

# IMPACTO DE LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN LAS EXPORTACIONES: ESTUDIO COMPARATIVO 1990-2013

Ronald Miranda<sup>1</sup>

Gabriela Mordecki<sup>2</sup>

## Resumen

Las exportaciones de los países exportadores de materias primas dependen de la demanda mundial y de los precios de estos bienes, pero la creciente volatilidad del tipo de cambio real (TCR) ha llevado a incluir en los modelos los impactos que la volatilidad del TCR pueda tener sobre estas exportaciones. Así, se estudia el comportamiento de la volatilidad del TCR, modelizándola a través de modelos GARCH, para un conjunto de países exportadores de materias primas: Brasil, Chile, Nueva Zelanda y Uruguay en el período 1990-2013. Luego se estudia para cada país el posible impacto de la volatilidad del TCR en las exportaciones de cada país utilizando la metodología de Johansen y el análisis de las funciones de impulso-respuesta, incluyendo también variables representativas de la demanda mundial y de los precios internacionales de los principales productos de exportación del país. Los resultados sugieren que las exportaciones dependen de forma positiva de la demanda mundial y los precios internacionales, sin embargo no resulta significativa la volatilidad condicional del tipo de cambio real para el conjunto de países seleccionados, con la excepción de Uruguay, en el que tiene efectos negativos tanto en el corto como en el largo plazo.

Palabras clave: Exportaciones, tipo de cambio real, GARCH, cointegración

Clasificación JEL: C55, F31, F41

---

<sup>1</sup> Investigador del Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, rmiranda@iecon.ccee.edu.uy

<sup>2</sup> Investigadora del Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, gabriela@iecon.ccee.edu.uy

## 1. Introducción

Las exportaciones de los países exportadores de materias primas dependen de la demanda mundial y de los precios en dólares de estos bienes, pero la creciente volatilidad de los tipos de cambio introduce una influencia cuyo impacto varía de acuerdo con la situación.

De acuerdo con Ozturk, I. (2006), la volatilidad de los tipos de cambio es fuente de riesgo y tiene consecuencias en el volumen del comercio internacional, y por lo tanto, en la balanza de pagos. Ozturk, I. (2006), a partir de una revisión bibliográfica, explica que Hooper, P. y Kohlhagen, S. (1978) y otros explican los análisis teóricos de la relación entre la mayor volatilidad del tipo de cambio y el comercio internacional. El argumento es el siguiente: la mayor volatilidad del tipo de cambio conduce a un mayor costo para los comerciantes con aversión al riesgo y a menos comercio exterior. Esto se debe a que el tipo de cambio se acordó en el momento del contrato comercial, pero el pago no se realiza hasta que la entrega tiene lugar realmente. Si los cambios en los tipos de cambio se vuelven impredecibles, esto crea incertidumbre sobre los beneficios y, por lo tanto, reduce los beneficios del comercio internacional. Incluso si fuera posible la cobertura en los mercados a término, hay limitaciones y costos. Por otro lado, otros desarrollos teóricos sugieren que hay situaciones en las que se podía esperar de la volatilidad del tipo de cambio tenga tanto efectos negativos como positivos en el volumen de comercio. De Grauwe, P. (1988) hizo hincapié en que si el impacto del efecto-ingreso es mayor que el del efecto-sustitución, ello puede llevar a una relación positiva entre el comercio y la volatilidad del tipo de cambio, lo que depende del grado de aversión al riesgo de los exportadores. Esto se debe a que, si los exportadores son suficientemente adversos al riesgo, un aumento de la volatilidad del tipo de cambio plantea mayor utilidad marginal esperada de los ingresos por exportaciones y por lo tanto los induce a aumentar las exportaciones.

Por ello, este trabajo se plantea como objetivo estimar el impacto de la volatilidad del TCR de un conjunto de países en sus exportaciones. Debido a que el interés planteado es en países exportadores de materias primas, se estudiarán los casos de: Uruguay, Brasil, Chile y Nueva Zelanda. El período considerado es desde enero de 1990 a diciembre de 2013.

