la varianza condicional

Dado los conceptos metodológicos previos de cómo estimar la volatilidad condicional, y que en esta investigación empírica se considera la volatilidad del TCR -efectivo- como una medida de incertidumbre de los países considerados, en la Tabla 5.2.1 se presenta para la muestra de países la especificación seleccionada para estimar la volatilidad condicional del TCR. Los modelos surgen a partir de identificar el proceso generador de los datos del TCR (primera diferencia de la variable expresada en logaritmo) y analizar el residuo del modelo. En términos generales, se encuentra un efecto GARCH o IGARCH significativo para el TCR en los países considerados en la muestra.¹⁷

¹⁷Los detalles de las estimaciones se encuentran en el Anexo E.

Tabla 5.2.1: 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)	0.45076*** (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)
Perú	EGARCH(1,1) ⁺	—	—	—
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)
Finlandia	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)
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 detalles de las estimaciones se presentan en el Anexo E, particularmente el caso de Perú (+).

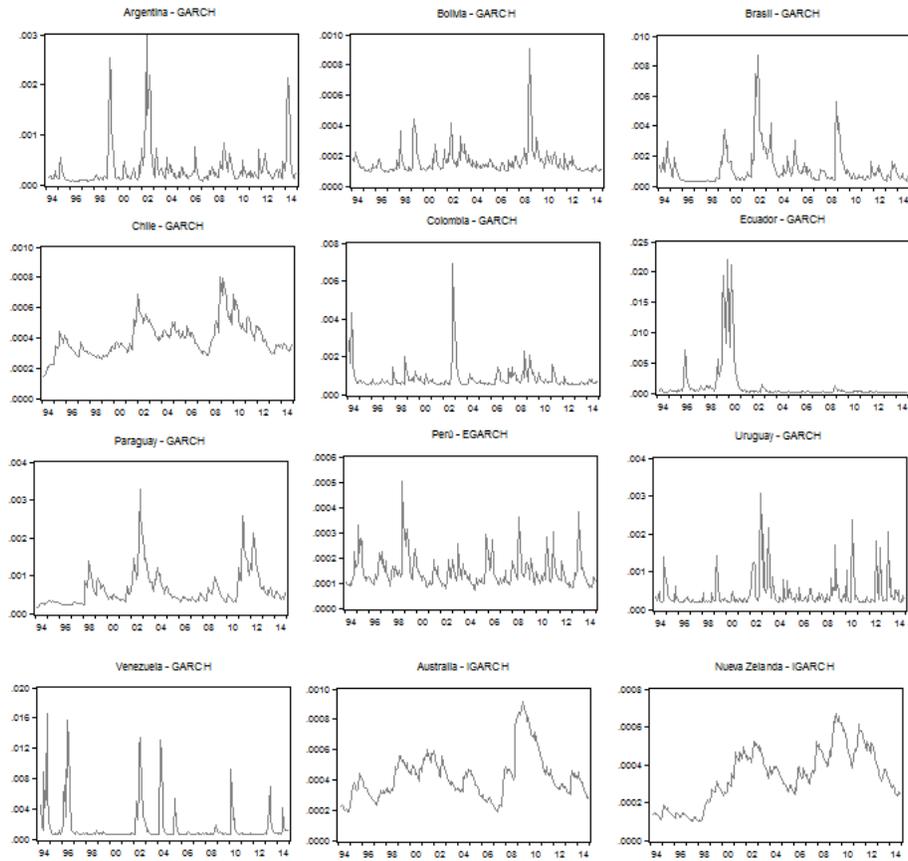
Nivel de significación al: * 10%, ** 5%, ***1%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

En la Gráfica 5.2.1 y Gráfica 5.2.2 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 1999.¹⁸

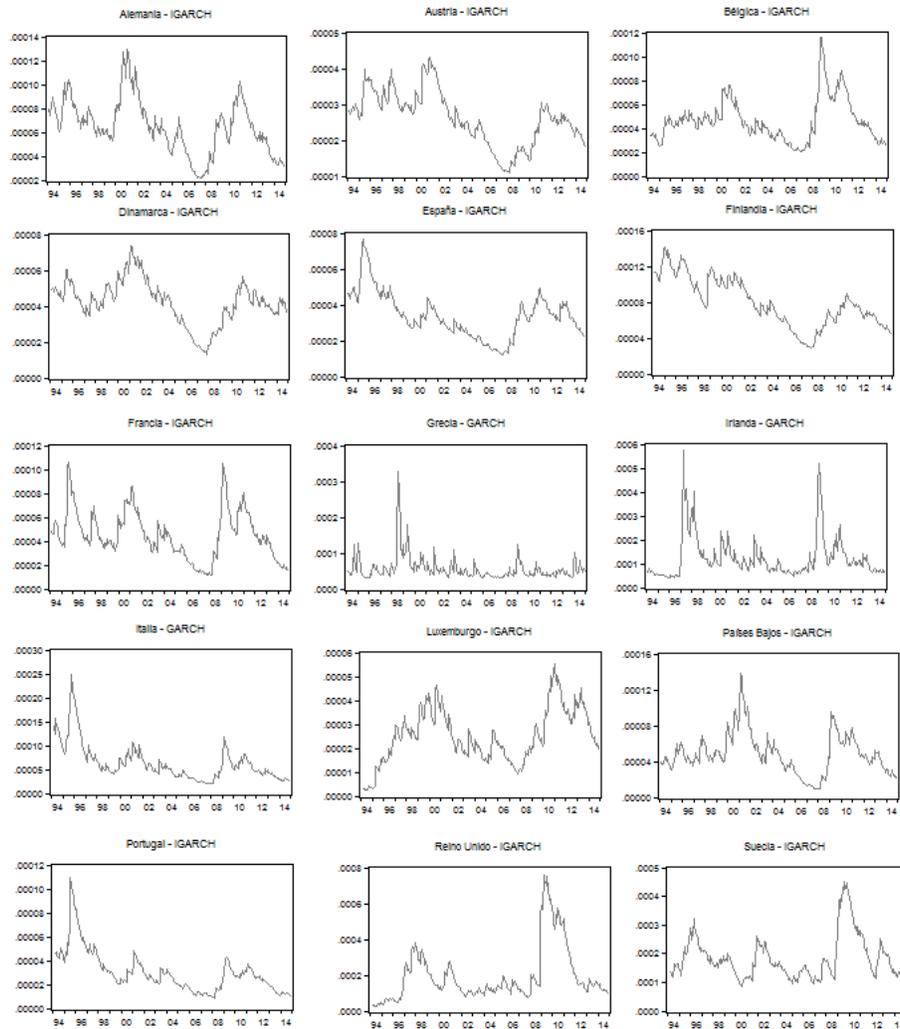
¹⁸Miembros Zona Euro: Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos y Portugal. No miembros Zona Euro: Dinamarca, Suecia y Reino Unido.

Gráfica 5.2.1: 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 5.2.2: 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.

5.3 ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

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, F. y Ciccarelli, M., 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, C. (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, et al., 2008).¹⁹

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–

¹⁹Los modelos VAR en su forma reducida aluden a que no incorporan los valores contemporáneos como variables explicativas del sistema de ecuaciones (Novales, A., 2016).

(Canova, F. y Ciccarelli, M., 2013). ²⁰ Grossmann, A., 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:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \dots + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + d_t + e_{it} \quad (5.17)$$

donde $i = 1, \dots, N$ representa el país, t es el tiempo en el período 1994.01 – 2014.12 (252 observaciones temporales), 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 (252×1) , u_i representa la variable de efectos fijos que captura la heterogeneidad individual innobservable, y e_{it} los errores idiosincrásicos, ambos de dimensión (1×2) . 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: $E(e_{it}) = 0$, $E(e_{it}, e'_{it}) = \sum$ y $E(e_{it}, e'_{it}) = 0$ para todo $t > s$.

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 crisis financiera internacional sobre todos los países en el año 2008. ²¹ 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

²⁰El trabajo pionero que introduce técnicas VAR a datos de panel se encuentra en Holtz-Eakin, D., et al. (1988).

²¹Se consideró el logaritmo natural de las variables y la primera diferencia en caso de variables integradas de primer orden

comercial, régimen cambiario, nivel de desarrollo de los mercados financieros, tamaño del país). Es así que, adicionalmente se testea un conjunto de variables de control (apertura financiera, apertura comercial, nivel de desarrollo, participación de la estructura productiva). 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 u_i , sin embargo, el supuesto fundamental es que las mismas están incorrelacionadas con respecto al término de error idiosincrásicos e_{it} . Es así que:

$$\left. \begin{array}{l} E(Y_{is}, e_{it}) = 0, s \leq t \\ E(Y_{is}, e_{it}) \neq 0, s > t \end{array} \right\}, \quad i = 1, \dots, N. \quad (5.18)$$

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) (por sus siglas en inglés, 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 (residuos incorrelacionados) 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) (por sus siglas en inglés, 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, A., 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, F. y Ciccarelli, M., 2013).

En este trabajo se propone estimar el modelo dinámico de datos de panel con vectores autoregresivos mediante la técnica PVAR desarrollada por Abrigo, M. y Love, I (2015).²² La metodología PVAR estima los coeficientes mediante el sistema del método generalizado de los momentos (GMM) (por sus siglas en inglés, Generalized Method of Moments) utilizando como instrumentos los retardos de los regresores. Para garantizar la ortogonalidad entre los regresores y el efecto fijo (que no estén correlacionados) se emplea la transformación de Helmert (desviaciones ortogonales futuras o la diferencia media futura) (Arellano, M. y Bover, O., 1995 y Love, I. y Zicchino, L., 2006).

La transformación de Helmert calcula la diferencia-media de todas las variables del modelo para eliminar el efecto fijo. Para cada observación x_{it} del país i en el horizonte $t = 1, \dots, T - 1$ se le sustrae la media obtenida a partir de las observaciones futuras de x_{it} , $\bar{x}_{it} = \sum_{s=t+1}^T x_{is} / (T - t)$, donde T representa

²²A partir del trabajo de Love, I. y Zicchino, L. (2006), los mismos dejan disponible el código pvar de STATA para el empleo de investigadores, la versión más reciente se encuentra en Abrigo, M. y Love, I. (2015). Ente los trabajos que utilizan dicha técnica se encuentran Love, I. y Zicchino, L., 2006, Grossmann, A., et al., 2014, , Love, I. y Turk, R., 2014, Shank, C. y Vianna, A., 2016 y Berdiev, A. y Saunoris, J., 2016.

la última observación disponible en la muestra $t = t + 1, \dots, T$. La última observación la transformación de Helmert no puede ser calculada ya que no existen valores futuros para construir la media futura. Este procedimiento constituye una desviación ortogonal, ya que cada observación es expresada como una desviación de las observaciones medias futuras (Arellano, M. y Bover, O., 1995, Grossmann, A., et al., 2014, Love, I. y Zicchino, L., 2006, Love, I. y Turk, R., 2014).

Si bien la práctica más usual para eliminar el efecto fijo es aplicar la primera diferencia, ante panel no balanceados (datos faltantes) el procedimiento de Helmert evita que se produzcan grandes brechas ya que no se ve alterada la muestra al considera la diferencia media futura. De acuerdo con Schmidt, P., et al. (1992) el empleo de todos los instrumentos no implica una mejora en la eficiencia de las estimaciones. Arellano, M. y Bover, O. (1995) señalan al respecto que el empleo de la transformación de Helmert es conveniente por razones computacionales al no emplear todos los instrumentos.

5.3.1 TEST DE RAÍZ UNITARIA

El primer paso en el proceso de estimación del modelo de panel VAR consiste en analizar la estacionariedad de las series. 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).²³

Sea el proceso estocástico y_{it} con un componente autorregresivo

²³Se emplea el comando xtunitroot de STATA.

correspondiente a un modelo simple de datos de panel:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + Z'_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5.19)$$

donde $i = 1, \dots, N$ representa la dimensión de corte transversal; $t = 1, \dots, T$ la dimensión de serie temporal; y_{it} es la variable a ser testeada y ε_{it} es el término de error. El término Z'_{it} puede representar la media específica del panel, la media específica del panel y la tendencia temporal, ó simplemente no admitir constante, desapareciendo γ_i .

El test de raíz unitaria de Levin–Lin–Chu (LLC) plantea evaluar la hipótesis nula de que el panel tiene la serie integrada versus la hipótesis alternativa de que el panel presenta la serie estacionaria, formalmente se puede especificar como:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i &= 1 & \forall i \\ H_a : \rho_i &< 1 & \forall i \end{aligned} \quad (5.20)$$

Alternativamente, la ecuación anterior se puede representar como:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + Z'_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5.21)$$

Dado que este modelo de regresión ε_{it} está afectado por la correlación serial, para solucionar el problema, LLC plantea incorporar retardos de la variable dependiente al modelo en primeras diferencia.

De manera que la ecuación 5.21 se puede re-expresar como:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + Z'_{it} \gamma_i + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{it} \quad (5.22)$$

El número de retardos (lags), p , puede ser seleccionados de manera exógena ó a través de la minimización de algún criterio de información.

El test de raíz unitaria se puede expresar como:

$$\begin{aligned} H_0 : \varphi_i &= 0 & \forall i \\ H_a : \varphi_i &< 0 & \forall i \end{aligned} \tag{5.23}$$

El test de raíz unitaria de panel implementado por LLC supone además que el panel de países tiene en común el mismo parámetro autorregresivo, por tanto, $\rho_i = \rho$ para todo i . Sin embargo, el test no requiere que el término de error tenga la misma varianza entre los países del panel. Asimismo, supone que ε_{it} es independientemente distribuido entre el panel de países y sigue un proceso autorregresivo estacionario de media móvil invertible para cada país del panel. De manera que, incluyendo suficientes retardos de $\Delta y_{i,t-j}$, u_{it} será un ruido blanco (Chu, C.-S., et al., 2002).

Por otra parte, bajo la hipótesis nula de raíz unitaria, y_{it} no es estacionaria, por tanto, el estadístico t para testear φ de una regresión OLS (mínimos cuadrados ordinarios, por sus siglas en inglés, Ordinary Least Squares) tendrá una distribución no estándar que depende en parte de la distribución del término Z'_{it} . La inclusión del término de efectos fijos hace que la estimación OLS de φ sea sesgada hacia cero.

En cuanto al procedimiento del test, en Chu, C.-S., et al. (2002) sugiere para asegurar que u_{it} sea un ruido blanco y no presente correlación serial, dada la Ecuación 5.22 y que a priori no se tiene información del número de retardos a utilizar, p , implementar una regresión de Dickey-Fuller aumentada (ADF) para cada país del panel, y generar dos residuos ortogonales. Es así que en este trabajo en primer lugar se seleccionó el número de retardos, para ajustar la regresión de ADF para cada país del panel, de acuerdo al criterio de información de mínimo Akaike (AIC) con un máximo de 10 retardos, permitiendo que el número de retardos varíe entre los países del panel. En segundo lugar, para estimar la varianza de la serie en el largo plazo se utilizó el método de Bartlett kernel con 10 retardos. Finalmente, el método LLC produce un estadístico alternativo al t para testear

la hipótesis nula y alternativa, denominado t^* ajustado, con una distribución asintóticamente normal. Esto requiere que la dimensión temporal, T , debe crecer más rápido que la dimensión de corte transversal, N , siendo la situación más común con macro panel (Chu, C.-S., et al., 2002).

Adicionalmente, en la especificación del modelo es posible incluir o no la constante, es decir, las medias específicas del panel de países o efecto fijo, las tendencias temporal lineal y la dependencia de corte transversal (demean). El excluir la constante implica el supuesto que la serie tiene en promedio una media o para el panel. LLC sugieren eliminar la media de corte transversal de las series, es decir, para cada período de tiempo se computa el promedio de la serie a través del panel y se elimina ese promedio de las series, de manera de mitigar el impacto de la dependencia de corte transversal.

6

Estadísticos de resumen

El análisis macroeconómico de este trabajo 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, mediante la técnica de datos de panel VAR en el período 1994.01 – 2014.12.

En el panel las variables pueden tener variación tanto en el tiempo como entre individuos, es así que, en la Tabla 6.0.1 se presenta para el panel de países la variabilidad total de las exportaciones reales (en logaritmo), denominada variabilidad overall. La misma se puede descomponer en variabilidad intra (within) e inter (between). La variación intra-país refiere a la variación de las exportaciones en el tiempo para un país concreto, en tanto, la variación inter-países refiere a la variabilidad de las exportaciones entre países.²⁴

Tabla 6.0.1: Variabilidad de las exportaciones intra y entre grupos

Variable	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Obs.
Export. Overall	8.1014	1.5705	4.1617	11.4630	N = 6804
Between		1.5450	5.2270	10.9035	n = 27
Within		0.4093	6.7822	9.4865	T = 252

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

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.²⁵

Por otra parte, en Judson, R. y Owen, A. (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

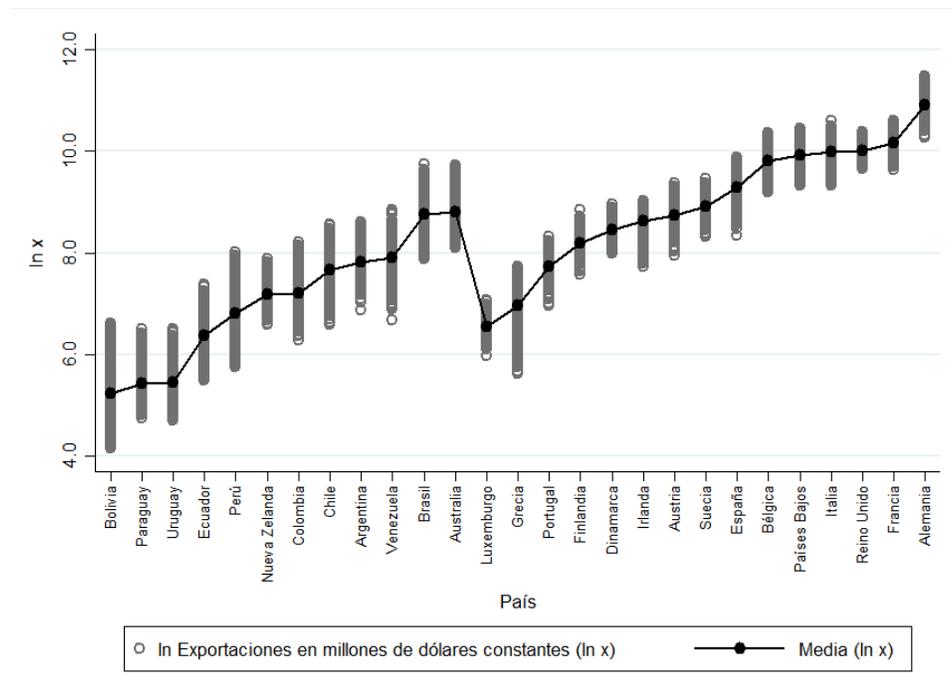
²⁴La variabilidad total en términos generales compara a la observación individual del país en el momento de tiempo t con el promedio del panel, la variabilidad intra-país compara la observación individual del país en el momento t con el promedio del país a lo largo de t , y la variación inter-países compara el promedio de cada país a lo largo de t con el promedio del panel.

²⁵El modelo de panel con efectos aleatorios permite explicar la variabilidad between y within.

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 la Gráfica 6.o.1 se presenta la heterogeneidad de las exportaciones totales en millones de dólares constantes (expresadas en logaritmo) y su promedio para los diferentes países. En primer lugar, 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. En segundo lugar, 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.