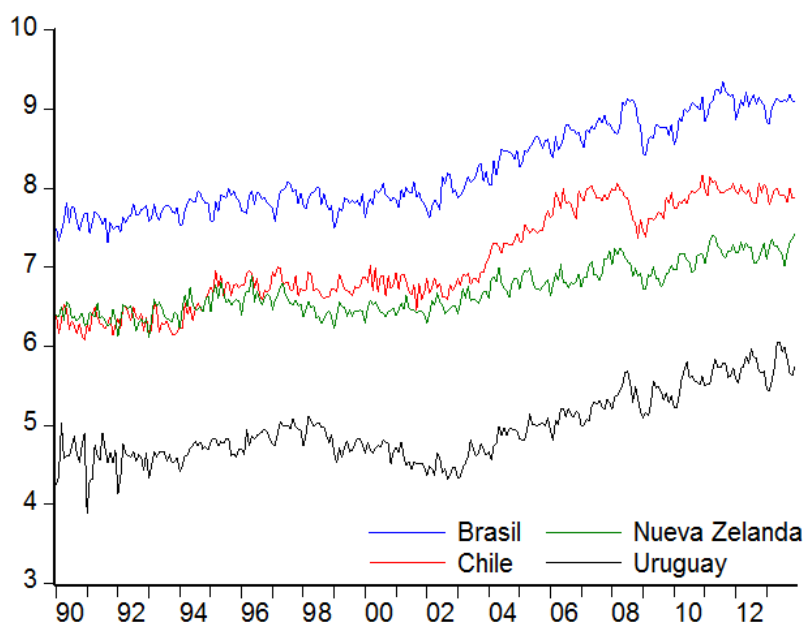
Así, el presente artículo estudia el comportamiento de la volatilidad del TCR, y siguiendo a gran parte de la literatura (que intenta superar la heterocedasticidad de esta variable), se utilizan modelos GARCH (Modelo autorregresivo generalizado de heterocedasticidad condicional), de acuerdo con Bollerslev, T. (1986), ó IGARCH (GARCH integrado), dependiendo del caso. Luego se estudiará a partir de las series de cada país el posible impacto en las exportaciones de cada país utilizando la metodología de Johansen, S. (1988, 1992), para los diferentes países seleccionados. Así, el artículo incluye en la sesión siguiente una caracterización de las exportaciones de los países considerados, posteriormente, en el capítulo 3 un relevamiento de los principales antecedentes sobre el tema, luego, en el capítulo 4 se analiza la metodología, en el capítulo 5 se definen y señalan las fuentes de datos, en el capítulo 6 se reseñan los principales resultados y finalmente, en el capítulo 7 se incluyen algunas conclusiones.

## 2. Caracterización de las exportaciones

### ▪ Evolución

El gráfico 1 muestra la evolución de las exportaciones totales en términos reales para Brasil, Chile, Nueva Zelanda y Uruguay. En el mismo se aprecia un comportamiento fluctuante de las series a lo largo del período 1990-2013 para el conjunto de países seleccionados. Analizando por sub-períodos, hasta principio de los 2000 las exportaciones se muestran estancadas, y en el caso de Uruguay y Nueva Zelanda con caída a partir de fines de los 90. A partir de 2003 se vuelven crecientes, aunque todas registran una caída en 2000-2009 como consecuencia de la crisis internacional.

**Gráfico 1: Evolución de las exportaciones totales en 1990-2013  
(deflactadas por IPC de EE.UU., en log.)**

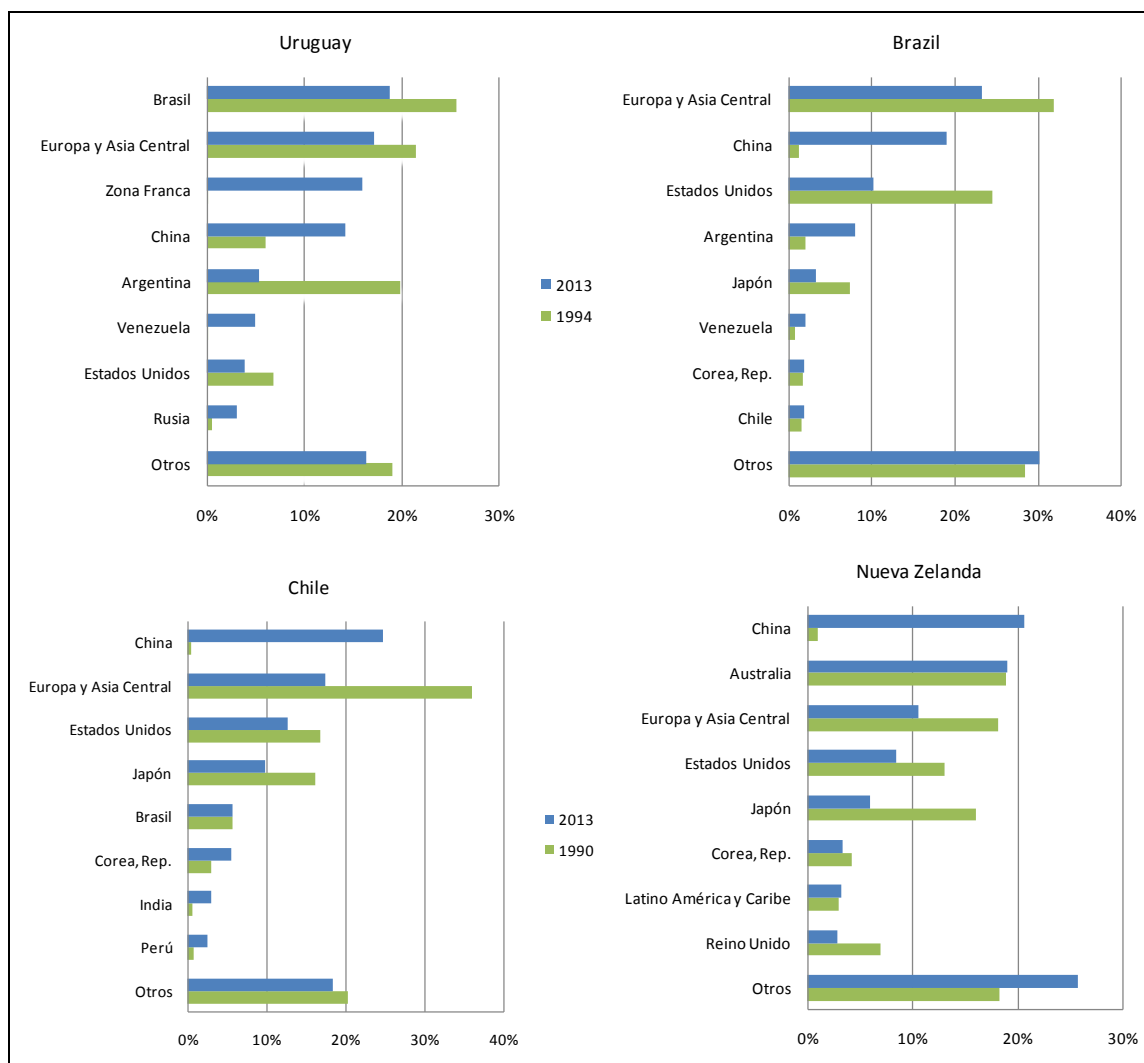


Fuente: elaboración propia en base a datos del CEI.

### ▪ Destinos

En el gráfico 2 se presentan los principales destinos de las exportaciones para el conjunto de países seleccionados por país o zona de destino. Se compara el año 2013 frente al año 1990 (con la excepción de Uruguay que se dispone de datos a partir de 1994).

**Gráfico 2: Principales destino de las exportaciones totales  
(en %, sobre dólares corrientes)**



Nota: El término "Otros" refiere al resto del mundo. Ver Anexo A.