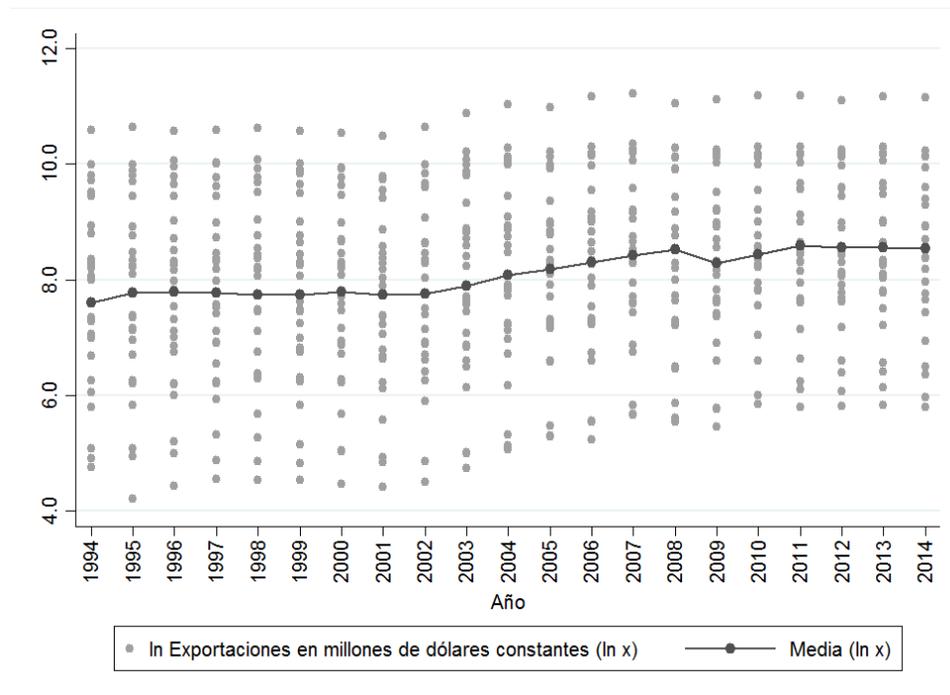
Gráfica 6.0.1: Efecto fijo - Heterogeneidad entre países



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

En la Gráfica 6.0.2 se presenta la heterogeneidad de las exportaciones totales en millones de dólares constantes (expresadas en logaritmo) y su promedio 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. ²⁶

Gráfica 6.0.2: Efecto fijo - Heterogeneidad a través de los años



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

²⁶En Situ, J. (2015) y MacDonald, R. y Vilela, F. (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.

6.1 ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

La Tabla 6.1.1 provee los principales estadísticos de resumen para las variables comunes al panel: importaciones mundiales en millones de dólares a precios constantes (m), índice de precios de los commodities -no combustibles- ($ic_nonfuel$), índice de precios de los commodities combustibles (ic_fuel). El período considerado es Enero-1994 a Diciembre-2014. Todas las variables están expresadas en logaritmo.

Tabla 6.1.1: Estadísticos de resumen

Estadístico	ln m	ln ic_nonfuel	ln ic_fuel
N	6804	6804	6804
Media	13.3083	4.8552	5.5824
Mediana	13.3042	4.7559	5.5230
Sd	.3591	.3078	.6968
Sk	.0841	.3306	.0319
K	1.4933	1.7058	1.5350
Mín	12.5989	4.3955	4.3313
Máx	13.8480	5.4727	6.7557
Rango	1.2491	1.0771	2.4244

Nota: Número de observaciones (N), desvío estándar (Sd), asimetría (Sk), kurtosis (K), mínimo (Mín) y máximo (Máx).

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

En la Tabla 6.1.2 se presentan los principales estadísticos de resumen en el panel para las variables: exportaciones en millones de dólares a precios constantes (x), TCR efectivo ($reer$), la volatilidad calculada a través de la media móvil 4, 8, 12 y 24 períodos ($lnvreer4$, $lnvreer8$, $lnvreer12$ y $lnvreer24$, respectivamente) y la volatilidad condicional ($garch$). Adicionalmente, se distingue los estadísticos para el panel de países exportadores de commodities (panel A) y el panel de países exportadores de manufacturas (panel B). El período considerado es Enero-1994 a Diciembre-2014. Las exportaciones, el TCR y la volatilidad condicional se expresan en logaritmo

neperiano.

Tabla 6.1.2: Estadísticos de resumen (cont.)

Estadístico	ln x	ln reer	lnvreer4	lnvreer8	lnvreer12	lnvreer24	ln garch
Panel de países							
N	6804	6804	6696	6588	6480	6156	6766
Media	8.1014	4.6639	.0139	.0147	.0152	.0161	4.7006
p50	8.2485	4.6325	.0091	.0099	.0102	.0108	4.6484
Sd	1.5705	.1816	.0176	.0170	.0166	.0161	.4741
Sk	-.2619	2.2788	5.8720	4.7245	4.1048	3.1051	.4197
K	2.3705	11.8401	54.1163	33.5295	25.0679	14.4799	3.6731
Mín	4.1617	3.8860	.0005	.0014	.0019	.0024	3.5694
Máx	11.4630	5.9635	.2469	.1786	.1465	.1083	6.6221
Rango	7.3013	2.0774	.2463	.1772	.1446	.1059	3.0527
Panel A: Países exportadores de commodities							
N	3024	3024	2976	2928	2880	2736	3007
Media	7.0497	4.7156	.0218	.0232	.0241	.0258	4.7529
p50	7.1801	4.6702	.0156	.0172	.0182	.0198	4.7789
Sd	1.2927	.2480	.0234	.0221	.0213	.0199	.5177
Sk	-.1701	1.4404	4.5475	3.6370	3.1368	2.2699	-.0615
K	2.2051	6.1290	31.5584	19.5207	14.5495	8.1580	3.4133
Mín	4.1617	3.8860	.0016	.0026	.0027	.0040	3.5694
Máx	9.7340	5.9635	.2469	.1786	.1465	.1083	6.6221
Rango	5.5723	2.0774	.2453	.1760	.1439	.1043	3.0527
Panel B: Países exportadores de manufacturas							
N	3780	3780	3720	3660	3600	3420	3759
Media	8.9429	4.6226	.0076	.0079	.0081	.0083	4.6588
p50	8.9837	4.6186	.0065	.0068	.0071	.0073	4.5932
Sd	1.2288	.0793	.0052	.0047	.0045	.0041	.4316
Sk	-.4264	.1691	3.0686	2.6651	2.4058	1.9838	.9582
K	2.4966	3.2575	20.4512	14.8982	12.1961	8.6791	4.2296
Mín	5.6378	4.3371	.0005	.0014	.0019	.0024	3.6509
Máx	11.4630	4.8859	.0587	.0459	.0388	.0308	6.1932
Rango	5.8251	.5488	.0581	.0445	.0368	.0284	2.5423

Nota: Número de observaciones (N), mediana (p50), desvío estándar (Sd), asimetría (Sk), kurtosis (K), mínimo (Mín) y máximo (Máx).

Fuente: Elaboración propia.

Resulta relevante observar el estadístico del promedio y de dispersión de

las diferentes medidas de volatilidad cambiaria dado que la mismas calculada mediante la media móvil del desvío estándar son ampliamente superior en el panel A en relación al panel B, sin embargo, cuando se observa la volatilidad condicional, si bien el panel A continua presentando valores superiores, la diferencia ya no es pronunciada.

6.2 CORRELOGRAMAS

La Tabla 6.2.1 presenta la correlación del panel para las variables exportaciones en millones de dólares constantes (x , en logaritmo), el TCR efectivo ($reer$, en logaritmo), la volatilidad del TCR -efectivo- medido a través de la media móvil del desvío estándar 4, 8, 12 y 24 períodos ($lnvreer4$, $lnvreer8$, $lnvreer12$, $lnvreer24$, respectivamente) y la volatilidad condicional ($garch$, en logaritmo). Se puede observar una relación negativa de las exportaciones con: el TCR y las distintas medidas de volatilidad del TCR. También se presenta la correlación para el panel A, se observa una relación positiva entre las exportaciones y el TCR, y entre las exportaciones y las distintas medidas de volatilidad del TCR. En lo que respecta al panel B, existe un vínculo negativo entre las exportaciones y el TCR, y positivo entre las exportaciones y las distintas medidas de volatilidad del TCR.

Tabla 6.2.1: Correlaciones

Variabes	ln x	ln reer	lnvreeer4	lnvreeer8	lnvreeer12	lnvreeer24	ln garch
Panel de países							
ln x	1.000						
ln reer	-0.005	1.000					
lnvreeer4	-0.185	0.089	1.000				
lnvreeer8	-0.204	0.125	0.842	1.000			
lnvreeer12	-0.218	0.120	0.805	0.823	1.000		
lnvreeer24	-0.245	0.144	0.702	0.804	0.879	1.000	
ln garch	-0.141	-0.188	0.158	0.125	0.228	0.184	1.000
Panel A: Países exportadores de commodities							
ln x	1.000						
ln reer	0.343	1.000					
lnvreeer4	0.089	-0.005	1.000				
lnvreeer8	0.110	0.026	0.808	1.000			
lnvreeer12	0.121	0.009	0.760	0.772	1.000		
lnvreeer24	0.144	0.023	0.627	0.744	0.837	1.000	
ln garch	0.052	-0.304	0.134	0.080	0.214	0.145	1.000
Panel B: Países exportadores de manufacturas							
ln x	1.000						
ln reer	-0.124	1.000					
lnvreeer4	0.095	-0.103	1.000				
lnvreeer8	0.108	-0.082	0.835	1.000			
lnvreeer12	0.106	-0.115	0.801	0.833	1.000		
lnvreeer24	0.128	-0.098	0.714	0.822	0.896	1.000	
ln garch	-0.259	-0.053	0.215	0.221	0.357	0.376	1.000

Fuente: *Elaboración propia.*

La Tabla 6.2.2 presenta la correlación del panel para las variables exportaciones en millones de dólares constantes (x , en logaritmo), el TCR efectivo ($reer$, en logaritmo), el índice de precios de los commodities -no combustibles- ($ic_nonfuel$), el índice de precios de los combustibles (ic_fuel) y la demanda mundial (m). Para el panel en su conjunto, panel A y panel B, destaca una fuerte correlación entre la demanda mundial y el índice de precios de los commodities (combustibles y no combustibles). También, se presenta una alta correlación entre el índice de precios de los commodities combustibles y no combustibles.

Tabla 6.2.2: Correlogramas (continuación)

Variabes	ln x	ln reer	ln ic_nonfuel	ln ic_fuel	ln m
ln x	1.000				
ln reer	-0.005	1.000			
ln ic nonfuel	0.206	0.278	1.000		
ln ic fuel	0.218	0.242	0.883	1.000	
ln m	0.224	0.254	0.887	0.974	1.000
Panel A: Países exportadores de commodities					
ln x	1.0000				
ln reer	0.3432	1.0000			
ln ic nonfuel	0.3591	0.3768	1.0000		
ln ic fuel	0.3681	0.3336	0.8825	1.0000	
ln m	0.3739	0.3480	0.8868	0.9735	1.0000
Panel B: Países exportadores de manufacturas					
ln x	1.0000				
ln reer	-0.1243	1.0000			
ln ic nonfuel	0.1720	0.2029	1.0000		
ln ic fuel	0.1911	0.1619	0.8825	1.0000	
ln m	0.1996	0.1751	0.8868	0.9735	1.0000

Fuente: Elaboración propia.

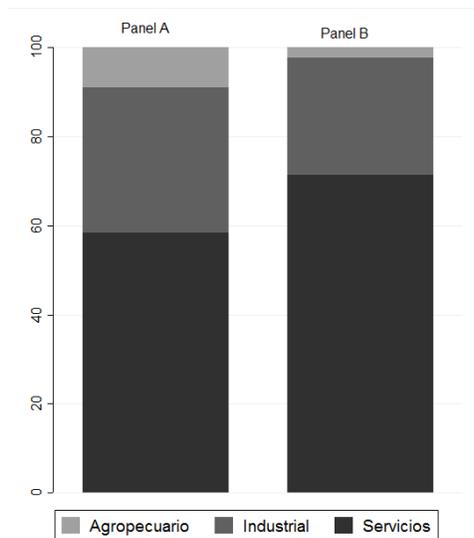
6.3 CARACTERIZACIÓN DE LAS ECONOMÍAS

6.3.1 ESTRUCTURA PRODUCTIVA

En el Gráfico 6.3.1 se representa para el panel de países exportadores de commodities (panel A) y el panel de países exportadores de manufacturas (panel B) el valor promedio de la participación sectorial en términos del PIB en el período 1994 - 2014. En ambos casos predomina en primer lugar una fuerte participación del sector servicios, en segundo lugar, el sector industrial, y en tercer lugar, el sector agropecuario. Éste último presenta notoriamente una mayor participación en el panel A. En este análisis solo se consideran las exportaciones provenientes del sector agropecuario e industrial, es decir, las exportaciones totales de bienes,

excluyendo los servicios.

Gráfica 6.3.1: Participación de la estructura productiva en el PIB (en %)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

6.3.2 NIVEL DE DESARROLLO

En la literatura es tema de controversia la distinción entre economías desarrolladas y en desarrollo (terminología aceptada en la literatura), lo que en cierta medida explica la inexistencia de un único criterio para su división (Nielsen, L., 2011). Al considerar los países de la E-15 y Oceanía no se genera mayor cuestionamiento en adoptar la denominación de economías avanzadas (terminológica utilizada por el IMF) para referirse a las economías desarrolladas, dado que los principales sistemas de clasificación ordenada de países: Programas de las Naciones Unidas para el Desarrollo (por sus siglas en inglés, United Nations Development Programme), el Banco Mundial y el IMF, los identifican como países desarrollados de manera inequívoca. En cuanto a los países seleccionados de Sudamérica, si bien podría generarse alguna polémica principalmente con respecto a la clasificación del Banco Mundial, el criterio del IMF y UNDP

coinciden en que los países de Sudamérica no son economías desarrolladas y que pertenecen a sub-categorías dentro de los países en desarrollo.²⁷

6.3.3 APERTURA COMERCIAL

A continuación se presenta en el Gráfico 6.3.2 la relación que caracteriza al grado de apertura comercial y las exportaciones reales para el conjunto de países de la muestra. El mismo considera para cada país el promedio de las variables en el período 1994 - 2014. El gráfico queda dividido en cuatro cuadrantes a partir de trazar la línea del promedio de las exportaciones (línea horizontal) y la línea del promedio del grado de apertura comercial (línea vertical).²⁸

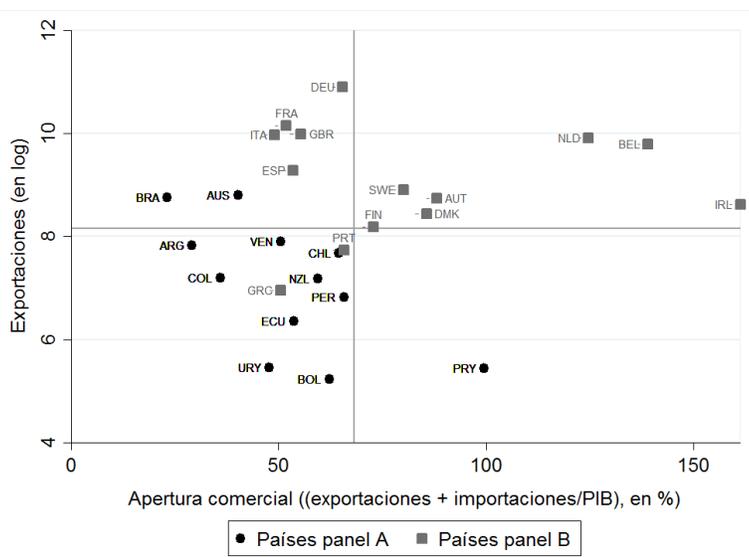
De la observación de los cuatro cuadrantes surge que no existe una relación directa entre el mayor (o menor) grado de apertura comercial y un mayor nivel de las exportaciones. Lo mismo se repite si se observa donde se ubican los países exportadores de commodities y de manufacturas.

Se excluye del análisis gráfico a Luxemburgo debido a que el grado de apertura comercial promedio en el período 1994 - 2014 se puede asociar a un dato atípico en la muestra. De todas formas, la característica de Luxemburgo es un alto grado de apertura comercial y un bajo nivel de las exportaciones para el promedio del período en relación al conjunto de países considerados.

²⁷Las tres organizaciones se basan en diferentes umbrales de desarrollo para su distinción, el IMF no establece un umbral explícito, el UNDP se utiliza un criterio en base al Índice de Desarrollo Humano y el Banco Mundial utiliza un umbral de ingreso per cápita (Nielsen, L., 2011).

²⁸El grado de apertura comercial se determina como la suma de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios en relación al PIB de la economía.

Gráfica 6.3.2



Nota: Argentina: ARG; Bolivia: BOL; Brasil: BRA; Chile: CHL; Colombia: COL; Ecuador: ECU; Paraguay: PRY; Perú: PER; Uruguay: URY; Venezuela: VEN; Australia: AUS; Nueva Zelanda: NZL; Alemania: DEU; Austria: AUT; Bélgica: BEL; Dinamarca: DMK; España: ESP; Finlandia: FIN; Francia: FRA; Grecia: GRC; Irlanda: IRL; Italia: ITA; Luxemburgo: LUX; Países Bajos: NLD; Portugal: PRT; Reino Unido: GBR; Suecia: SWE. El código de abreviación de cada país corresponde al criterio utilizado por el IMF.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

6.3.4 APERTURA FINANCIERA

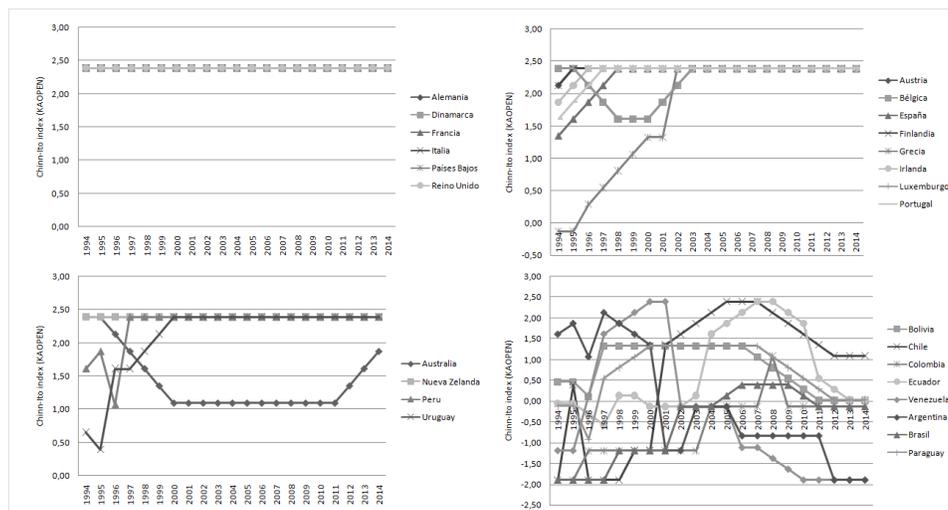
En lo que respecta a características financieras de los países de la muestra en el período 1994 - 2014, el índice KAOPEN elaborado por Chinn, M. y Ito, H. (2006) da cuenta del grado de apertura financiera. El mismo varía entre -1.89 y 2.39 (de mínimo a máximo grado de apertura financiera).²⁹

En la Gráfica 6.3.3 se presenta el índice de Chinn e Ito subdividido en cuatro gráficos. En las gráficas superiores se observa el índice para los países de E-15

²⁹El indicador sintético surge mediante el análisis de componentes principales. El mismo contempla las siguientes características: tipos de cambios múltiples, restricciones en las transacciones en cuenta corriente y en cuenta capital, y transacciones en las exportaciones (Aboal, D., et al., 2008).

y en las gráficas inferiores para los países de Sudamérica y Oceanía. En los países de E-15 se alcanza el máximo valor del índice de apertura financiera de manera temprana, siendo el último en converger al máximo valor Bélgica en el año 2003.³⁰ Por otra parte, en cuanto a países exportadores de commodities, Nueva Zelanda presenta el máximo valor del grado de apertura financiera a lo largo del período considerado, en tanto, Perú y Uruguay alcanzan la liberalización financiera en el año 1997 y 2000, respectivamente. En el resto del conjunto de países exportadores de commodities seleccionados no se alcanza la convergencia del índice y se constata una fuerte dispersión del mismo. Es así que, el índice refleja la existencia de asimetrías del mismo entre países exportadores de commodities y exportadores de manufacturas, siendo asimismo altamente disperso al interior del grupo de países exportadores de commodities.