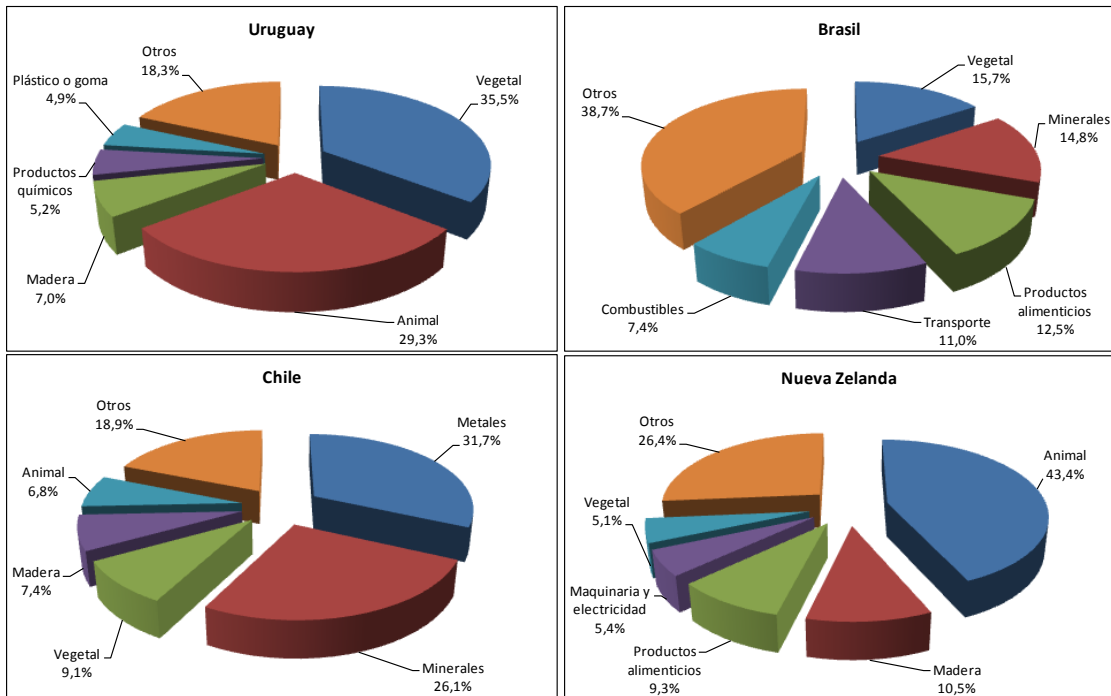
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Mundial.

Una de las características más relevantes para el conjunto de países seleccionados es la fuerte participación de las exportaciones con destino a China al final del período, cuando al inicio prácticamente eran inexistentes las ventas a este destino. Por otro lado se constata una disminución de la participación de las exportaciones hacia Europa y los Estados Unidos en el período. Para el caso de Uruguay, además de la alta participación de China como destino de las exportaciones, destaca la pérdida de participación de las ventas a la región (Argentina y Brasil) y la importancia que adquieren las Zonas Francas, que prácticamente no figuraban en el año 1990, y en el 2013 pasan a ubicarse en la tercera posición en las zonas de destino de las exportaciones de Uruguay, productos que luego se reexportan hacia China, Brasil y Argentina, ordenadas de acuerdo a su participación en el total.

## ▪ Composición

De acuerdo a la clasificación utilizada por el Banco Mundial en cuanto al principal sector de origen de los productos exportados para el año 2013, en el caso de Uruguay se concentran principalmente en la categoría de vegetales (soja y cereales) y animales (carne bovina y lácteos), representando entre ambas cerca del 65% de las exportaciones totales. En tanto, Brasil presenta una distribución de las exportaciones más diversificada ya que vegetal representa un 15,7% (soja, maíz y caña de azúcar), minerales (hierro) contribuye en un 14,8%, productos alimenticios 12,5%, transporte (automóviles y barcos) 11,0% y combustibles (petróleo) 7,4%, representando en conjunto aproximadamente el 62% de las exportaciones totales. Para Chile los principales productos exportados corresponden a metales (31,7%) y minerales (26,1%), específicamente al cobre y sus productos derivados, lo cual refleja la importancia del sector minero en las exportaciones, representando más del 50% de las mismas. Finalmente, para Nueva Zelanda la participación más relevante en las exportaciones es animales (43,4%), principalmente carnes congeladas y productos derivados de la leche.<sup>3</sup> A continuación se presenta en la figura 1 la composición de las exportaciones por país.