Gráfica 6.3.3: Índice de apertura financiera de Chinn - Ito (2006), 1994 - 2014



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Chinn e Ito (2006).

³⁰En el caso de Luxemburgo, dada la falta de datos, se emplean los datos de Bélgica

7

Resultados

7.1 TEST DE RAÍZ UNITARIA

Previo 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.

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 (Chu, C.-S., et al., 2002).³¹

El test de raíz unitaria de LLC es aplicado sobre la variable expresada en logaritmo. Como no existe ninguna razón para pensar que el conjunto de las series exhiban una tendencia global, no se considera la opción de la existencia de tendencia temporal en el modelo. 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. En los casos que la variable resultó integrada, se le aplicó el test de raíz unitaria sobre la variable en diferencia, en éste último caso no se testea la constante ni la tendencia.³²

En la Tabla 7.1.1 se presentan los principales resultados del test de raíz unitaria para el panel de países para el período 1994 - 2014. La series de exportaciones (x) y TCR efectivo ($reer$), 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 y 8 períodos,

³¹El test de raíz unitaria de LLC resulta apropiado para un panel de tamaño moderado, entre 10 y 250 individuos (N) y 25 a 250 observaciones temporales (T). Asimismo, para un panel con una dimensión de serie temporal suficientemente grande, es posible aplicar el test de raíz unitaria a cada unidad en el panel por separado (Chu, C.-S., et al., 2002).

³²Los resultados de los test de raíz unitaria se pueden observar de manera detallada en el Anexo C.

$lnvreer_4$ y $lnvreer_{12}$ respectivamente, resultaron estacionarias en el modelo sin constante, $I(0)$, en tanto, cuando se incluye la constante, pasan a ser integradas de primer orden, $I(1)$. Las variables de volatilidad calculada a través de la media móvil del desvío estándar 12 y 24 períodos, $lnvreer_{12}$ y $lnvreer_{24}$ respectivamente, resultaron en el panel estacionarias, $I(0)$, ya que se rechaza la hipótesis nula en favor de la hipótesis alternativa de estacionariedad al 95% de significación.

Tabla 7.1.1: Resultado test de raíz unitaria: Panel

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu		
Número de paneles = 27		
Variable	Orden de integración	
	Serie nivel	Primera diferencia
ln x	$I(1)$	$I(0)$
ln reer	$I(1)$	$I(0)$
lnvreer ₄	$I(0)$ (sin constante)	—
	$I(1)$ (con constante)	$I(0)$
lnvreer ₈	$I(0)$ (sin constante)	—
	$I(1)$ (con constante)	$I(0)$
lnvreer ₁₂	$I(0)$	—
lnvreer ₂₄	$I(0)$	—
ln_garch	$I(1)$	—

Nota: El número de retardos fue seleccionado por el Criterio de Akaike, máx. retardos = 10.

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 7.1.2.

Tabla 7.1.2: Resultado test de raíz unitaria LLC - Panel A y Panel B

Variable	Orden de integración	
	Serie nivel	Primera diferencia
Panel A		
ln x	I(1)	I(0)
ln reer	I(0) (sin constante)	—
	I(1) (con constante)	I(0)
lnvreer4	I(0) (sin constante)	—
	I(1) (con constante)	I(0)
lnvreer8	I(0) (sin constante)	—
	I(1) (con constante)	I(0)
lnvreer12	I(0)	—
lnvreer24	I(0)	—
ln_garch	I(1)	—
Panel B		
ln x	I(1)	I(0)
ln reer	I(1) (sin constante)	I(0)
	I(0) (con constante)	—
lnvreer4	I(0) (sin constante)	—
	I(1) (con constante)	I(0)
lnvreer8	I(0)	—
lnvreer12	I(0)	—
lnvreer24	I(0)	—
ln_garch	I(1)	—

El número de retardos fue seleccionado por el Criterio de Akaike, máx. retardos = 10.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 7.1.3 presenta los resultados del test de raíces unitarias para el conjunto de series común al panel de países. Se analiza el caso de las series de importaciones mundiales (m), el índice de precios de los commodities (no combustibles) ($ic_nonfuel$), y el índice de precio de los combustibles (ic_fuel). 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, $I(1)$.³³

Tabla 7.1.3: Test de raíz unitaria (análisis univariado)

Test de raíz unitaria – Augmented Dickey-Fuller (ADF)				
$H_0 =$ Hay una raíz unitaria				
Variable	Valor estadístico	Rechazo H_0	Valor estadístico	Rechazo H_0
	Serie en nivel	al 95%	Serie en primera diferencia	al 95%
ln m	1.8347 (15 lags)	No	-4.5073 (14 lags)	Sí
ln ic nonfuel	0.5525 (14 lags)	No	-3.8472 (13 lags)	Sí
ln ic fuel	-0.9411 (13 lags)	No	-4.7275 (12 lags)	Sí

Nota: El número de retardos fue determinado de acuerdo con el criterio de Akaike.

El modelo ADF se especificó sin constante, la misma no resultó significativa en todos los casos.

Fuente: Elaboración propia.

³³El análisis univariado de la series temporal de las variables se implementó en el software Eviews.

En el caso de la variable volatilidad condicional del TCR el panel ya no es balanceado, ya que para los 27 países ($N = 27$) no 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 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 Chin, I. (2001) combina los mismos a los efectos de obtener un resultado estadístico para el panel. 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.³⁴

Aquí se emplea el test ADF de raíz unitaria para la volatilidad condicional del TCR, no se incluye tendencia ni media de corte transversal (demean), sin embargo, se incluye en la especificación una constante dado que la media no es cero.

En la Tabla C.o.8 se presentan los resultados del test de raíz unitaria para la volatilidad condicional (expresada en logaritmo), 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 y los procesos IGARCH integrados de primer orden.

7.2 RESULTADO ESTIMACIÓN: PVAR

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

³⁴Chin, I. (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.

manufacturas. Previamente, se estimó el orden de los retardos a considerar en el modelo de acuerdo con el criterio de Andrews, D. y Lu, B. (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. Los tres criterios tienden a favorecer modelos parsimoniosos en el número de retardos, por lo general no involucrando un número mayor a tres. Por lo general el criterio de Akaike arroja un mayor número de retardos en comparación a los otros criterios (Verheyen, F., 2012).

El objetivo principal de este trabajo es investigar el efecto de la volatilidad del TCR en las exportaciones en el período 1994 - 2014 mediante el empleo de la técnica P-VAR desarrollado por Abrigo, M. y Love, I. (2015). Una representación general de la ecuación de las exportaciones, correspondientes al Modelo 1 al 7 de las Tablas 7.2.1-7.2.3, sería:

$$X_{it} = \alpha_1 X_{it-p} + \alpha_2 P_{it-p} + \alpha_3 REER_{it-p} + \alpha_4 V_{it-p} + \beta_1 Y_{it}^* + \beta_2 P_{it}^* + u_i + d_t + e_{it} \quad (7.1)$$

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. X representa a la variable endógena exportaciones, P la variable endógena índice de precios de los commodities (no combustibles), $REER$ la variable endógena TCR -efectivo-, V la variable endógena que mide la volatilidad del TCR. Las variables exógenas Y^* y P^* representan la demanda mundial de bienes e índice de precios de los commodities combustibles, respectivamente. 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 los errores idiosincrásicos. Los coeficientes $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \beta_1$ y β_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.³⁵

A diferencia de los modelos teóricos estándar en esta literatura, aquí se emplea variables explicativas adicionales para explicar la variación de las exportaciones (el índice de precios de los commodities combustibles y no combustibles). Evidencia al respecto se puede encontrar el Kroner, K. y Lastrapes, W. (1993) quienes incorporan la variable costos laborales, y en Hondroyiannis, G., et al. (2008) quienes incorporan la variable explicativa ingresos reales de exportación de las economías exportadoras de combustibles.

7.2.1 PANEL

En la Tabla 7.2.1 se presentan los resultados de la estimaciones panel VAR para la Ecuación 7.1. La misma se realizó para siete especificaciones distintas de la volatilidad del TCR. De forma que, los modelos 1 al 7 varían únicamente en la forma en la cual fue construida la medida de volatilidad. En la primera y segunda ecuación estimada se emplea la volatilidad del TCR calculada a través de la media móvil del desvío estándar 4 períodos de la variable en primera diferencia y en nivel, *dlv4* y *lnvreeer4* respectivamente. En la tercera y cuarta ecuación estimada se emplea la volatilidad del TCR calculada a través de la media móvil del desvío estándar 8 períodos de la variable TCR en primera diferencia y en nivel, *dlv8* y *lnvreeer8* respectivamente. En la quinta y sexta ecuación se emplea la volatilidad del TCR calculada a través de la media móvil del desvío estándar 12 y 24 períodos, *lnvreeer12* y *lnvreeer24* respectivamente. Finalmente, en la séptima especificación se emplea la medida de la volatilidad condicional, *garch*.³⁶

³⁵Se consideró la transformación logarítmica de las variables y la primera diferencia en caso de variables integradas de primer orden.

³⁶Dado 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.

A partir de los resultados obtenidos para los diferentes modelos, resumidos en la Tabla 7.2.1, se pueden señalar tres comentarios relevantes. En primer lugar, referidos a las variables explicativas endógenas retardadas, las exportaciones resultaron significativas al 1%. En tanto, el índice de precios de los commodities (no combustibles) lo hizo al 5% de significación. 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. Por otra parte, tanto el TCR como la volatilidad del TCR no resultaron significativas independientemente del modelo al 5% de significación. Excepcionalmente, la volatilidad calculada a través de la media móvil 24 períodos resultó significativa al 10%, pero el resultado no es coherente con la teoría dado que el efecto presenta signo opuesto de un período a otro sobre las exportaciones. Ello se atribuye a que la medida de volatilidad que emplea la media móvil del desvío estándar 24 períodos considera un horizonte de baja variabilidad, por lo cual, la serie resulta más suavizada y alineada a la evolución del TCR, lo que podría estar generando problemas de colinealidad.

En segundo lugar, en cuanto a las variables exógenas, la variable demanda mundial resultó significativa al 1% y con signo 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. El índice de precios de los combustibles no resultó significativo.

En tercer lugar, se intervino los modelos con un shock global temporal que afecta a todos los países del panel en el mismo período de tiempo, se introduce en Agosto del año 2008, y refleja la crisis financiera internacional. El mismo resultó significativo al 5% y con signo negativo para los diferentes modelos. Ello se traduce en un efecto adverso sobre las exportaciones.³⁷

³⁷La intervención temporal se realizó de forma "atípico aditivo", dado que los modelos están especificados con las variables en primera diferencia, el mismo corresponde a un "salto de nivel" en un modelo especificado con variables en nivel.

Tabla 7.2.1: Resultados de la estimación: Panel

Variable	Coefficient (Std. Err.)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Equation: dx							
	dlv4	Invreer4	dlv8	Invreer8	Invreer12	Invreer24	garch
L.dx	-0.3432*** (0.0147)	-0.3421*** (0.0147)	-0.3443*** (0.0147)	-0.3438*** (0.0147)	-0.3330*** (0.0148)	-0.3337*** (0.0153)	-0.3401*** (0.0146)
L2.dx	-0.1688*** (0.0122)	-0.1672*** (0.0122)	-0.1710*** (0.0120)	-0.1703*** (0.0120)	-0.1664*** (0.0121)	-0.1710*** (0.0124)	-0.1697*** (0.0121)
L.dreer	-0.0100 (0.0535)	0.0112 (0.0572)	-0.0210 (0.0535)	-0.0184 (0.0558)	0.0096 (0.0551)	0.0109 (0.0549)	-0.0021 (0.0542)
L2.dreer	-0.0425 (0.0552)	-0.0332 (0.0564)	-0.0596 (0.0548)	-0.0639 (0.0563)	-0.0722 (0.0569)	-0.0757 (0.0569)	-0.0482 (0.0561)
L.dln_ic_nonfuel	0.1100** (0.0470)	0.1094** (0.0469)	0.1064** (0.0473)	0.1018** (0.0473)	0.1133** (0.0472)	0.1241*** (0.0477)	0.1104** (0.0468)
L2.dln_ic_nonfuel	0.2673*** (0.0495)	0.2717*** (0.0496)	0.2571*** (0.0496)	0.2577*** (0.0497)	0.2656*** (0.0495)	0.2413*** (0.0501)	0.2670*** (0.0493)
L.Vol	-0.2571* (0.1468)	-0.1986 (0.1625)	-0.1623 (0.1962)	-0.3320 (0.2131)	0.0029 (0.3859)	-0.8697* (0.5260)	0.0067 (0.0103)
L2.Vol	-0.2051 (0.1942)	0.3644** (0.1631)	-0.4704* (0.2649)	0.1482 (0.2209)	-0.0519 (0.3916)	0.9878* (0.5041)	0.0044 (0.0104)
dm	0.8760*** (0.0220)	0.8750*** (0.0220)	0.8754*** (0.0222)	0.8729*** (0.0221)	0.8746*** (0.0223)	0.8854*** (0.0232)	0.8732*** (0.0219)
dln_ic_fuel	0.0287 (0.0198)	0.0309 (0.0197)	0.0295 (0.0197)	0.0316 (0.0196)	0.0220 (0.0196)	0.0196 (0.0198)	0.0257 (0.0200)
ao2008o8	-0.0676** (0.0298)	-0.0694** (0.0295)	-0.0715** (0.0295)	-0.0697** (0.0296)	-0.0730** (0.0296)	-0.0708** (0.0295)	-0.0710** (0.0295)
No. of Obs.	6588	6615	6480	6507	6399	6075	6658
No. of panels	27	27	27	27	27	27	27
Ave. no. of T	244.000	245.000	240.000	241.000	237.000	225.000	246.593

Significance levels: * : 10% ** : 5% *** : 1%

Dado que no se obtienen resultados significativos para explicar el vínculo entre las exportaciones y la volatilidad del TCR 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 7.1, teniendo en cuenta las diferentes medidas de volatilidad cambiaria.

7.2.2 PANEL A: PAÍSES EXPORTADORES DE COMMODITIES

En la Tabla 7.2.2 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 7). 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 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 7). 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, C. y Bohara, A. (2001), Hall, S., et al. (2010) y MacDonald, R. y Vilela, F. (2016). El resultado que a priori resulta contra intuitivo, se fundamenta teóricamente en Sercu, P. (1992) y Broll, U. y Eckwert, B. (1999) y empíricamente en De Grauwe, P. (1988). Al respecto, en Grier, K. y Smallwood, A. (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 (ver Tabla 5.1.6), 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 7.2.2: Resultados de la estimación: Panel países exportadores commodities

Variable	Coefficient (Std. Err.)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Equation 1: dx								
L.dx		dlv4 -0.2612*** (0.0233)	lnvreeer4 -0.2598*** (0.0233)	dlvs -0.2632*** (0.0235)	lnvreeer8 -0.2769*** (0.0236)	lnvreeer12 -0.2541*** (0.0237)	lnvreeer24 -0.2541*** (0.0247)	garch -0.2590*** (0.0234)
L2.dx		-0.0637*** (0.0205)	-0.0612*** (0.0205)	-0.0673*** (0.0201)	-0.0883*** (0.0217)	-0.0681*** (0.0207)	-0.0732*** (0.0210)	-0.0643*** (0.0204)
L3.dx		—	—	—	-0.0349* (0.0201)	—	—	—
L.dreer		-0.0586 (0.0605)	-0.0408 (0.0629)	-0.0678 (0.0608)	-0.0837 (0.0614)	-0.0393 (0.0622)	-0.0341 (0.0624)	-0.0503 (0.0621)
L2.dreer		-0.0685 (0.0590)	-0.0615 (0.0594)	-0.0828 (0.0586)	-0.0772 (0.0621)	-0.1000 (0.0619)	-0.1005 (0.0616)	-0.0655 (0.0613)
L3.dreer		—	—	—	-0.0479 (0.0589)	—	—	—
L.dln_ic_nonfuel		0.2149*** (0.0784)	0.2124*** (0.0783)	0.1889** (0.0791)	0.1765** (0.0796)	0.1942** (0.0791)	0.2120*** (0.0796)	0.2306*** (0.0782)
L2.dln_ic_nonfuel		0.3101*** (0.0806)	0.3126*** (0.0807)	0.3097*** (0.0807)	0.2150** (0.0836)	0.3164*** (0.0813)	0.2933*** (0.0820)	0.3277*** (0.0803)
L3.dln_ic_nonfuel		—	—	—	0.3016*** (0.0769)	—	—	—
L.Vol		-0.3061* (0.1564)	-0.2890* (0.1685)	-0.2858 (0.2137)	-0.4108* (0.2206)	-0.0790 (0.3895)	-0.7756 (0.5160)	0.0230** (0.0111)
L2.Vol		-0.2341 (0.1959)	0.3779** (0.1712)	-0.4017 (0.2553)	-0.0650 (0.3536)	-0.0106 (0.3999)	0.8577* (0.4968)	0.0214** (0.0108)
L3.Vol		—	—	—	0.2834 (0.2724)	—	—	—
dm		0.5595*** (0.0361)	0.5582*** (0.0360)	0.5687*** (0.0364)	0.5644*** (0.0368)	0.5716*** (0.0368)	0.5665*** (0.0380)	0.5544*** (0.0359)
dln_ic_fuel		0.1119*** (0.0330)	0.1127*** (0.0329)	0.1173*** (0.0329)	0.1239*** (0.0326)	0.1136*** (0.0331)	0.1158*** (0.0334)	0.1178*** (0.0334)
a0200808		0.0191 (0.0253)	0.0162 (0.0249)	0.0137 (0.0247)	0.0257 (0.0251)	0.0138 (0.0244)	0.0148 (0.0243)	0.0114 (0.0238)
No. of Obs.		2928	2940	2880	2880	2844	2700	2959
No. of panels		12	12	12	12	12	12	12
Ave. no. of T		244.000	245.000	240.000	240.000	237.000	225.000	246.583

Significance levels : * : 10% ** : 5% *** : 1%

7.2.3 PANEL B: PAÍSES EXPORTADORES DE MANUFACTURAS

En la Tabla 7.2.3 se presentan los resultados de las estimaciones de la Ecuación 7.1 para el panel de países exportadores de manufacturas considerando diversas medidas de volatilidad cambiaria (modelo 1 al 7). 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 éstas economías.

En lo que respecta al TCR sólo resultó significativo el primer retardo para los modelo 1 al 7, con la excepción del modelo 3, donde todos los retardos resultaron significativos. 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, B., 1964 y Samuelson, P., 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 TCR 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 TCR resultó con coeficiente negativo y significativo al 5% cuando se empleó una especificación de varianza condicional para su modelización (modelo 7). 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, A. (1993), Arize, A. (1997), Verheyen, F. (2012) y Situ, J. (2015). Particularmente, en Verheyen, F. (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 Hondroyiannis, G., 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 Hondroyiannis, G., 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 7.2.3: Resultados de la estimación: Panel países exportadores manufacturas

Variable	Coefficient (Std. Err.)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Equation 1: dx								
L.dx	dlv4	-0.4141*** (0.0176)	lnvreeer4 -0.4133*** (0.0174)	dlv8 -0.4945*** (0.0200)	lnvreeer8 -0.4127*** (0.0173)	lnvreeer12 -0.4030*** (0.0174)	lnvreeer24 -0.4044*** (0.0179)	garch -0.4115*** (0.0172)
L2.dx		-0.2498*** (0.0158)	-0.2471*** (0.0157)	-0.3648*** (0.0207)	-0.2485*** (0.0156)	-0.2405*** (0.0155)	-0.2428*** (0.0160)	-0.2486*** (0.0154)
L3.dx		—	—	-0.2215*** (0.0166)	—	—	—	—
L.dreer		0.6982*** (0.1698)	0.6963*** (0.1649)	0.7487*** (0.1625)	0.6786*** (0.1707)	0.7552*** (0.1682)	0.7712*** (0.1715)	0.6301*** (0.1726)
L2.dreer		0.2012 (0.1597)	0.2457 (0.1607)	0.4930*** (0.1712)	0.2352 (0.1642)	0.1650 (0.1559)	0.1193 (0.1574)	0.1887 (0.1614)
L3.dreer		—	—	-0.3627* (0.1882)	—	—	—	—
L.dln_ic_nonfuel		-0.0117 (0.0533)	-0.0097 (0.0538)	0.0997* (0.0538)	-0.0007 (0.0547)	0.0067 (0.0538)	0.0067 (0.0544)	-0.0339 (0.0538)
L2.dln_ic_nonfuel		0.2152*** (0.0594)	0.2372*** (0.0603)	0.2717*** (0.0634)	0.2053*** (0.0605)	0.2205*** (0.0593)	0.1930*** (0.0600)	0.1917*** (0.0596)
L3.dln_ic_nonfuel		—	—	-0.0446 (0.0618)	—	—	—	—
L.Vol		-0.1750 (0.7480)	0.5415 (0.8611)	2.0857** (1.0407)	1.6937 (1.0915)	4.5402** (2.3001)	0.6745 (2.4452)	-0.0542** (0.0249)
L2.Vol		1.7798** (0.7974)	0.5731 (0.7373)	0.5104 (1.2047)	-1.1393 (1.0493)	-3.8498* (2.2482)	0.2611 (2.1218)	-0.0924*** (0.0261)
L3.Vol		—	—	2.2065 (1.3658)	—	—	—	—
dm		1.1241*** (0.0254)	1.1230*** (0.0252)	1.0729*** (0.0258)	1.1123*** (0.0253)	1.1121*** (0.0254)	1.1352*** (0.0266)	1.1129*** (0.0251)
dln_ic_fuel		-0.0376* (0.0223)	-0.0338 (0.0227)	-0.0644*** (0.0223)	-0.0440* (0.0225)	-0.0567** (0.0223)	-0.0635*** (0.0221)	-0.0529** (0.0226)
a0200808		-0.1372*** (0.0346)	-0.1372*** (0.0352)	-0.1746*** (0.0343)	-0.1448*** (0.0344)	-0.1632*** (0.0351)	-0.1413*** (0.0345)	-0.1418*** (0.0345)
No. of Obs.		3660	3675	3585	3615	3555	3375	3699
No. of panels		15	15	15	15	15	15	15
Ave. no. of T		244.000	245.000	239.000	241.000	237.000	225.000	246.600

Significance levels : * : 10% ** : 5% *** : 1%

En términos generales, a partir de las estimaciones presentadas en las Tablas 7.2.1 a la 7.2.3 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. Este resultado está en línea con la literatura teórica y empírica. En cuanto a la magnitud del coeficiente de la variable demanda mundial en el modelo 7 del panel A y panel B, respectivamente, resulta ser la variable más importante para explicar la variación de las exportaciones.

En lo que refiere a los retardos de la variable endógena índice de precios de los commodities (no combustibles), para los modelos 1 al 7, la misma resultó significativa al 5% en el panel de países exportadores de commodities y en el panel conjunto. 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 TCR 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 TCR 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 TCR 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 TCR 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.

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, R. (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.

7.2.4 TEST DE POST-ESTIMACIONES

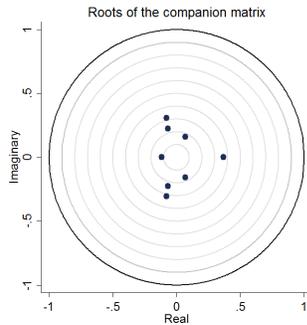
Dado los resultados obtenidos en la estimación panel VAR, la especificación de interés resultó ser el Modelo 7 del panel de países exportadores de commodities (panel A) y del panel de países exportadores de manufacturas (panel B) (ver Tabla 7.2.2 y Tabla 7.2.3 respectivamente). En el Modelo 7, en ambos casos, se emplea la volatilidad condicional del TCR 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 los siguientes gráficos confirman que se satisface la condición de estabilidad.³⁸

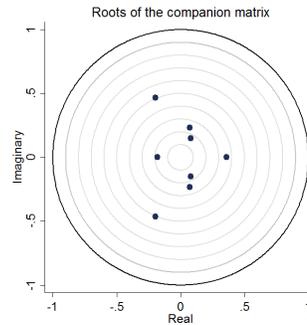
³⁸Los valores se detallan en la Tabla D.2.1 y la Tabla D.2.2 del apartado del Anexo D.2.

Gráfica 7.2.1: Condición de estabilidad de los eigenvalue:
Panel A



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 7.2.2: Condición de estabilidad de los eigenvalue:
Panel B



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, C. (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 7.2.4 se presentan los resultados del test de causalidad de Granger para el panel A y panel B.

Tabla 7.2.4: Test de causalidad de Granger (Wald)

Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable			
Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable			
		Panel A	Panel B
Equation	Excluded	Chi2(df=2)	Chi2(df=2)
x	reer	2.006	16.998***
	ic_nonfuel	34.324***	10.489***
	garch	7.703**	18.089***
	ALL	40.753***	50.296***
reer	x	0.041	1.884
	ic_nonfuel	0.742	1.804
	garch	1.716	1.118
	ALL	2.520	5.547
ic_nonfuel	x	2.483	25.532***
	reer	2.204	0.722
	garch	0.521	19.431***
	ALL	5.767	43.691***
garch	x	1.859	3.271
	reer	7.994**	3.521
	ic_nonfuel	4.107	5.092*
	ALL	13.826**	11.583*

Notas: Rechazo de 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 TCR 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 TCR causan en el sentido de Granger a las exportaciones. También se cumple que el TCR causa en el sentido de Granger a la volatilidad del TCR. No se encuentran otras relaciones causales significativas en el

sentido de Granger.

En relación al panel B el TCR, el índice de precios de los commodities (no combustibles) y la volatilidad del TCR 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. 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 (x) ante un impulso o shock ortogonal, de magnitud de un desvío estándar, de la propia variable (x), el TCR ($reer$), el índice de precios de los alimentos ($ic_nonfuel$) y la volatilidad del TCR ($garch$).³⁹ Se considera la respuesta de las exportaciones para un período de doce meses (1 año). La banda que contiene a la función impulso respuesta corresponde a la región de confianza al 95%.⁴⁰ 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: $IC_NONFUEL \rightarrow GARCH \rightarrow REER \rightarrow X$,

Panel B: $GARCH \rightarrow REER \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow X$.

En el panel A, en primer lugar, el índice de precios de los commodities constituye la variable más importante que toman en cuenta dichas economías para comerciar con el exterior, en segundo lugar, aparece la dispersión del TCR, es decir

³⁹En todos los casos se trata de la primera diferencia del logaritmo de la variable.

⁴⁰Los intervalos de confianza fueron generados a través de 1000 simulaciones de Monte Carlos de una aproximación Gaussiana.

la volatilidad condicional del TCR, ya que la misma representa la incertidumbre ante los movimientos inesperados del TCR, en tercer lugar, el TCR como medida de la competitividad de la economía frente a sus principales socios comerciales. En el panel B la principal variable es la volatilidad cambiaria, en segundo lugar el TCR, y finalmente el índice de precios de los commodities (no combustibles) producto que es la variable menos relevante en la decisión de dichas economías para exportar.⁴¹

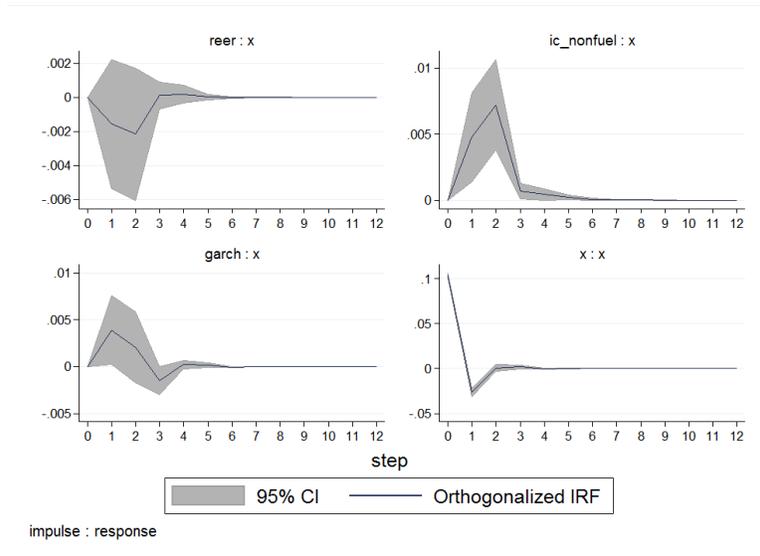
En la Gráfica 7.2.3 y la Gráfica 7.2.4 se presentan las IRF para el panel A y panel B, respectivamente. Ello permite comparar que sucede en ambos casos ante shocks macroeconómicos de la magnitud de una desviación estándar. En todos los casos, al final de los doce períodos se converge a 0. En lo que refiere al panel A y la respuesta de las exportaciones, resultó significativa y positiva frente a un shock del índice de precios de los commodities, en tanto, la volatilidad condicional del TCR no resultó significativa al igual que el TCR. En el caso del panel B, el TCR tiene un impacto inicial significativo y positivo en las exportaciones en el primer período. La volatilidad condicional del TCR y el índice de precios de los commodities inicialmente no resultan significativas, sin embargo, en el segundo período si lo hicieron, la primera con signo negativo y la segunda con signo positivo.

Específicamente, en la Gráfica 7.2.3 y la Gráfica 7.2.4 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 1) de las exportaciones de 0.48% y -0.07%, respectivamente; ii) TCR genera una respuesta en el período 1 de las exportaciones de -0.16% y 0.55%, respectivamente; iii) volatilidad condicional del TCR genera una respuesta inicial de las exportaciones de 0.39% y -0.39%, respectivamente.⁴²

⁴¹Dado el supuesto inicial del orden recursivo, en la Sección 7.2.5 se examinan los resultados ante cambios en el orden de las variables.

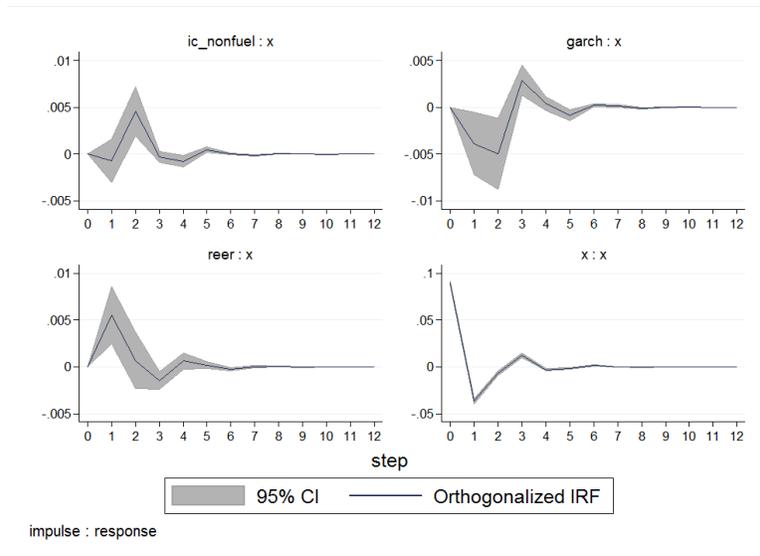
⁴²En la Tabla D.3.1 y la Tabla D.3.2 del Anexo D se presentan los detalles de las magnitudes de la IRF -caso 0-.

Gráfica 7.2.3: Función impulso respuesta - Panel A (variables endógenas)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 7.2.4: Función impulso respuesta - Panel B (variables endógenas)

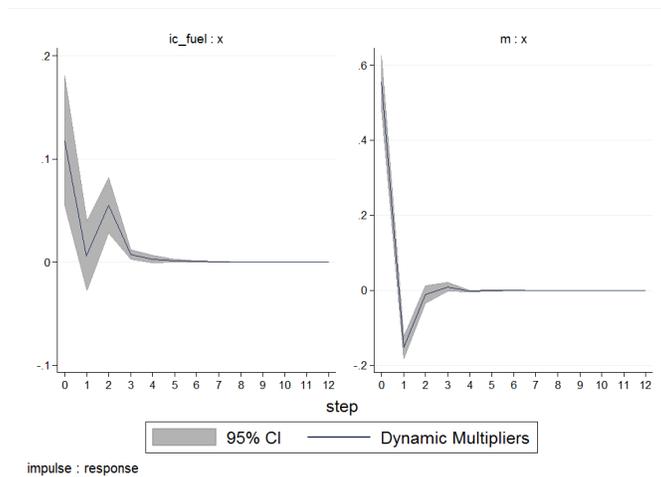


Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, la metodología PVAR (Abrigo, M. y Love, I., 2015) permite

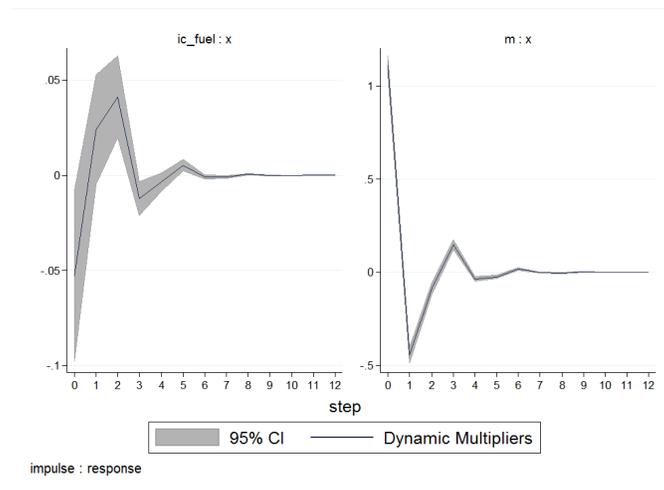
en la IRF simular un shock (de magnitud de un aumento unitario) de la variable exógena sobre la variable endógena de interés. Los resultados se pueden observar en la Gráfica 7.2.5 y la Gráfica 7.2.6. Un impulso de la variable exógena demanda mundial, tanto en el panel A, como en el panel B, genera una 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 (ver Anexo D, Gráfico D.3.3 y Gráfico D.3.4).

Gráfica 7.2.5: Función impulso respuesta - Panel A (variables exógenas)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 7.2.6: Función impulso respuesta - Panel B (variables exógenas)



Fuente: Elaboración propia.

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN

La Tabla 7.2.5 presenta la estimación de la descomposición de la varianza del error de predicción para el panel A y el panel B para un horizonte de 12 períodos (mensual). En ambos casos se puede observar la contribución de las innovaciones del índice de precios de los commodities (no combustibles), la volatilidad condicional del TCR, y el TCR, 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 TCR.

Tabla 7.2.5: Descomposición de la varianza del error de predicción

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable				
	x	x	ic_nonfuel	garch	reer
Panel A: Países commodities exportadores					
0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0
2	.9965	.0020	.0013	.0002	
3	.9913	.0064	.0017	.0006	
4	.9910	.0065	.0019	.0006	
5	.9910	.0065	.0019	.0006	
6	.9910	.0065	.0019	.0006	
7	.9910	.0065	.0019	.0006	
8	.9910	.0065	.0019	.0006	
9	.9910	.0065	.0019	.0006	
10	.9910	.0065	.0019	.0006	
11	.9910	.0065	.0019	.0006	
12	.9910	.0065	.0019	.0006	
Panel B: Países manufacturas exportadores					
0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0
2	.9951	.0001	.0016	.0032	
3	.9903	.0022	.0042	.0033	
4	.9894	.0022	.0050	.0034	
5	.9893	.0022	.0050	.0035	
6	.9892	.0023	.0051	.0035	
7	.9892	.0023	.0051	.0035	
8	.9892	.0023	.0051	.0035	
9	.9892	.0023	.0051	.0035	
10	.9892	.0023	.0051	.0035	
11	.9892	.0023	.0051	.0035	
12	.9892	.0023	.0051	.0035	

Nota: Se utilizó la primera diferencia del logaritmo de las variables.

Fuente: Elaboración propia.

7.2.5 ROBUSTEZ

Para analizar la sensibilidad de los resultados obtenidos en el modelo principal se aplican diferentes test de robustez. Siguiendo a Grossmann, A., 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 (o) el de referencia:

- (o) Panel A: $IC_NONFUEL \rightarrow GARCH \rightarrow REER \rightarrow X$
Panel B: $GARCH \rightarrow REER \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow X$
- (1) Panel A: $IC_NONFUEL \rightarrow REER \rightarrow GARCH \rightarrow X$
Panel B: $GARCH \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow REER \rightarrow X$
- (2) Panel A: $GARCH \rightarrow REER \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow X$
Panel B: $REER \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow GARCH \rightarrow X$
- (3) Panel A: $GARCH \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow REER \rightarrow X$
Panel B: $REER \rightarrow GARCH \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow X$
- (4) Panel A: $REER \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow GARCH \rightarrow X$
Panel B: $IC_NONFUEL \rightarrow GARCH \rightarrow REER \rightarrow X$
- (5) Panel A: $REER \rightarrow GARCH \rightarrow IC_NONFUEL \rightarrow X$
Panel B: $IC_NONFUEL \rightarrow REER \rightarrow GARCH \rightarrow X$

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 (o), lo cual indica que los resultados obtenidos no son sensibles al

orden de Cholesky utilizado (ver Anexo D.3). Adicionalmente, en la Tabla 7.2.6 se observan los resultados de la FEVD para las diferentes alternativas, los mismos no se ven alterados independientemente del orden considerado.

Tabla 7.2.6: Robustez: Descomposición de la varianza del error de predicción

Cholesky order	Response variable and Forecast horizon		Impulse variable		
	x	x	ic_nonfuel	garch	reer
Panel A: Países commodities exportadores					
(0)	12	.9910	.0065	.0019	.0006
(1)	12	.9910	.0065	.0019	.0006
(2)	12	.9910	.0065	.0019	.0006
(3)	12	.9910	.0065	.0019	.0006
(4)	12	.9910	.0065	.0019	.0006
(5)	12	.9910	.0065	.0019	.0006
Panel B: Países manufacturas exportadores					
(0)	12	.9892	.0049	.0037	.0023
(1)	12	.9892	.0049	.0037	.0023
(2)	12	.9892	.0049	.0037	.0023
(3)	12	.9892	.0049	.0037	.0023
(4)	12	.9892	.0049	.0037	.0023
(5)	12	.9892	.0049	.0037	.0023

Nota: Sólo se presenta información del período 12, no registrándose alteraciones desde períodos previos. Se utilizó la primera diferencia del logaritmo de las variables.

Fuente: Elaboración propia.

IRF ACUMULADA

Siguiendo a Grossmann, et al. (2014) se incorpora al análisis de robustez la IRF acumulada. Se considera únicamente la respuesta acumulada de las exportaciones ante un shock ortogonal de las variables explicativas. La banda que contiene a la IRF acumulada corresponde al intervalo de confianza a un nivel de significación del 5%. Se concluye que la IRF acumulada está en línea con los resultados obtenidos

en este trabajo. Las mismas se puede observar en el Anexo D en la Gráfica D.3.1 y la Gráfica D.3.2.