**Figura 1: Composición de las exportaciones por país**



Nota: La categoría "Otros" refiere al resto de las categorizaciones y varía de acuerdo al país seleccionado. Ver Anexo A.

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

## 3. Antecedentes

Con el comienzo de la adopción de regímenes de tipo de cambio flotante desde 1973 ha aumentado la preocupación por el estudio del impacto asociado a la volatilidad del tipo de

<sup>3</sup> Los productos señalados dentro de determinada categoría de exportables corresponden a los principales rubros, no constituyendo los únicos.

cambio tanto nominal como real sobre el comercio internacional. La literatura teórica y empírica no es concluyente en cuanto a los efectos de tal impacto. La evidencia señala resultados positivos, negativos, neutrales, una combinación de los tres anteriores y no significativos (Ozturk, I., 2006; Coric, B. y Pugh, G., 2010).

Ello puede atribuirse a diferencias metodológicas en lo que refiere al número de países considerados, la especificación de la volatilidad del tipo de cambio utilizada, los períodos muestrales, las series de tiempo utilizadas (Ozturk, I., 2006).

Una de las primeras investigaciones que indaga sobre la relación entre la volatilidad del tipo de cambio nominal (medida a través del desvío estándar) y el comercio fue elaborada por Hooper, P. y Kohlhagen, S. (1978). El trabajo lo realizan para países desarrollados y abarca el período desde mediados de los sesenta hasta mediados de los setenta. Los resultados encontrados no arrojan evidencia significativa del signo del impacto. A partir de dicho trabajo Cushman, D. (1983) avanza en una línea similar pero no sobre los impactos nominales de la volatilidad del tipo de cambio sino sobre el impacto real de la misma sobre el comercio. Encuentra que el movimiento inesperado en el TCR tiene un efecto negativo significativo sobre el comercio. Akhtar, M. y Hilton, R. (1984) también encuentran una relación negativa, a diferencia de los estudios anteriores, se emplea como medida de volatilidad el desvío estándar del tipo de cambio efectivo.<sup>4</sup> El estudio se realizó para el comercio bilateral entre Estados Unidos y Alemania en el período 1974-1981. Igualmente obtiene Chowdhury, A. (1993) quién encuentra un impacto negativo de la volatilidad del TCR en el volumen de las exportaciones reales para los países del G-7 para el período 1973-1990.<sup>5</sup> Construye la variable temporal de volatilidad a través de un promedio móvil del desvío estándar de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real.

En cuanto a la evidencia del impacto de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones en los países asiáticos se pueden señalar la predominancia de efectos adversos [Baak, S., et al. (2003), Chit, M., et al. (2010), Masron, T. y Mohd, A. (2009), Ramli, N. y Podivinsky, J (2011) y Cheung, Y. W. y Sengupta, R (2012)]. Cheung, Y. W. y Sengupta, R (2012) estudian el efecto del TCR efectivo y la volatilidad en las cuotas de exportaciones de las empresas indias del sector no financiero para el período 2000 a 2010. El análisis empírico revela que ha habido un significativo impacto negativo de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones de las empresas Indias. Por otra parte, Baak, S., et al. (2003) encuentran resultados negativos del impacto de la volatilidad del TCR (medido a través del desvío estándar del TCR) en las exportaciones para cuatro países del Este Asiático (Hong Kong, Corea del Sur, Singapur y Tailandia) y su comercio bilateral con Japón y Estados Unidos para el período 1990-2001. De igual manera Ramli, N. y Podivinsky, J (2011) realizan un estudio similar, pero a diferencia del anterior consideran en primer lugar cinco países miembros de la *Association of South East Asian Nations* (ASEAN) (Malasia, Singapur, Filipinas, Indonesia y Tailandia), y su comercio bilateral con los Estados Unidos, para el período 1990-2010; en segundo lugar consideran la variable volatilidad del TCR mediante un proceso GARCH (1,1). El resultado que obtiene es que la volatilidad del TCR bilateral tiene un impacto significativo sobre las exportaciones, y el mismo es negativo (a excepción de Indonesia que es positivo). Chit, M., et al. (2010) a diferencia de los estudios previos considera un mayor número de países, teniendo en cuenta el comercio bilateral de algunos países del Este Asiático entre sí (China, Indonesia, Malaysia,