ROBUSTEZ: 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 7 de la Tabla 7.2.2 y Tabla 7.2.3, respectivamente). El mismo se corresponde al modelo 1 de la Tabla 7.2.7 y Tabla 7.2.8, 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 (ver Anexo B), en el modelo 3 se excluye el shock temporal, en el modelo 4 se incorpora la variable exógena apertura comercial y en el modelo 6 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 7.2.7. 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 7.2.7: Robustez - Panel A

Variable	Coefficient (Std. Err.)				
Equation: dx	(1) Base	(2) PIB	(3) d	(4) Open	(5) FMI
L.dx	-0.2590*** (0.0234)	-0.2981*** (0.0240)	-0.2590*** (0.0233)	-0.2594*** (0.0234)	-0.2459*** (0.0256)
L2.dx	-0.0643*** (0.0204)	-0.1014*** (0.0213)	-0.0645*** (0.0204)	-0.0648*** (0.0204)	-0.0720*** (0.0221)
L.dln_ic_nonfuel	0.2306*** (0.0782)	0.4265*** (0.0837)	0.2315*** (0.0781)	0.2304*** (0.0781)	0.2429*** (0.0880)
L2.dln_ic_nonfuel	0.3277*** (0.0803)	0.5089*** (0.0822)	0.3299*** (0.0800)	0.3278*** (0.0803)	0.3450*** (0.0915)
L.dln_garch	0.0230** (0.0111)	0.0271** (0.0116)	0.0230** (0.0111)	0.0229** (0.0111)	0.0237** (0.0112)
L2.dln_garch	0.0214** (0.0108)	0.0170 (0.0112)	0.0215** (0.0108)	0.0213** (0.0108)	0.0219** (0.0109)
L.dreer	-0.0503 (0.0621)	-0.0347 (0.0691)	-0.0504 (0.0622)	-0.0485 (0.0629)	-0.0554 (0.0660)
L2.dreer	-0.0655 (0.0613)	-0.0923 (0.0697)	-0.0655 (0.0613)	-0.0640 (0.0615)	-0.0600 (0.0642)
dm	0.5544*** (0.0359)	—	0.5529*** (0.0355)	0.5532*** (0.0360)	0.5575*** (0.0411)
dln_pib	—	0.9204** (0.4644)	—	—	—
dln_ic_fuel	0.1178*** (0.0334)	0.1631*** (0.0362)	0.1160*** (0.0328)	0.1161*** (0.0341)	0.1281*** (0.0384)
ao2008o8	0.0114 (0.0238)	-0.0524** (0.0238)	—	0.0120 (0.0239)	0.0025 (0.0267)
ln_TradeinGDP	—	—	—	-0.0124 (0.0377)	—
<i>No. of Obs.</i>	2959	2959	2959	2959	2959
<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

Significance levels : * : 10% ** : 5% *** : 1%

La Tabla 7.2.8 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 si 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.⁴³

⁴³En todos los modelos se chequeo la condición de estabilidad, todos resultaron estables.

Tabla 7.2.8: Robustez - Panel B

Variable	Coefficient (Std. Err.)				
Equation: dx	(1) Base	(2) PIB	(3) d	(4) Open	(5) FMI
L.dx	-0.4115*** (0.0172)	-0.5027*** (0.0212)	-0.4110*** (0.0171)	-0.4132*** (0.0171)	-0.4113*** (0.0164)
L2.dx	-0.2486*** (0.0154)	-0.3488*** (0.0183)	-0.2475*** (0.0155)	-0.2507*** (0.0154)	-0.2302*** (0.0145)
L.dln_ic_nonfuel	-0.0339 (0.0538)	0.2777*** (0.0709)	-0.0434 (0.0540)	-0.0420 (0.0536)	-0.0125 (0.0516)
L2.dln_ic_nonfuel	0.1917*** (0.0596)	0.5603*** (0.0716)	0.1645*** (0.0600)	0.1849*** (0.0601)	0.2081*** (0.0565)
L.dln_garch	-0.0542** (0.0249)	-0.0494* (0.0272)	-0.0494** (0.0249)	-0.0553** (0.0250)	-0.0482** (0.0240)
L2.dln_garch	-0.0924*** (0.0261)	-0.1451*** (0.0313)	-0.0905*** (0.0261)	-0.0934*** (0.0260)	-0.0940*** (0.0252)
L.dreer	0.6301*** (0.1726)	0.6521*** (0.1983)	0.6259*** (0.1729)	0.6479*** (0.1714)	0.4211*** (0.1258)
L2.dreer	0.1887 (0.1614)	0.1014 (0.1877)	0.2126 (0.1620)	0.1971 (0.1607)	0.0263 (0.1229)
dm	1.1129*** (0.0251)	—	1.1323*** (0.0256)	1.1074*** (0.0256)	1.0435*** (0.0236)
dln_pib	—	0.2859 (0.4173)	—	—	—
dln_ic_fuel	-0.0529** (0.0226)	-0.0030 (0.0301)	-0.0304 (0.0233)	-0.0586*** (0.0227)	-0.0405* (0.0213)
ao2008o8	-0.1418*** (0.0345)	-0.2583*** (0.0332)	—	-0.1430*** (0.0343)	-0.1202*** (0.0357)
ln_TradeinGDP	—	—	—	-0.0329** (0.0154)	—
<i>No. of Obs.</i>	3699	3699	3699	3699	3699
<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

Significance levels : * : 10% ** : 5% *** : 1%

8

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, I. y Zicchino, L. (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.

8.1 AGENDA FUTURA Y LIMITACIONES

- Realizar un análisis similar a Love, I. y Zicchino, L. (2006) y Grossman, G. et al. (2014) para indagar si existen diferencias significativas en la IRF entre los países exportadores de commodities y países exportadores de manufacturas.
- Realizar un análisis de robustez considerando un deflactor alternativo al índice de precios al consumo de los Estados Unidos, por ejemplo, el índice de precios de las exportaciones.
- Profundizar en la construcción de la variable proxy de la demanda mundial. Los resultados muestran que la demanda mundial es la variable más importante para explicar la evolución de las exportaciones, por tanto, debería ser necesario mejorar la estimación de dicha variable.
- Profundizar en la literatura teórica de la volatilidad condicional para continuar incorporando elementos al análisis empírico macroeconómico, por ejemplo, el empleo de los procesos GARCH multivariados.
- Discutir la posibilidad de estimar el modelo por efectos aleatorios para no solo explicar la variación "within" de las exportaciones sino también la variación "between", y por ende la global.
- Realizar un análisis de robustez temporal, por ejemplo: trimestral y anual. Aquí sólo se utiliza una alta frecuencia de los datos (mensual).
- Introducir en el modelo variables de mercados financieros e institucionales.

Referencias

- Aboal, D., Lanzilotta, B. & Perera, M., 2008. Integración financiera en el MERCOSUR. In: Fanelli, J. (Org). MERCOSUR: integración y profundización de los mercados financieros. Red MERCOSUR, pp. 215 – 239.
- 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*, vol. 9, pp. 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*, vol. 101(1), pp. 123 – 164.
- Arellano, M. & Bover, O., 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 29 - 51.
- Arize, A., 1997. Conditional exchange rate volatility and the volume of foreign trade: Evidence from seven industrialized countries. *Southern Economic Journal*, vol. 64(1), pp. 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*, vol. 22(2-3), pp. 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*, vol. 17, pp. 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, pp. 1 – 90.
- Asteriou, D., Masatci, K. & Pilbeam, K., 2016. Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries. *Economic Modelling*, vol. 58, pp. 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*, vol. 25 (2), pp. 127 – 155.
- Bahmani-Oskooee, M. & Hegerty, S., 2007. Exchange rate volatility and trade flows: A review article. *Journal of Economic Studies*, vol. 34(3), pp. 211 – 255.
- Balassa, B., 1964. The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, vol. 72(6), pp. 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*, vol. 19(1), pp. 1 – 23.
- Berdiev, A. & Saunoris, J., 2016. Financial development and the shadow economy: A panel VAR analysis. *Economic Modelling*, vol. 57, pp. 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*, vol. 31, pp. 307 – 327.
- Bollerslev, T., Chou, R. & Kroner, K., 1992. ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, vol. 52(1 – 2), pp. 5 – 59.
- Bollerslev, T. & Engle, R., 1986. Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, vol. 5(1), pp. 1 – 50.
- Broll, U. & Eckwert, B., 1999. Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, vol. 66(1), pp. 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, vol. 32, pp. 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*, vol. 55, pp. 1337 – 1352.
- Chinn, M. & Ito, H., 2006. What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of Development Economics*, vol. 81(1), pp. 163 – 192.
- Choi, I., 2001. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, pp. 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*, vol. 108, pp. 1 – 24.
- Clark, P., 1973. Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Western Economic Journal*, vol. 6(3), pp. 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*, vol. 42(20), pp. 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, vol. 75(4), pp. 700 – 706.
- Cushman, D., 1983. The effects of real exchange rate risk on international trade. *Journal of International Economics*, MIT Press, vol. 15(1), pp. 45 – 63.
- De Grauwe, P., 1988. Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *IMF Staff Papers*, vol. 35(1), pp. 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, pp. 1 – 25.
- Engle, R., 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, vol. 50(4), pp. 987 – 1008.
- Ethier, W., 1973. International trade and the forward exchange market. *American Economic Review*, vol. 63(3), pp. 494 - 503.
- Europa.eu., 2016. Europa Qué es la UE. [online] Available at: [http :
//europa.eu/about – eu/basic – information/about/index_e.s.htm](http://europa.eu/about-eu/basic-information/about/index.es.htm).
- 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*, vol. 32, pp. 475 – 512.
- Granger, C., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, vol. 37, pp. 424 – 438.
- Grier, K. & Smallwood, A., 2007. Uncertainty and export performance: Evidence from 18 countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39(4), pp. 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*, vol. 33, pp. 1 – 27.
- 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*, vol. 27, pp. 1514 – 1521.
- Hansen, L., 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, vol. 50(4), pp. 1029 – 1054.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H., 1988. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, vol. 56(6), pp. 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*, vol. 144(1), pp. 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, vol. 8(4), pp. 483 – 511.
- IMF, 2015. World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices. Washington (October). Chapter 2.
- Judson, Ruth A. & Owen, A., 1999. Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists, *Economics Letters*, vol. 65(1), pp. 9 – 15.
- Kandilov, I., 2008. The effects of exchange rate volatility on agricultural trade. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 90 (4), pp. 1028 – 1043.
- Kenen, P. & Rodrik, D., 1986. Measuring and analyzing the effects of shortterm volatility in real exchange rates. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 68 (2), pp. 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*, vol. 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*, vol. 12, pp. 298 – 318.
- Krugman, P., Obstfeld, M. & Melitz, M., 2012. *International Economics: Theory & Policy (9th Edition)*. Pearson.
- 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*, vol 28, pp. 158 – 181.
- Love, I. & Zicchino, L., 2006. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, pp. 190 – 210.
- MacDonald, R. & Vilela, F., 2016. Exchange rate volatility and exports: A panel data analysis. *Journal of Economic Studies*, vol. 43(2), pp. 203 – 221.
- McKenzie, M., 1999. The impact of exchange–rate volatility on international trade flows. *Journal of Economic Surveys*, vol. 13, pp. 71 – 106.
- Miranda, R. & Mordecki, G., 2015. Real exchange rate volatility impact on exports: A comparative study 1990 – 2013. *Documentos de Trabajo (working papers) 15-18*, Instituto de Economía – IECON, pp. 1 – 47.
- Nelson, D., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, vol. 59(2), pp. 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.
- Novales, A. (2016). Modelos vectoriales autorregresivos (VAR). Universidad Complutense, pp. 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*, vol. 3 (1), pp. 85 – 102.
- Samuelson, P., 1964. Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, vol. 46(2), pp. 145 – 154.
- Sauer, C., & Bohara, A., 2001. Exchange rate volatility and exports: Regional differences between developing and industrialized countries. *Review of International Economics*, vol. 9 (1), pp. 133 – 152.

- Savvides, A, 1992. Unanticipated exchange rate variability and the growth of international trade. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 128, H. 3, pp. 446 – 463.
- Schmidt, P., Ahn, S. & Wyhowski, D., 1992. Comment. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp. 10 – 14.
- Sercu, P., 1992. Exchange risk, exposure, and the option to trade. *Journal of International Money and Finance*, vol. 11(6), pp. 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, vol. 5, pp. 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*, vol. 38, pp. 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., pp. 1 – 28.
- Sims, C., 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, vol. 48(1), pp. 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*, vol. 10 (5), pp. 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*, vol. 24, pp. 97 – 108.



Definiciones y fuentes de las variables

Tabla A.0.1: Variable utilizada y definición

Abreviación	Descripción
x usd	Exportaciones en millones de dólares corrientes (FOB)
m usd	Importaciones en millones de dólares corrientes (FOB)
m world	Importaciones mundiales en millones de dólares corrientes (CIF)
ipc usa	Índice de precios al consumo de Estados Unidos (CPI U.S.) (Base Enero 1994 = 100)
x usd ctte	Exportaciones en millones de dólares constantes (Deflactor: CPI U.S.)
m usd ctte	Importaciones en millones de dólares constantes (Deflactor: CPI U.S.)
m world ctte	Importaciones mundiales en millones de dólares constantes (Deflactor: CPI U.S.)
x	Índice exportaciones en millones de dólares constantes (Base Enero 1994 = 100)
m	Índice importaciones mundiales en millones de dólares constantes (Base Enero 1994 = 100)
reer	Tipo de cambio real efectivo (Base Enero 1994 = 100)
lnvreer4	Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 4 períodos
lnvreer8	Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 8 períodos
lnvreer12	Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 12 períodos
lnvreer24	Volatilidad del tipo de cambio real efectivo media móvil 24 períodos
garch	Desvío estándar de la varianza condicional
ic nonfuel	Índice de commodities no combustibles (Base Enero 1994 = 100); incluye alimentos y bebidas e índices de precios de insumos industriales
ic fuel	Índice de commodities de combustibles (energía) (Base Enero 1994 = 100); incluye combustible crudo (petróleo), gas natural, y carbón
htm x	Exportaciones de alta-tecnología (% de las exportaciones de manufacturas), frecuencia anual
FMI avanzados	Dummy = 1 Economía Avanzada de acuerdo a IMF
FMI noavanzados	Dummy = 1 Economía en Desarrollo y Emergentes de acuerdo a IMF
vab agriculture	Valor agregado agricultura (% PIB); se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual
vab industry	Valor agregado industria (% PIB), frecuencia anual se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual
vab services	Valor agregado servicios (% PIB), frecuencia anual se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual
RegComMan	Países exportadores: Dummy = 1 commodities, Dummy = 0 manufacturas
TradeinGDP	Apertura comercial (Exportaciones + Importaciones/PIB en %) se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual
kaOpen	Índice de apertura de los mercados financieros de Chinn e Ito (2006)
PIB mensual	PIB en miles de millones de dólares constantes (Deflactor CPI U.S.); se aplicó una extrapolación lineal para convertir la frecuencia anual a mensual

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.0.2: Fuente de datos

Variable	Frecuencia	Fuente
x usd	Mensual	IMF; Luxemburgo 1994.01 - 1996.12 fuente Eurostat; Grecia 1994.09 y 1994.10 fuente Eurostat; en Venezuela se utilizo el dato 2014.10 para 2014.11 y 2014.12 ante la inexistencia de información
ipc usa	Mensual	Department of Labor Bureau of Labor Statistic U.S.
reer	Mensual	IMF; Perú (CEPAL); Argentina (CEI) CEPAL (Cepalstat) considera el inverso del dato del IMF, por tanto, se calculó el inverso para que coincida con la lectura del IMF.
ic nonfuel	Mensual	IMF
ic fuel	Mensual	IMF
htm x	Anual	IMF
vab agriculture	Anual	IMF
vab industry	Anual	IMF
vab services	Anual	IMF
TradeinGDP	Anual	IMF
kaOpen	Anual	Chinn-Ito index (KAOPEN)
PIB	Anual	IMF

Nota: Las variables KaOpen, TradeinGDP, vab agriculture, vab industry y vab services tienen frecuencia anual, por lo cual, fueron mensualizadas a través de una extrapolación lineal de baja a alta frecuencia, utilizando el último mes de cada año como criterio de referencia para el "matching".

Fuente: Elaboración propia.

B

Estadísticos descriptivos

B.1 ECONOMÍAS EXPORTADORAS DE COMMODITIES VS. MANUFACTURAS

En la Tabla B.1.1 se presentan las exportaciones de commodities y manufacturas para los respectivos países. En la columna 1 se presenta la participación de los commodities en las exportaciones totales de bienes. En la columnas 2 y 3 se presentan las exportaciones de commodities de bienes no extraíbles (alimentos y materias primas agrícolas) y en las columnas 4 y 5 los commodities extraíbles (combustibles y metales). En la columna 6 se presenta las exportaciones netas de commodities (diferencia entre exportaciones e importaciones de commodities) en relación al comercio total de bienes (exportaciones más importaciones). En la columna 7 se representa las exportaciones de manufacturas en relación a las exportaciones totales de bienes.

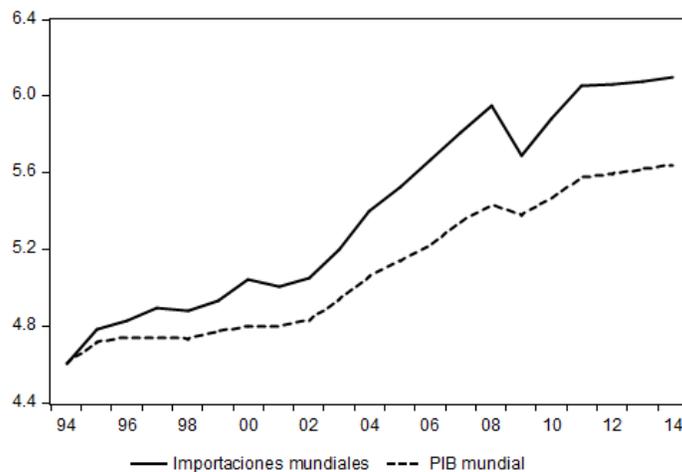
Tabla B.1.1: Exportaciones de commodities y manufacturas por país

País	Exportación de commodities (% de las exportaciones totales de bienes)						Exportaciones netas de commodities (% del comercio total de bienes)	Exportaciones de manufacturas commodities (% de las exportaciones totales de bienes)
	Total	No extractivas			Extractivas			
		Commodities	Alimentos	Materias primas agrícolas	Combustibles	Metales		
Argentina	66.6	50.0	1.8	11.6	3.2	29.9	31.9	
Bolivia	85.0	22.5	3.4	33.1	26.0	31.3	14.6	
Brasil	50.2	29.3	3.9	5.4	11.5	12.9	48.0	
Chile	84.0	22.7	7.7	1.2	52.4	30.2	15.2	
Colombia	68.7	19.8	4.5	43.2	1.2	23.4	31.3	
Ecuador	91.0	39.3	4.3	46.9	0.5	34.3	9.0	
Paraguay	86.6	68.7	10.6	6.7	0.6	17.1	13.4	
Peru	82.8	25.3	2.1	9.4	46.1	27.6	17.2	
Uruguay	66.9	54.4	10.1	1.9	0.5	11.0	33.1	
Venezuela	89.2	1.3	0.1	84.7	3.0	50.4	9.2	
Alemania	10.3	4.9	0.9	1.9	2.7	-5.1	84.4	
Austria	13.6	5.7	2.2	2.5	3.1	-4.3	82.9	
Bélgica	20.0	9.2	1.3	6.4	3.1	-2.1	77.1	
Dinamarca	30.6	19.8	2.8	6.8	1.3	5.5	62.7	
España	22.8	14.9	1.2	4.0	2.7	-6.7	75.1	
Finlandia	18.0	2.3	6.3	5.4	3.9	-4.3	80.7	
Francia	18.8	12.2	1.0	3.3	2.2	-3.9	79.5	
Grecia	49.8	22.7	2.8	16.6	7.6	-10.7	47.9	
Irlanda	12.7	10.8	0.6	0.7	0.6	0.4	83.7	
Italia	12.1	6.9	0.7	2.8	1.6	-8.6	85.9	
Luxemburgo	14.9	7.5	1.4	0.7	5.4	-8.7	81.7	
Países Bajos	29.6	15.1	3.1	9.1	2.3	2.2	61.1	
Portugal	17.9	8.6	2.7	4.2	2.3	-10.5	79.2	
Reino Unido	19.3	6.2	0.6	9.5	3.0	-3.4	74.7	
Suecia	16.0	3.6	4.4	4.6	3.5	-2.3	78.6	
Australia	70.2	18.0	4.7	24.2	23.3	24.3	24.1	
Nueva Zelanda	71.4	51.1	12.8	3.3	4.3	22.8	26.6	

B.2 PROXY DE LA DEMANDA MUNDIAL

En la Gráfica B.2.1 se presenta la evolución del PIB en miles de millones de dólares constantes y las importaciones mundiales en miles de millones de dólares constantes, ambas expresadas en logaritmo. Entre 1994 y 2002 se observa un leve crecimiento de ambas variables, el mismo se acelera entre el 2002 y la crisis del 2008, posteriormente se produce una importante caída debido a la crisis financiera internacional, finalmente comienza la recuperación hasta la culminación del período de análisis. Adicionalmente, a lo largo del período se aprecia un commovimiento similar pero que tiende a diverger de las importaciones mundiales en relación al PIB. De examinar la correlación serial entre el PIB y las importaciones mundiales para el período 1994 - 2014, se situó alrededor del 96%.⁴⁴

Gráfica B.2.1: Evolución del PIB e importaciones mundiales, período 1994 - 2014 (en log).



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

⁴⁴EL PIB mensual fue determinado a través de una extrapolación lineal de baja frecuencia a alta frecuencia considerando el mes de diciembre de cada año el dato de "matching" con el dato original anual.



Test de raíz unitaria

Tabla C.0.1: Test de raíz unitaria - Panel

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 27					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (en nivel)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Ajustado t* [p-valor]
Número de períodos = 252					
ln x	No	No	Sí	8.30	-3.7518 [0.0001]
	Sí	No	Sí	8.30	4.8552 [1.0000]
ln reer	No	No	Si	1.81	-1.2350 [0.1084]
	Sí	No	Si	1.81	0.7785 [0.7819]
Número de períodos = 248					
lnvreeer4	No	No	Si	8.04	-9.8344 [0.0000]
	Sí	No	Si	8.04	-1.2382 [0.1078]
Número de períodos = 244					
lnvreeer8	No	No	Sí	8.52	-7.6440 [0.0000]
	Sí	No	Si	8.52	-0.1768 [0.4298]
Número de períodos = 240					
lnvreeer12	No	No	Si	4.74	-9.8783 [0.0000]
	Sí	No	Si	4.74	-8.3777 [0.0000]
Número de períodos = 228					
lnvreeer24	No	No	Si	4.37	-5.8184 [0.0000]
	Sí	No	Si	4.37	-3.4547 [0.0003]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla C.0.2: Test de raíz unitaria - Panel (continuación)

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 27					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (primera diferencia)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Adjustado t* [p-valor]
Número de períodos = 251					
ln x	No	No	No	8.89	-43.9256 [0.0000]
	No	No	Sí	9.93	-54.8226 [0.0000]
ln reer	No	No	No	1.04	-60.7178 [0.0000]
	No	No	Si	1.11	-59.9085 [0.0000]
Número de períodos = 247					
lnvreeer4	No	No	No	7.26	-44.6405 [0.0000]
	No	No	Si	6.89	-42.5212 [0.0000]
Número de períodos = 243					
lnvreeer8	No	No	No	7.56	-42.2969 [0.0000]
	No	No	Sí	7.44	-39.6544 [0.0000]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla C.0.3: Test de raíz unitaria - Panel de países commodities exportadores

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 12					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (en nivel)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Adjustado t* [p-valor]
Número de períodos = 252					
ln x	No	No	Sí	7.92	-1.3351 [0.0909]
	Sí	No	Sí	7.92	1.2599 [0.8962]
ln reer	No	No	Si	2.92	-2.1502 [0.0158]
	Sí	No	Si	2.92	-0.0658 [0.4738]
Número de períodos = 248					
lnvreeer4	No	No	Si	7.75	-10.1710 [0.0000]
	Sí	No	Si	7.75	-1.0176 [0.1544]
Número de períodos = 244					
lnvreeer8	No	No	Sí	8.42	-8.0694 [0.0000]
	Sí	No	Si	8.42	0.4644 [0.6788]
Número de períodos = 240					
lnvreeer12	No	No	Si	4.92	-10.2639 [0.0000]
	Sí	No	Si	4.92	-5.3940 [0.0000]
Número de períodos = 228					
lnvreeer24	No	No	Si	4.75	-6.7477 [0.0000]
	Sí	No	Si	4.75	-2.4059 [0.0081]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla C.0.4: Test de raíz unitaria - Panel de países commodities exportadores (continuación)

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 12					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (primera diferencia)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Adjustado t^* [p-valor]
Número de períodos = 251					
ln x	No	No	No	8.00	-33.5457 [0.0000]
	No	No	Sí	9.42	-32.6153 [0.0000]
ln reer	No	No	No	1.75	-37.3975 [0.0000]
	No	No	Si	2.75	-33.2050 [0.0000]
Número de períodos = 247					
lnvreeer4	No	No	No	7.25	-29.7762 [0.0000]
	No	No	Si	6.83	-29.2722 [0.0000]
Número de períodos = 243					
lnvreeer8	No	No	No	7.58	-26.3586 [0.0000]
	No	No	Sí	7.67	-25.6984 [0.0000]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla C.0.5: Test de raíz unitaria - Panel de países manufacturas exportadores

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 15					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (en nivel)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Ajustado t^* [p-valor]
Número de períodos = 252					
ln x	No	No	Sí	8.07	0.7021 [0.7587]
	Sí	No	Sí	8.07	2.5435 [0.9945]
ln reer	No	No	Si	4.47	-0.7627 [0.2228]
	Sí	No	Si	4.47	-2.9142 [0.0018]
Número de períodos = 248					
lnvreeer4	No	No	Si	8.27	-8.3469 [0.0000]
	Sí	No	Si	8.27	-0.7139 [0.2377]
Número de períodos = 244					
lnvreeer8	No	No	Sí	9.00	-8.1464 [0.0000]
	Sí	No	Si	9.00	-3.9595 [0.0000]
Número de períodos = 240					
lnvreeer12	No	No	Si	6.33	-9.2075 [0.0000]
	Sí	No	Si	6.33	-8.8117 [0.0000]
Número de períodos = 228					
lnvreeer24	No	No	Si	4.60	-5.4994 [0.0000]
	Sí	No	Si	4.60	-2.6114 [0.0045]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla C.0.6: Test de raíz unitaria - Panel de países manufacturas exportadores

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 15					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (primera diferencia)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Adjustado t* [p-valor]
Número de períodos = 251					
ln x	No	No	No	9.60	-31.7370 [0.0000]
	No	No	Sí	10.87	-25.0237 [0.0000]
ln reer	No	No	No	0.47	-47.8687 [0.0000]
	No	No	Si	3.40	-39.6696 [0.0000]
Número de períodos = 247					
lnreer4	No	No	No	7.27	-33.2947 [0.0000]
	No	No	Si	7.53	-32.9521 [0.0000]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla C.o.7 se presenta el resultado de aplicar el test de raíz unitaria LLC para la variable de apertura financiera (kaOpen) y apertura comercial (TradeinGDP). La mismas resultaron estacionarias.

Tabla C.0.7: Test de raíz unitaria - Panel de países

Test de raíz unitaria: Levin-Lin-Chu					
Número de paneles = 27					
H_0 = Paneles contiene raíz unitaria					
H_a = Paneles son estacionario					
Variable (en nivel)	Media panel (constante)	Tendencia temporal	Cross sectional means removed	ADF lags	Estadístico Adjustado t* [p-valor]
Número de períodos = 252					
kaOpen	No	No	Sí	10.78	-3.8023 [0.0001]
kaOpen	Sí	No	Sí	10.78	-6.9068 [0.0000]
ln_TradeinGDP	Sí	No	Sí	8.56	-4.8931 [0.0002]

Nota: En LLC - LR variance: Bartlett kernel, 20.00 lags average (chosen by LLC).

Regresión ADF retardos promedios (criterio de selección AIC).

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF y Chinn, M. e Ito, H. (2006)..

Tabla C.0.8: Test de raíz unitaria - Volatilidad condicional del tipo de cambio real

Test de raíz unitaria: Fisher-type - Basado en el test ADF		
H_0 = Todo el Panel contiene raíz unitaria		
H_a = Al menos una serie del Panel es estacionaria		
	Estadístico	p-valor
Panel de países		
Inverse chi-squared	P	446.3878 [0.0000]
Inverse normal	Z	-17.0976 [0.0000]
Inverse logit	L*	-23.7464 [0.0000]
Modified inv. chi-squared	Pm	37.7575 [0.0000]
Panel A: Países exportadores de commodities		
Inverse chi-squared	P	319.6871 [0.0000]
Inverse normal	Z	-15.4124 [0.0000]
Inverse logit	L*	-25.6399 [0.0000]
Modified inv. chi-squared	Pm	42.6788 [0.0000]
Panel B: Países exportadores de manufacturas		
Inverse chi-squared	P	178.8642 [0.0000]
Inverse normal	Z	-10.5012 [0.0000]
Inverse logit	L*	-12.7862 [0.0000]
Modified inv. chi-squared	Pm	19.2183 [0.0000]

Nota: Especificación con constante, sin tendencia, sin media de corte transversal.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.

D

Estimación panel VAR

D.1 MOMENTOS ÓPTIMOS Y CRITERIOS DE SELECCIÓN DEL MODELO

En las siguientes tablas se presentan los resultados del número de retardos óptimos a emplear en cada modelo para el panel de países (Tabla 7.2.1), el panel de países exportadores de commodities (panel A) (Tabla 7.2.2), y el panel de países exportadores de manufacturas (panel B) (Tabla 7.2.3). De acuerdo a los diferentes criterios de orden de selección (BIC, AIC y QIC), se utiliza el número de retardos correspondiente al menor valor que arroja cada criterio, en caso de diferir en la cantidad de retardos a emplear entre los criterios de selección, se utiliza en primera instancia la especificación más parsimoniosa en el número de retardos.

Tabla D.1.1: Selection order criteria: Panel - Modelo 1

dx dreer dln_ic_nonfuel dl4, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 418 - 655						
No. of obs = 6426						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 238.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-1.7256	240.7361	0.0000	-320.4228	112.7361	-37.1674
2	-3.8951	94.0527	.0001	-326.8165	-1.9473	-114.3749
3	-8.9212	63.4056	.0008	-217.1738	-.5944	-75.5461
4	-20.7533	58.2551	0.0000	-82.0347	26.2551	-11.2208

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.2: Selection order criteria: Panel - Modelo 2

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer4, maxlag(5) pvaro(instl(5/10))						
Sample: 419 - 655						
No. of obs = 6399						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 237.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.7770	325.9219	0.0000	-375.1898	165.9219	-21.3806
2	.3922	123.6079	.0000	-437.2815	-4.3921	-154.2341
3	-1.1524	61.1774	.0959	-359.4897	-34.8227	-147.2042
4	-1.7418	41.5442	.1204	-238.9005	-22.4558	-97.3768
5	-20.0929	16.2407	.4363	-123.9817	-15.7593	-53.2198

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.3: Selection order criteria: Panel - Modelo 3

dx dreer dln_ic_nonfuel dlv8, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 418 - 651						
No. of obs = 6318						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 234.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-8.2032	206.9551	0.0000	-353.119	78.9551	-70.7007
2	-5.0615	72.5323	.0126	-347.5233	-23.4678	-135.7096
3	-62.3845	49.2228	.0265	-230.8143	-14.7772	-89.6051
4	-352.7359	11.7268	.7626	-128.2918	-20.2732	-57.6872

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.4: Selection order criteria: Panel - Modelo 4

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer8, maxlag(5) pvaro(instl(5/10))						
Sample: 419 - 651						
No. of obs = 6291						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 233.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.8640	337.2715	0.0000	-362.4785	177.2715	-9.7199
2	.6128	162.9156	0.0000	-396.8844	34.9156	-114.6775
3	-1.4942	61.9319	.0853	-357.9181	-34.0681	-146.2629
4	-4.2587	38.0641	.2127	-241.8359	-25.9359	-100.7324
5	-44.5231	18.3716	.3026	-121.5784	-13.6284	-51.0267

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.5: Selection order criteria: Panel - Modelo 5

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer12, maxlag(5) pvaro(instl(5/10))						
Sample: 425 - 653						
No. of obs = 6183						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 229.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9238	320.879	0.0000	-377.4857	160.879	-25.7954
2	.7859	135.9554	0.0000	-422.7364	7.9554	-141.3841
3	.4994	67.3911	.0338	-351.6277	-28.6089	-140.6135
4	-1.0977	20.7868	.9362	-258.5591	-43.2132	-117.883
5	-2.9451	10.1409	.8592	-129.532	-21.8591	-59.1940

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.6: Selection order criteria: Panel - Modelo 6

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer24, maxlag(5) pvaro(instl(5/10))						
Sample: 431 - 647						
No. of obs = 5859						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 217.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9693	320.4233	0.0000	-373.6355	160.4233	-25.2615
2	.9014	143.5053	0.0000	-411.7417	15.5053	-133.0426
3	-.2190	35.5043	.9094	-380.931	-60.4957	-171.9066
4	-1.4180	21.5611	.9186	-256.0624	-42.4389	-116.7128
5	-14.5603	5.9536	.9886	-132.8581	-26.0464	-63.1834

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.7: Selection order criteria: Panel - Modelo 7

dx dreer dln_ic_nonfuel dln_garch, maxlag(6) pvaro(instl(6/12))						
Sample: 422 - 658						
No. of obs = 6388						
No. of panels = 27						
Ave. no. of T = 236.593						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-2.2105	551.9862	0.0000	-289.1828	359.9862	135.2609
2	-12.3694	233.2959	0.0000	-467.6782	73.2959	-113.9752
3	-46.0901	113.5767	.0001	-447.2026	-14.4233	-164.2402
4	-280.5507	66.0465	.0429	-354.538	-29.9535	-142.3162
5	-1409.699	29.8828	.5741	-250.5069	-34.1172	-109.0256
6	-8843.179	14.3756	.5708	-125.8193	-17.6244	-55.0787

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.8: Selection order criteria: Panel A - Modelo 1

dx dreer dln_ic_nonfuel dlv4 if RegComMan==1, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 418 - 655						
No. of obs = 2856						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 238.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-5.8712	197.4657	0.0000	-311.7936	69.4657	-68.0158
2	-49.7390	95.8033	.0001	-286.1412	-.1967	-103.3078
3	-67.5621	41.4761	.1218	-213.1535	-22.5239	-91.2646
4	-97.6756	11.4433	.7813	-115.8715	-20.5567	-54.9270

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.9: Selection order criteria: Panel A - Modelo 2

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer4 if RegComMan==1, maxlag(6) pvaro(instl(6/12))						
Sample: 421 - 655						
No. of obs = 2820						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 235.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-.0482	220.401	0.0000	-542.2702	28.4010	-177.5149
2	-17.8555	88.6988	.2368	-546.8606	-71.3013	-242.8979
3	-34.3883	60.0994	.6151	-448.3481	-67.9006	-205.1779
4	-88.1836	41.0664	.7505	-340.2692	-54.9336	-157.8916
5	-89.7012	35.1422	.3215	-219.0815	-28.8578	-97.4964
6	-210.237	8.8445	.9197	-118.2674	-23.1555	-57.4748

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.10: Selection order criteria: Panel A - Modelo 3

dx dreer dln_ic_nonfuel dlv8 if RegComMan==1, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 418 - 651						
No. of obs = 2808						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 234.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-8.5126	188.9713	0.0000	-319.2033	60.9713	-76.2373
2	-60.5710	71.294	.0162	-309.8369	-24.706	-127.6124
3	-81.8530	42.6037	.0997	-211.4836	-21.3963	-90.0006
4	-67.2020	20.4367	.2012	-106.607	-11.5634	-45.8655

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.11: Selection order criteria: Panel A - Modelo 4

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer8 if RegComMan==1, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 417 - 651						
No. of obs = 2820						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 235.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.7340	187.1134	0.0000	-98.8883	115.1134	37.8949
2	-.1108	101.0789	0.0000	-113.4224	47.0789	-10.835
3	-.3598	28.9299	.0492	-114.0709	-7.0701	-45.6793
4	-.9701	5.8569	.7542	-65.6435	-12.1431	-31.4477

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.12: Selection order criteria: Panel A - Modelo 5

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer12 if RegComMan==1, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 423 - 653						
No. of obs = 2772						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 231.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.5507	196.161	0.0000	-311.1877	68.1610	-68.8394
2	-.8687	67.4030	.0337	-313.1085	-28.5970	-131.3473
3	-1.9399	24.5249	.8248	-229.1495	-39.4751	-107.9753
4	-3.7198	7.8767	.9525	-118.9605	-24.1234	-58.3735

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.13: Selection order criteria: Panel A - Modelo 6

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer24 if RegComMan==1, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 429 - 647						
No. of obs = 2628						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 219.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.8017	212.0866	0.0000	-291.848	84.0866	-52.0495
2	.1080	70.7238	.0181	-307.2271	-25.2762	-127.3783
3	-1.6223	25.8363	.7708	-226.1311	-38.1638	-106.2318
4	-32.6014	4.4323	.9979	-121.5513	-27.5677	-61.6017

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.14: Selection order criteria: Panel A - Modelo 7

dx dreer dln_ic_nonfuel dln_garch if RegComMan==1, maxlag(6) pvaro(instl(6/12))						
Sample: 422 - 658						
No. of obs = 2839						
No. of panels = 12						
Ave. no. of T = 236.583						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-8.4757	262.4115	0.0000	-500.9044	70.4115	-135.6667
2	-31.0238	117.09	.0044	-519.0066	-42.9101	-214.6418
3	-66.9625	66.1985	.4009	-442.6788	-61.8015	-199.187
4	-547.4634	29.1774	.9854	-352.4806	-66.8227	-169.8617
5	-1591.887	19.9283	.9525	-234.5104	-44.0717	-112.7645
6	-2106.542	10.0682	.8630	-117.1511	-21.9318	-56.2782

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.15: Selection order criteria: Panel B - Modelo 1

dx dreer dln_ic_nonfuel dlv4 if RegComMan==0, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 418 - 655						
No. of obs = 3570						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 238.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.8619	276.8555	0.0000	-246.6851	148.8555	7.8338
2	.1105	118.7146	0.0000	-273.9408	22.7146	-83.0516
3	-.6961	61.0123	.0015	-200.758	-2.9877	-73.4985
4	-100.6981	32.1416	.0096	-98.7436	.1416	-35.1138

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.16: Selection order criteria: Panel B - Modelo 2

dx dreer dln_ic_nonfuel lnvreeer4 if RegComMan==0, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 417 - 655						
No. of obs = 3585						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 239.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9892	320.0032	0.0000	-203.8057	192.0032	50.9160
2	.9406	101.3951	.0000	-291.4615	5.3951	-100.4203
3	.8856	44.8164	.0657	-217.088	-19.1836	-89.7272
4	-23.5485	29.0245	.0238	-101.9277	-2.9755	-38.2473

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.17: Selection order criteria: Panel B - Modelo 3

dx dreer dln_ic_nonfuel dlv8 if RegComMan==0, maxlag(5) pvaro(instl(5/10))						
Sample: 420 - 651						
No. of obs = 3480						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 232.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9791	479.9164	0.0000	-172.4666	319.9164	144.1395
2	.8810	232.5154	0.0000	-289.391	104.5154	-36.1061
3	.1971	88.8491	.0003	-302.5808	-7.1510	-112.6171
4	.4427	69.4519	.0001	-191.5013	5.4519	-64.8588
5	-1063.419	39.3200	.0010	-91.1566	7.3200	-27.8353

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.18: Selection order criteria: Panel B - Modelo 4

dx dreer dln_ic_nonfuel Invreer8 if RegComMan==0, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 417 - 651						
No. of obs = 3525						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 235.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9957	297.9654	0.0000	-224.7633	169.9654	29.1424
2	.9837	73.6563	.0101	-318.3902	-22.3437	-127.9609
3	.9679	41.4249	.1229	-219.9394	-22.5751	-92.9866
4	-21.1573	10.7306	.8258	-119.9516	-21.2694	-56.4752

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.19: Selection order criteria: Panel B - Modelo 5

dx dreer dln_ic_nonfuel Invreer12 if RegComMan==0, maxlag(6) pvaro(instl(6/12))						
Sample: 427 - 653						
No. of obs = 3405						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 227.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9961	353.18	0.0000	-427.588	161.18	-49.2385
2	.9904	146.6459	0.0000	-503.9941	-13.3541	-188.7029
3	.9925	120.1077	.0000	-400.4043	-7.8923	-148.1713
4	.9717	66.0443	.0430	-324.3398	-29.9558	-135.165
5	.8777	29.9354	.5714	-230.3206	-34.0646	-104.2041
6	-64.3508	11.3534	.7872	-118.7746	-20.6466	-55.7163

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.20: Selection order criteria: Panel B - Modelo 6

dx dreer dln_ic_nonfuel Invreer24 if RegComMan==0, maxlag(6) pvaro(instl(6/12))						
Sample: 433 - 647						
No. of obs = 3225						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 215.000						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9996	426.6052	0.0000	-348.9489	234.6052	25.4731
2	.9979	211.4792	0.0000	-434.8158	51.4792	-122.7975
3	.9958	103.5854	.0013	-413.4506	-24.4146	-163.8359
4	.9882	57.8379	.1563	-329.9392	-38.1621	-142.7282
5	.9613	18.7169	.9701	-239.8011	-45.2831	-114.9938
6	-15.5356	9.0761	.9102	-120.183	-22.9239	-57.7793

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.1.21: Selection order criteria: Panel B - Modelo 7

dx dreer dln_ic_nonfuel dln_garch if RegComMan==0, maxlag(4) pvaro(instl(4/8))						
Sample: 418 - 658						
No. of obs = 3609						
No. of panels = 15						
Ave. no. of T = 240.600						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.8296	295.9886	0.0000	-228.2473	167.9886	26.7971
2	.4871	142.7796	0.0000	-250.3974	46.7796	-59.1141
3	-.0268	37.541	.2301	-224.5769	-26.459	-97.0548
4	-34.0586	12.0665	.7394	-118.9925	-19.9335	-55.2314

Fuente: Elaboración propia.