---

<sup>4</sup> El tipo de cambio efectivo se define como el tipo de cambio de un país respecto a otras monedas ponderadas por su importancia en el comercio del país (Frieden, J. 2014).

<sup>5</sup> Grupo de los siete (G-7): Alemania, Canadá, Francia, Italia, Japón, Estados Unidos y Reino Unido. <https://www.imf.org/external/np/exr/facts/spa/groupss.htm#G7>

Filipinas y Tailandia), así como con trece países industrializados. Para ello se vale de un panel con información para el período 1982-2006 y de la especificación de tres medidas de volatilidad. Obtienen que independientemente de la *proxy* utilizada como volatilidad del tipo de cambio el impacto genere un efecto negativo en las exportaciones de los países emergentes del Este Asiático o Asia Oriental. En tanto, Masron, T. y Mohd, A. (2009) señalan que la volatilidad del tipo de cambio (GARCH (1,1)) tiene un efecto negativo en la demanda de las exportaciones de Malasia y Turquía para el período 1970-2004. Sin embargo, cuando se incorpora una variable que refleja la integración económica regional (Malasia con ASEAN, y Turquía con la Unión Europea), el impacto negativo pasa a ser no significativo en Turquía. Por otra parte, Zakaria, Z. (2013) señala que el efecto es ambiguo para Malasia, y ello se explica en base a que la volatilidad del tipo de cambio tiene un efecto negativo en el comercio bilateral con EE.UU., en tanto, con respecto a Japón es positivo. Para las exportaciones de Malasia a Reino Unido y Singapur no encuentra evidencia de relación alguna con la volatilidad del tipo de cambio. El período considerado fue 2002-2012, y se modeló la volatilidad del tipo de cambio a través de una especificación GARCH (1,1).<sup>6 7</sup>

Por otra parte, Mustafa, K. y Nishat, M. (2004) realizan el estudio para Pakistán y sus principales socios comerciales para el período 1991-2004. Especifican el riesgo asociado a los movimientos del TCR a través de la desviación estándar del mismo. Encuentran efectos negativos de la relación empírica entre el crecimiento de las exportaciones y la volatilidad del TCR con respecto a Australia, Nueva Zelanda, Reino Unido y EE.UU. Sin embargo, con respecto a Bangladesh y Malasia no encuentran evidencia al respecto. Mukhtar, F. y Malik, S. (2010) también estudian el caso de Pakistán pero considerando las exportaciones globales y una especificación de volatilidad condicional GARCH para el período 1960-2007. Encuentran evidencia negativa. Para India y Sri Lanka encuentran resultados similares.

En cuanto a la evidencia empírica para países de América Latina, se pueden señalar los trabajos de investigación de Adamo, A. y Silva, M (2008), Aguirre, A., et al. (2007) y Berrettoni, D. y Castresana, S. (2007) quienes estudian el impacto de las fluctuaciones cambiarias en las exportaciones manufactureras. El primero indaga para Perú en el período 1994-2004, el segundo para Brasil en el período 1986-2002 y el tercer trabajo indaga para Argentina en el período 1992-2006. Utilizan el desvío estándar para modelar la volatilidad cambiaria; adicionalmente, Adamo, A. y Silva, M (2008) y Aguirre, A., et al. (2007) lo hacen especificando un modelo con la varianza condicional (GARCH). Por otra parte, Arize, A., et al (2008) lo estudian para las exportaciones globales de ocho países de América Latina: Bolivia, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras, Perú y Venezuela, para el período 1973-2004. Utilizan una especificación ARCH (1) para modelar la volatilidad del tipo de cambio, con excepción de Honduras. Obtienen similares resultados en cuanto a un efecto significativamente negativo de la volatilidad del tipo de cambio en la demanda de exportaciones, con la excepción de Aguirre, A., et al. (2007) cuando utiliza la especificación GARCH que no obtiene resultados significativos.