D.2 CONDICIÓN DE ESTABILIDAD

Tabla D.2.1: Eigenvalue stability condition - Panel A

Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus
.3677	0	.3677
-.0789	-.3063	.3163
-.0789	.3063	.3163
-.0667	-.2239	.2336
-.0667	.2239	.2336
.0687	-.1589	.1731
.0687	.1589	.1731
-.1176	0	.1176

Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.2.2: Eigenvalue stability condition - Panel B

Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus
-.1941	-.4650	.5039
-.1941	.4650	.5039
.3596	0	.3596
.0728	.2328	.2439
.0728	-.2328	.2439
-.1803	0	.1803
.0789	.1481	.1678
.0789	-.1481	.1678

Fuente: Elaboración propia.

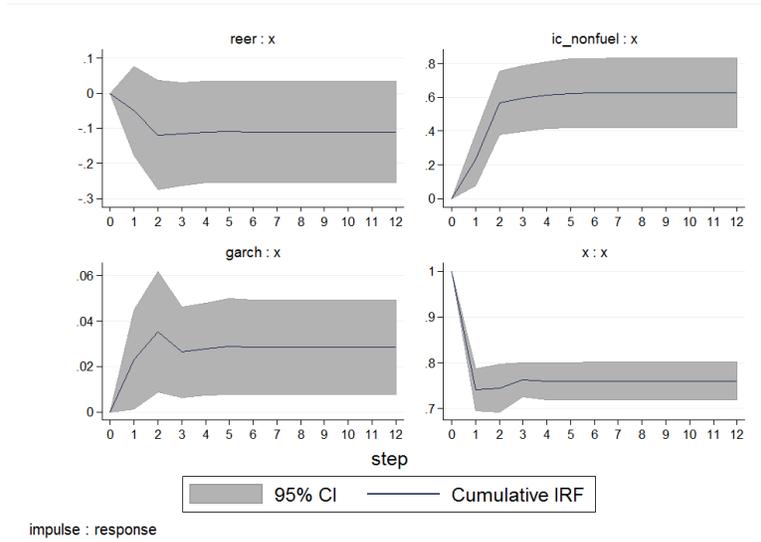
D.3 ROBUSTEZ

D.3.1 IRF ACUMULADA

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

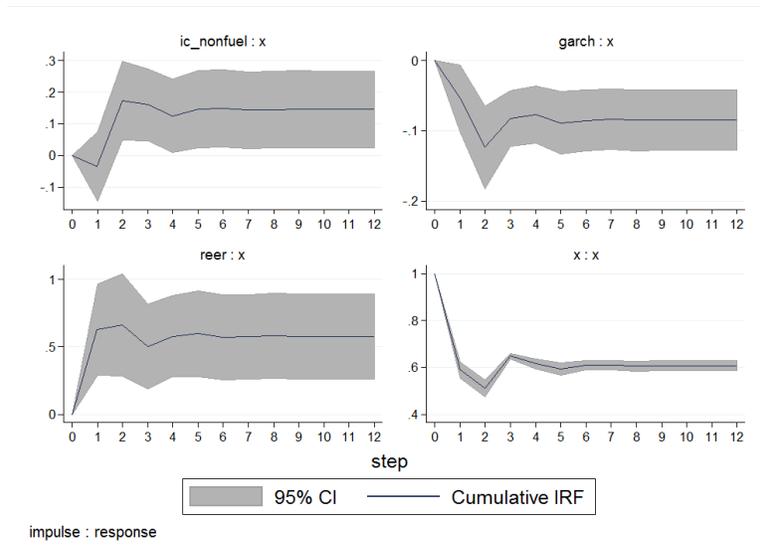
manufacturas (panel B).

Gráfica D.3.1: Función impulso respuesta acumulada - Panel A (variables endógenas)



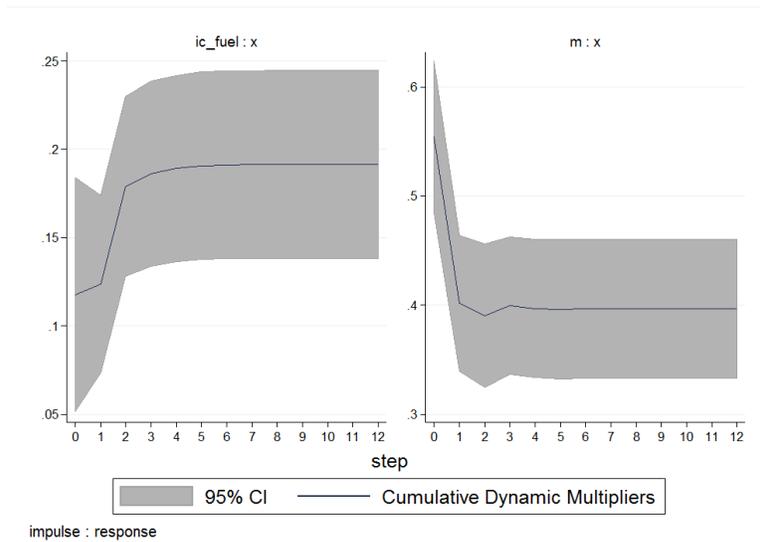
Fuente: Elaboración propia.

Gráfica D.3.2: Función impulso respuesta acumulada - Panel B (variables endógenas)



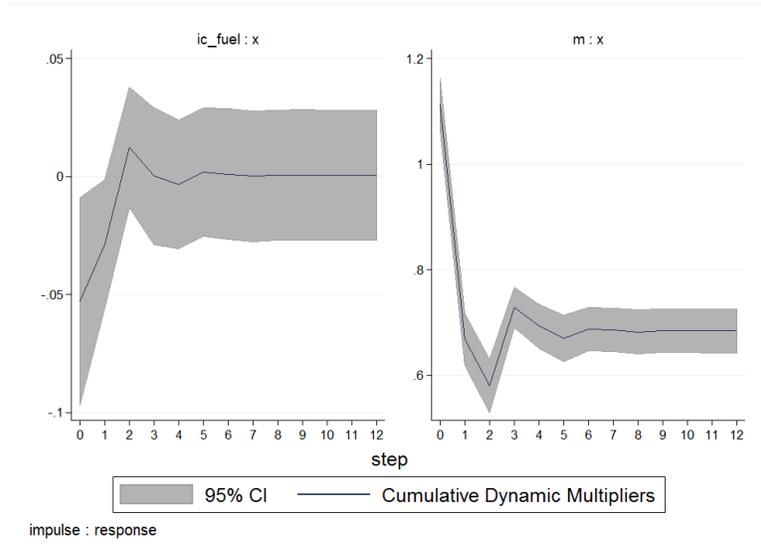
Fuente: Elaboración propia.

Gráfica D.3.3: Función impulso respuesta acumulada - Panel A (variables exógenas)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica D.3.4: Función impulso respuesta acumulada - Panel B (variables exógenas)



Fuente: Elaboración propia.

D.3.2 ORDEN DE CHOLESKY ALTERNATIVO IRF

Tabla D.3.1: Robustness IRF magnitudes - Panel A

Response variable and Forecast horizon		Impulse variable			
x	x	ic_nonfuel	garch	reer	
(0) x					
0	.1037	0	0	0	
1	-.0267	.0048	.0039	-.0016	
2	.0006	.0072	.0021	-.0022	
3	.0020	.0007	-.0015	-.0001	
4	-.0003	.0004	.0002	.0002	
5	-.0000	.0002	.0002	.0000	
6	.0000	.0000	.0000	.0000	
(1) x					
0	.1037	0	0	0	
1	-.0267	.0048	.0039	-.0016	
2	.0006	.0072	.0021	-.0022	
3	.0020	.0007	-.0015	-.0001	
4	-.0003	.0004	.0002	.0002	
5	-.0000	.0002	.0002	.0000	
6	.0000	.0000	.0000	.0000	
(2) x					
0	.1037	0	0	0	
1	-.0267	.0051	.0035	-.0013	
2	.0006	.0074	.0015	-.0018	
3	.0020	.0006	-.0015	-.0001	
4	-.0003	.0004	.0002	.0002	
5	-.0000	.0002	.0002	.0000	
6	.0000	.0000	.0000	.0000	
(3) x					
0	.1037	0	0	0	
1	-.0267	.0050	.0035	-.0016	
2	.0006	.0073	.0015	-.0022	
3	.0020	.0006	-.0015	-.0001	
4	-.0003	.0004	.0002	.0002	
5	-.0000	.0002	.0002	.0000	
6	.0000	.0000	.0000	.0000	
(4) x					
0	.1037	0	0	0	
1	-.0267	.0048	.0039	-.0013	
2	.0006	.0073	.0021	-.0018	
3	.0020	.0007	-.0015	-.0001	
4	-.0003	.0004	.0002	.0002	
5	-.0000	.0002	.0002	.0000	
6	.0000	.0000	.0000	.0000	
(5) x					
0	.1037	0	0	0	
1	-.0267	.0051	.0035	-.0013	
2	.0006	.0074	.0015	-.0018	
3	.0020	.0006	-.0015	-.0001	
4	-.0003	.0004	.0002	.0002	
5	-.0000	.0002	.0002	.0000	
6	.0000	.0000	.0000	.0000	

Nota: Se utilizó la primera diferencia del logaritmo de la variable.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla D.3.2: Robustness IRF magnitudes - Panel B

Response variable and Forecast horizon		Impulse variable			
x	x	ic_nonfuel	garch	reer	
(0) x					
0	.0896	0	0	0	
1	-.0364	-.0007	-.0039	-.0055	
2	-.0068	.0045	-.0050	-.0007	
3	.0122	-.0003	.0029	-.0015	
4	-.0030	-.0008	.0004	-.0006	
5	-.0019	.0005	-.0008	-.0002	
6	.0015	.0000	.0002	-.0002	
(1) x					
0	.0896	0	0	0	
1	-.0364	-.0003	-.0039	-.0056	
2	-.0068	.0046	-.0050	-.0003	
3	.0122	-.0004	.0029	-.0014	
4	-.0030	-.0007	.0004	-.0007	
5	-.0019	.0005	-.0008	-.0002	
6	.0015	.0000	.0002	-.0002	
(2) x					
0	.0896	0	0	0	
1	-.0364	-.0006	-.0037	-.0057	
2	-.0068	.0048	-.0047	-.0009	
3	.0122	-.0004	.0028	-.0016	
4	-.0030	-.0008	.0004	-.0006	
5	-.0019	.0005	-.0008	-.0002	
6	.0015	.0000	.0002	-.0002	
(3) x					
0	.0896	0	0	0	
1	-.0364	-.0007	-.0037	-.0057	
2	-.0068	.0045	-.0050	-.0009	
3	.0122	-.0003	.0028	-.0016	
4	-.0030	-.0008	.0004	-.0006	
5	-.0019	.0005	-.0008	-.0002	
6	.0015	.0000	.0002	-.0002	
(4) x					
0	.0896	0	0	0	
1	-.0364	-.0001	-.0039	-.0056	
2	-.0068	.0048	-.0048	-.0003	
3	.0122	-.0005	.0029	-.0014	
4	-.0030	-.0007	.0003	-.0007	
5	-.0019	.0005	-.0008	-.0002	
6	.0015	.0000	.0002	-.0002	
(5) x					
0	.0896	0	0	0	
1	-.0364	-.0001	-.0037	-.0057	
2	-.0068	.0048	-.0047	-.0005	
3	.0122	-.0005	.0028	-.0015	
4	-.0030	-.0007	.0004	-.0007	
5	-.0019	.0005	-.0008	-.0002	
6	.0015	.0000	.0002	-.0002	

Nota: Se utilizó la primera diferencia del logaritmo de la variable.
Fuente: Elaboración propia.

E

Estimación volatilidad condicional

Para la construcción de la volatilidad condicional del tipo de cambio real efectivo se realizó un análisis univariante de las series para los países de la muestra. En primer lugar, se parte de identificar el proceso ARIMA para la variable en primera diferencia del logaritmo. Mediante el software E-views se aplica la metodología TRAMO-SEATS (Time series Regression with Arima noise, Missing observations and Outliers – Signal Extraction in Arima Time Series) desarrollado por Gomez, V. y Maravall, A. (1996). El TRAMO permite identificar, corregir atípicos y faltantes, estimar y validar modelos ARIMA multiplicativos estacionales, en tanto, SEATS permite extraer los componentes inobservables de una serie a partir de un modelo univariado. Aplicando el TRAMO se obtuvo una primer aproximación al proceso generador de los datos. En segundo lugar, identificado el modelo ARIMA y las intervenciones correspondientes, se ajusto el modelo de forma de obtener residuos normales. Posteriormente, para identificar la presencia de un proceso de varianza condicional GARCH (ó variante del mismo), se analizó la función de autocorrelación y función de autocorrelación parcial de los residuos al cuadrado del proceso ARIMA, sin embargo, dado que el mismo no es un test formal, se utilizó el test de Multiplicadores de Lagrange (test ARCH de heterocedasticidad) (Bollerlev, T., 1986). Finalmente, se estimo el proceso GARCH ó variante del mismo. Los parámetros del modelo fueron estimados por Maximum likelihood (ML) - distribución normal (de acuerdo con Bollerlev, T., et al., 1992). Los detalles de las estimaciones se presentan a continuación.

Dependent Variable: D(LN_REER_1) - Argentina
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199901	-0.062085	0.004602	-13.49188	0.0000
AO200201	0.406101	0.015167	26.77547	0.0000
TC200202	0.241347	0.011716	20.59912	0.0000
AO200301	-0.051848	0.005547	-9.347797	0.0000
AR(1)	0.459984	0.070823	6.494790	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.78E - 05	1.78E - 05	2.124476	0.0336
RESID(-1)^2	0.464688	0.128029	3.629552	0.0003
GARCH(-1)	0.450757	0.114692	3.930153	0.0001

R-squared	0.782109	Mean dependent var	0.004203
Adjusted R-squared	0.778552	S.D. dependent var	0.036706
S.E. of regression	0.017273	Akaike info criterion	-5.529697
Sum squared resid	0.073101	Schwarz criterion	-5.417010
Log likelihood	699.2121	Hannan-Quinn criter.	-5.484343
Durbin-Watson stat	2.108031		

Inverted AR Roots	.46
-------------------	-----

Dependent Variable: D(LN_REER_2) - Bolivia
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200202	0.031109	0.005468	5.689754	0.0000
AO200111	0.038009	0.008656	4.390947	0.0000
LS200810	0.004067	0.001984	2.049929	0.0404
MA(1)	0.383091	0.075163	5.096802	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.86E - 05	2.16E - 05	1.787227	0.0739
RESID(-1)^2	0.181715	0.065588	2.770566	0.0056
GARCH(-1)	0.575833	0.176551	3.261571	0.0011

R-squared	0.220749	Mean dependent var	0.001196
Adjusted R-squared	0.211284	S.D. dependent var	0.014283
S.E. of regression	0.012685	Akaike info criterion	-5.929740
Sum squared resid	0.039745	Schwarz criterion	-5.831420
Log likelihood	751.1823	Hannan-Quinn criter.	-5.890174
Durbin-Watson stat	1.797889		

Inverted MA Roots	-.38
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_3) - Brasil
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994Mo2 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994Mo1
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199901	-0.243979	0.008931	-27.31773	0.0000
TC200201	0.261668	0.095968	2.726631	0.0064
TC200202	-0.251236	0.081570	-3.080004	0.0021
TC199903	0.199140	0.023079	8.628581	0.0000
AO200408	0.162666	0.016000	10.16687	0.0000
MA(1)	0.296328	0.075464	3.926741	0.0001

Variance Equation				
C	0.000102	3.98E - 05	2.569825	0.0102
RESID(-1)^2	0.318904	0.079280	4.022487	0.0001
GARCH(-1)	0.614201	0.085511	7.182732	0.0000

R-squared	0.421312	Mean dependent var	0.000112
Adjusted R-squared	0.409502	S.D. dependent var	0.043390
S.E. of regression	0.033343	Akaike info criterion	-4.175410
Sum squared resid	0.272374	Schwarz criterion	-4.048999
Log likelihood	533.0140	Hannan-Quinn criter.	-4.124539
Durbin-Watson stat	2.014394		

Inverted MA Roots	-.30
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_5) - Colombia
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994Mo2 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994Mo1
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AO200208	-0.359591	0.009983	-36.02002	0.0000
MA(1)	0.258121	0.094308	2.737011	0.0062

Variance Equation				
C	0.000248	5.54E - 05	4.470243	0.0000
RESID(-1)^2	0.189544	0.044995	4.212571	0.0000
GARCH(-1)	0.500880	0.077038	6.501774	0.0000

R-squared	0.270225	Mean dependent var	0.000448
Adjusted R-squared	0.267294	S.D. dependent var	0.034671
S.E. of regression	0.029677	Akaike info criterion	-4.311242
Sum squared resid	0.219306	Schwarz criterion	-4.241014
Log likelihood	546.0609	Hannan-Quinn criter.	-4.282980
Durbin-Watson stat	2.029046		

Inverted MA Roots	-.26
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_4) - Chile
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994Mo2 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994Mo1
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AO200409	0.185308	0.025846	7.169661	0.0000
TC200408	-0.085495	0.011375	-7.518588	0.0000
MA(1)	0.230016	0.073794	3.116994	0.0018

Variance Equation				
C	2.74E - 05	1.57E - 05	1.744748	0.0810
RESID(-1)^2	0.056768	0.032650	1.738688	0.0821
GARCH(-1)	0.876438	0.061076	14.35004	0.0000

R-squared	0.245097	Mean dependent var	0.000152
Adjusted R-squared	0.239009	S.D. dependent var	0.022852
S.E. of regression	0.019935	Akaike info criterion	-4.988925
Sum squared resid	0.098558	Schwarz criterion	-4.904651
Log likelihood	632.1101	Hannan-Quinn criter.	-4.955011
Durbin-Watson stat	1.935782		

Inverted MA Roots	-.23
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_6) - Ecuador
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994Mo3 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199903	-0.127056	0.028335	-4.484096	0.0000
AO199904	0.404699	0.045192	8.955081	0.0000
AO199602	0.192139	0.005043	38.10297	0.0000
AO199810	-0.120765	0.007080	-17.05711	0.0000
TC200001	-0.075267	0.045096	-1.669019	0.0951
AR(1)	0.370490	0.076460	4.845549	0.0000

Variance Equation				
C	3.31E - 05	1.47E - 05	2.257488	0.0240
RESID(-1)^2	0.418994	0.108899	3.847559	0.0001
GARCH(-1)	0.559796	0.097440	5.745041	0.0000

R-squared	0.240718	Mean dependent var	0.000354
Adjusted R-squared	0.225159	S.D. dependent var	0.038800
S.E. of regression	0.034154	Akaike info criterion	-5.056082
Sum squared resid	0.284626	Schwarz criterion	-4.929310
Log likelihood	641.0103	Hannan-Quinn criter.	-5.005060
Durbin-Watson stat	2.354789		

Inverted AR Roots	.37
-------------------	-----

Dependent Variable: D(LN_REER_7) - Paraguay
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 55 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AO201201	-0.113838	0.015886	-7.166105	0.0000
MA(1)	0.345438	0.071012	4.864464	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.46E - 05	1.61E - 05	2.765892	0.0057
RESID(-1)^2	0.151700	0.040507	3.745050	0.0002
GARCH(-1)	0.784596	0.061734	12.70929	0.0000

R-squared	0.052352	Mean dependent var	0.001095
Adjusted R-squared	0.048546	S.D. dependent var	0.025698
S.E. of regression	0.025066	Akaike info criterion	-4.672247
Sum squared resid	0.156449	Schwarz criterion	-4.602019
Log likelihood	591.3670	Hannan-Quinn criter.	-4.643986
Durbin-Watson stat	2.162160		

Inverted MA Roots -35

Dependent Variable: D(LN_REER_9) - Uruguay
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 49 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
LS200207	-0.200745	0.025164	-7.977361	0.0000
AO200111	0.108176	0.012644	8.555196	0.0000
AO200305	-0.090330	0.011763	-7.678900	0.0000
LS200210	0.078626	0.006569	11.96844	0.0000
TC200202	0.044905	0.018021	2.491725	0.0127
LS200208	0.128757	0.022026	5.845587	0.0000
MA(1)	0.276404	0.081852	3.376876	0.0007

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000150	2.52E - 05	5.926846	0.0000
RESID(-1)^2	0.478356	0.124318	3.847849	0.0001
GARCH(-1)	0.200043	0.084198	2.375870	0.0175

R-squared	0.424313	Mean dependent var	0.001364
Adjusted R-squared	0.410157	S.D. dependent var	0.025726
S.E. of regression	0.019758	Akaike info criterion	-5.099906
Sum squared resid	0.095250	Schwarz criterion	-4.959449
Log likelihood	650.0381	Hannan-Quinn criter.	-5.043382
Durbin-Watson stat	1.991109		

Inverted MA Roots -28

Dependent Variable: D(LN_REER_8) - Perú
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 64 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AO199402	-0.095403	0.017773	-5.367834	0.0000
MA(1)	0.252468	0.066872	3.775402	0.0002

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(3)	-2.435256	1.396248	-1.744143	0.0811
C(4)	0.294661	0.132955	2.216244	0.0267
C(5)	-0.165883	0.088526	-1.873821	0.0610
C(6)	0.753110	0.153160	4.917128	0.0000

R-squared	0.226041	Mean dependent var	-0.000263
Adjusted R-squared	0.222933	S.D. dependent var	0.013500
S.E. of regression	0.011900	Akaike info criterion	-6.024430
Sum squared resid	0.035261	Schwarz criterion	-5.940156
Log likelihood	762.0660	Hannan-Quinn criter.	-5.990516
Durbin-Watson stat	2.038462		

Inverted MA Roots -25

Dependent Variable: D(LN_REER_10) - Venezuela
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AO201101	-0.500034	0.112233	-4.455333	0.0000
AO199512	-0.406609	0.022558	-18.02475	0.0000
AO201302	-0.185863	0.010556	-17.60686	0.0000
AO200301	-0.260406	0.034195	-7.615375	0.0000
AR(1)	0.594915	0.078600	7.568935	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000375	3.76E - 05	9.972614	0.0000
RESID(-1)^2	0.445449	0.117993	3.775227	0.0002
GARCH(-1)	0.335456	0.059717	5.617389	0.0000

R-squared	0.524067	Mean dependent var	0.005469
Adjusted R-squared	0.516296	S.D. dependent var	0.057155
S.E. of regression	0.039751	Akaike info criterion	-4.013761
Sum squared resid	0.387130	Schwarz criterion	-3.901075
Log likelihood	509.7202	Hannan-Quinn criter.	-3.968408
Durbin-Watson stat	2.432739		

Inverted AR Roots .59

Dependent Variable: D(LN_REER_26) - Australia
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
Included observations: 250 after adjustments
Convergence achieved after 30 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(3)*RESID(-1)^2 + (1 - C(3))*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200810	-0.070221	0.020202	-3.475918	0.0005
AR(1)	0.290547	0.054433	5.337688	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.063210	0.022683	2.786714	0.0053
GARCH(-1)	0.936790	0.022683	41.29958	0.0000

R-squared 0.147619 Mean dependent var 0.000990
Adjusted R-squared 0.144182 S.D. dependent var 0.022463
S.E. of regression 0.020781 Akaike info criterion -4.875817
Sum squared resid 0.107100 Schwarz criterion -4.833559
Log likelihood 612.4771 Hannan-Quinn criter. -4.858810
Durbin-Watson stat 1.881365

Inverted AR Roots .29

Dependent Variable: D(LN_REER_27) - Nueva Zelanda
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
Included observations: 250 after adjustments
Convergence achieved after 45 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(3)*RESID(-1)^2 + (1 - C(3))*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200708	-0.042849	0.009318	-4.598463	0.0000
AR(1)	0.247943	0.058489	4.239119	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.058654	0.023279	2.519652	0.0117
GARCH(-1)	0.941346	0.023279	40.43793	0.0000

R-squared 0.079736 Mean dependent var 0.001042
Adjusted R-squared 0.076025 S.D. dependent var 0.019426
S.E. of regression 0.018673 Akaike info criterion -5.139719
Sum squared resid 0.086477 Schwarz criterion -5.097462
Log likelihood 645.4649 Hannan-Quinn criter. -5.122712
Durbin-Watson stat 2.038879

Inverted AR Roots .25

Dependent Variable: D(LN_REER_11) - Alemania
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
Included observations: 251 after adjustments
Convergence achieved after 22 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1994M01
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(5)*RESID(-1)^2 + (1 - C(5))*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.030454	0.006279	4.850093	0.0000
TC199503	0.016395	0.003751	4.370457	0.0000
AO200901	-0.027404	0.008994	-3.046969	0.0023
MA(1)	0.285169	0.065469	4.355801	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.078502	0.028371	2.766960	0.0057
GARCH(-1)	0.921498	0.028371	32.47983	0.0000

R-squared 0.159202 Mean dependent var -0.000525
Adjusted R-squared 0.148990 S.D. dependent var 0.008626
S.E. of regression 0.007958 Akaike info criterion -6.820408
Sum squared resid 0.015642 Schwarz criterion -6.750180
Log likelihood 860.9613 Hannan-Quinn criter. -6.792147
Durbin-Watson stat 1.977050

Inverted MA Roots -.29

Dependent Variable: D(LN_REER_12) - Austria
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
Included observations: 251 after adjustments
Convergence achieved after 81 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1994M01
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199503	0.013529	0.002232	6.061145	0.0000
AO200812	0.026427	0.007972	3.315169	0.0009
MA(1)	0.272855	0.061516	4.435487	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.043334	0.014623	2.963485	0.0030
GARCH(-1)	0.956666	0.014623	65.42332	0.0000

R-squared 0.178877 Mean dependent var -5.43E - 05
Adjusted R-squared 0.172255 S.D. dependent var 0.005549
S.E. of regression 0.005048 Akaike info criterion -7.729602
Sum squared resid 0.006321 Schwarz criterion -7.673420
Log likelihood 974.0651 Hannan-Quinn criter. -7.706993
Durbin-Watson stat 1.976354

Inverted MA Roots -.27

Dependent Variable: D(LN_REER_13) - Bélgica
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994Mo3 2014M12
Included observations: 250 after adjustments
Convergence achieved after 21 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.018054	0.002780	6.495503	0.0000
TC199503	0.011855	0.002152	5.507827	0.0000
AR(1)	0.243198	0.065389	3.719256	0.0002

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.072720	0.025910	2.806619	0.0050
GARCH(-1)	0.927280	0.025910	35.78852	0.0000

R-squared 0.104973 Mean dependent var -9.46E-05
Adjusted R-squared 0.09726 S.D. dependent var 0.007188
S.E. of regression 0.006827 Akaike info criterion -7.109943
Sum squared resid 0.011514 Schwarz criterion -7.053600
Log likelihood 892.7429 Hannan-Quinn criter. -7.087266
Durbin-Watson stat 1.952445

Inverted AR Roots -.24

Dependent Variable: D(LN_REER_15) - España
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994Mo2 2014M12
Included observations: 251 after adjustments
Convergence achieved after 37 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1994Mo1
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5)*RESID(-1)^2 + (1 - C(5))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.016912	0.003594	4.706237	0.0000
AO199503	-0.026474	0.005728	-4.622210	0.0000
AO200901	-0.015698	0.004221	-3.719372	0.0002
MA(1)	0.316653	0.069106	4.582121	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.055317	0.019091	2.897574	0.0038
GARCH(-1)	0.944683	0.019091	49.48402	0.0000

R-squared 0.159087 Mean dependent var 0.000433
Adjusted R-squared 0.148874 S.D. dependent var 0.006195
S.E. of regression 0.005715 Akaike info criterion -7.483710
Sum squared resid 0.008068 Schwarz criterion -7.413482
Log likelihood 944.2056 Hannan-Quinn criter. -7.455449
Durbin-Watson stat 1.924596

Inverted MA Roots -.32

Dependent Variable: D(LN_REER_14) - Dinamarca
Method: ML - ARCH
Sample (adjusted): 1994Mo2 2014M12
Included observations: 251 after adjustments
Convergence achieved after 25 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1994Mo1
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AO201110	-0.020031	0.007663	-2.614199	0.0089
TC200812	0.015157	0.004703	3.222929	0.0013
MA(1)	0.216953	0.062984	3.444575	0.0006

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.054007	0.014203	3.802432	0.0001
GARCH(-1)	0.945993	0.014203	66.60340	0.0000

R-squared 0.102341 Mean dependent var 0.000221
Adjusted R-squared 0.095102 S.D. dependent var 0.006794
S.E. of regression 0.006463 Akaike info criterion -7.229839
Sum squared resid 0.010360 Schwarz criterion -7.173656
Log likelihood 911.3448 Hannan-Quinn criter. -7.207229
Durbin-Watson stat 1.998034

Inverted MA Roots -.22

Dependent Variable: D(LN_REER_16) - Finlandia
Method: ML - ARCH
Date: 11/01/16 Time: 08:47
Sample (adjusted): 1994Mo2 2014M12
Included observations: 251 after adjustments
Convergence achieved after 23 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1994Mo1
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5)*RESID(-1)^2 + (1 - C(5))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.031301	0.003926	7.972934	0.0000
TC199410	0.021987	0.007963	2.761229	0.0058
AO200901	-0.027420	0.006215	-4.411577	0.0000
MA(1)	0.278230	0.069995	3.974986	0.0001

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID(-1)^2	0.045390	0.014537	3.122366	0.0018
GARCH(-1)	0.954610	0.014537	65.66809	0.0000

R-squared 0.179628 Mean dependent var 5.40E-05
Adjusted R-squared 0.169664 S.D. dependent var 0.009488
S.E. of regression 0.008645 Akaike info criterion -6.664461
Sum squared resid 0.018462 Schwarz criterion -6.594233
Log likelihood 841.3899 Hannan-Quinn criter. -6.636200
Durbin-Watson stat 1.926257

Inverted MA Roots -.28

Dependent Variable: D(LN_REER_17) - Francia
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.013921	0.002688	5.178280	0.0000
TC199505	-0.011177	0.002723	-4.104228	0.0000
MA(1)	0.247907	0.065993	3.756584	0.0002

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.100696	0.024854	4.051586	0.0001
GARCH(-1)	0.899304	0.024854	36.18409	0.0000

R-squared	0.087846	Mean dependent var	-0.000345
Adjusted R-squared	0.080490	S.D. dependent var	0.006954
S.E. of regression	0.006669	Akaike info criterion	-7.186102
Sum squared resid	0.011029	Schwarz criterion	-7.129919
Log likelihood	905.8558	Hannan-Quinn criter.	-7.163492
Durbin-Watson stat	1.971558		

Inverted MA Roots	-.25
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_19) - Irlanda
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 23 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199701	-0.052694	0.002965	-17.77473	0.0000
MA(1)	0.236261	0.081067	2.914408	0.0036

Variance Equation				
C	8.89E - 06	4.41E - 06	2.015244	0.0439
RESID(-1)^2	0.183459	0.054739	3.351514	0.0008
GARCH(-1)	0.751401	0.077154	9.738954	0.0000

R-squared	0.149431	Mean dependent var	-8.93E - 05
Adjusted R-squared	0.146015	S.D. dependent var	0.011887
S.E. of regression	0.010985	Akaike info criterion	-6.285410
Sum squared resid	0.030046	Schwarz criterion	-6.215182
Log likelihood	793.8190	Hannan-Quinn criter.	-6.257149
Durbin-Watson stat	2.087856		

Inverted MA Roots	-.24
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_18) - Grecia
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199803	-0.054091	0.003872	-13.97134	0.0000
AO199902	-0.049068	0.005386	-9.109834	0.0000
AO199805	0.024369	0.002800	8.703133	0.0000
MA(1)	0.253986	0.071664	3.544107	0.0004

Variance Equation				
C	1.27E - 05	7.36E - 06	1.727414	0.0841
RESID(-1)^2	0.207502	0.071019	2.921770	0.0035
GARCH(-1)	0.566145	0.172099	3.289641	0.0010

R-squared	0.274401	Mean dependent var	0.000392
Adjusted R-squared	0.265588	S.D. dependent var	0.008766
S.E. of regression	0.007512	Akaike info criterion	-6.993838
Sum squared resid	0.013939	Schwarz criterion	-6.895519
Log likelihood	884.7267	Hannan-Quinn criter.	-6.954272
Durbin-Watson stat	1.876430		

Inverted MA Roots	-.25
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_20) - Italia
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 67 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC199503	-0.063546	0.004813	-13.20300	0.0000
TC200812	0.017321	0.002108	7.879533	0.0000
AO199505	0.071848	0.007835	9.169909	0.0000
AR(1)	0.264111	0.067008	3.941502	0.0001

Variance Equation				
C	1.85E - 06	8.73E - 07	2.118077	0.0342
RESID(-1)^2	0.093454	0.029591	3.158159	0.0016
GARCH(-1)	0.870349	0.033973	25.61905	0.0000

R-squared	0.417508	Mean dependent var	0.000202
Adjusted R-squared	0.410405	S.D. dependent var	0.010513
S.E. of regression	0.008072	Akaike info criterion	-6.898221
Sum squared resid	0.016030	Schwarz criterion	-6.799620
Log likelihood	869.2777	Hannan-Quinn criter.	-6.858537
Durbin-Watson stat	1.783760		

Inverted AR Roots	.26
-------------------	-----

Dependent Variable: D(LN_REER_21) - Luxemburgo
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 44 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7)*RESID(-1)^2 + (1 - C(7))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.021304	0.001996	10.67567	0.0000
TC200808	-0.012437	0.002327	-5.344811	0.0000
TC200803	0.010536	0.001537	6.853430	0.0000
AO200901	-0.021040	0.005237	-4.017231	0.0001
TC201007	0.009101	0.004498	2.023317	0.0430
AR(1)	0.128562	0.052415	2.452769	0.0142

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.085312	0.020578	4.145757	0.0000
GARCH(-1)	0.914688	0.020578	44.44942	0.0000

R-squared	0.172963	Mean dependent var	-8.72E - 05
Adjusted R-squared	0.156016	S.D. dependent var	0.005613
S.E. of regression	0.005157	Akaike info criterion	-7.604290
Sum squared resid	0.006489	Schwarz criterion	-7.505689
Log likelihood	957.5362	Hannan-Quinn criter.	-7.564606
Durbin-Watson stat	2.004623		

Inverted AR Roots	.13
-------------------	-----

Dependent Variable: D(LN_REER_23) - Portugal
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5)*RESID(-1)^2 + (1 - C(5))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
LS199504	-0.034632	0.008522	-4.063866	0.0000
TC200812	0.008474	0.001783	4.753076	0.0000
TC199505	0.024306	0.002592	9.377121	0.0000
AR(1)	0.164049	0.068423	2.397578	0.0165

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.068879	0.012901	5.338840	0.0000
GARCH(-1)	0.931121	0.012901	72.17175	0.0000

R-squared	0.240927	Mean dependent var	0.000321
Adjusted R-squared	0.231670	S.D. dependent var	0.006098
S.E. of regression	0.005345	Akaike info criterion	-7.673091
Sum squared resid	0.007029	Schwarz criterion	-7.602662
Log likelihood	964.1364	Hannan-Quinn criter.	-7.644745
Durbin-Watson stat	1.949583		

Inverted AR Roots	.16
-------------------	-----

Dependent Variable: D(LN_REER_22) - Países Bajos
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M02 2014M12
 Included observations: 251 after adjustments
 Convergence achieved after 35 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1994M01
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	0.019884	0.002568	7.743490	0.0000
TC199503	0.012021	0.002976	4.038542	0.0001
MA(1)	0.291596	0.066199	4.404841	0.0000

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.102259	0.022684	4.507884	0.0000
GARCH(-1)	0.897741	0.022684	39.57523	0.0000

R-squared	0.146548	Mean dependent var	0.000102
Adjusted R-squared	0.139665	S.D. dependent var	0.007480
S.E. of regression	0.006938	Akaike info criterion	-7.113415
Sum squared resid	0.011937	Schwarz criterion	-7.057232
Log likelihood	896.7335	Hannan-Quinn criter.	-7.090805
Durbin-Watson stat	1.949459		

Inverted MA Roots	-.29
-------------------	------

Dependent Variable: D(LN_REER_24) - Reino Unido
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 43 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3)*RESID(-1)^2 + (1 - C(3))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	-0.046482	0.012978	-3.581680	0.0003
AR(1)	0.164501	0.045334	3.628650	0.0003

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.095799	0.016583	5.776809	0.0000
GARCH(-1)	0.904201	0.016583	54.52429	0.0000

R-squared	0.113346	Mean dependent var	0.000764
Adjusted R-squared	0.109771	S.D. dependent var	0.014973
S.E. of regression	0.014127	Akaike info criterion	-5.690478
Sum squared resid	0.049496	Schwarz criterion	-5.648220
Log likelihood	714.3097	Hannan-Quinn criter.	-5.673470
Durbin-Watson stat	1.942506		

Inverted AR Roots	.16
-------------------	-----

Dependent Variable: D(LN_REER_25) - Suecia
 Method: ML - ARCH
 Date: 10/17/16 Time: 12:37
 Sample (adjusted): 1994M03 2014M12
 Included observations: 250 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5)*RESID(-1)^2 + (1 - C(5))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC200812	-0.025841	0.008323	-3.104818	0.0019
TC200908	0.034593	0.016224	2.132155	0.0330
TC199901	0.023217	0.009281	2.501719	0.0124
AR(1)	0.234702	0.054715	4.289575	0.0000
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.080178	0.024288	3.301136	0.0010
GARCH(-1)	0.919822	0.024288	37.87130	0.0000
R-squared	0.124516	Mean dependent var		-0.000764
Adjusted R-squared	0.113840	S.D. dependent var		0.014486
S.E. of regression	0.013636	Akaike info criterion		-5.728330
Sum squared resid	0.045744	Schwarz criterion		-5.657901
Log likelihood	721.0412	Hannan-Quinn criter.		-5.699984
Durbin-Watson stat	1.940175			
Inverted AR Roots	.23			

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.

Tabla E.0.1: Ecuación de la varianza condicional para Perú

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

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***

Fuente: Elaboración propia en base a datos del IMF.