La literatura también señala la existencia de trabajos que encuentran efectos positivos de la volatilidad del tipo de cambio sobre las exportaciones. Bredin, D., et al. (2002) estudian el impacto de la volatilidad del TCR tanto a corto como largo plazo en las exportaciones globales irlandesas y las exportaciones sectoriales (sector empresas nacionales irlandesas y sector

---

<sup>6</sup> Association of South East Asian Nations (ASEAN): Brunei, Darussalam, Camboya, Indonesia, Laos, Malasia, Myanmar, Filipinas, Singapur, Tailandia y Vietnam. [https://www.wto.org/spanish/thewto\\_s/glossary\\_s/asean\\_s.htm](https://www.wto.org/spanish/thewto_s/glossary_s/asean_s.htm)

<sup>7</sup> En Chit, M., et al., 2008 se utilizan tres medidas de volatilidad del tipo de cambio: la desviación estándar de la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real, el promedio móvil de la desviación estándar y la volatilidad condicional (GARCH).

empresas multinacionales) a la Unión Europea para el período 1979-1992. Se modela la volatilidad del TCR a través del desvío estándar móvil de la tasa de crecimiento del TCR efectivo. Obtienen como resultado que en el corto plazo la volatilidad tiene un efecto negativo en las exportaciones multinacionales, no tiene efectos en las nacionales, generándose un efecto negativo en las exportaciones globales. En el largo plazo la volatilidad del tipo de cambio no tiene efectos en las exportaciones de las empresas multinacionales, pero sí un efecto positivo en las exportaciones de las empresas nacionales, y por ende, el efecto sobre las exportaciones globales es positivo. Baum, C., et al. (2004) encuentra que en promedio el efecto del impacto de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones es positivo para una muestra de 13 países desarrollados en el período 1980-1998. La novedad de su análisis también radica en cómo construye la volatilidad del tipo de cambio pues la realiza desde la frecuencia diaria y a partir de ahí mediante un proceso AR (2) genera la medida, en los estudios previos la frecuencia mínima considerada eran datos mensuales. Por otra parte, Baum, C. y Caglayan, M. (2007) analizan el efecto de la volatilidad del tipo de cambio (especificación GARCH) en el comercio bilateral y en las fluctuaciones de los flujos comerciales para un conjunto de países desarrollado en el período 1980-1998. Encuentran que la volatilidad del tipo de cambio tiene impactos tanto positivos como negativos sobre el comercio bilateral, sin embargo, el efecto es predominantemente positivo con respecto a las fluctuaciones del comercio.

Por otra parte, la literatura también registra la existencia de efectos no significativos de impactos de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones globales. Serenis, D. y Serenis, P. (2008) lo señalan analizando el caso de cuatro países europeos: Noruega, Polonia, Hungría y Suiza para el período 1973 - 2006. Bouoiyour, J. y Selmi, R. (2014b) realiza un trabajo exhaustivo en cuanto a la cantidad de métodos econométricos (mínimos cuadrados ordinarios, variables instrumentales, ARDL, análisis espectral de la evolución y la descomposición de wavelet) para relacionar la volatilidad del tipo de cambio y las exportaciones para Túnez. En cuanto a medidas de la volatilidad del tipo de cambio utilizan el promedio móvil de la desviación y la extensión GARCH más conveniente. El resultado general que encuentran es que en contraposición al efecto negativo que se da en el corto plazo, en el largo plazo es no significativo.

En lo que respecta a la evidencia empírica también se presentan un conjunto de meta análisis que presentan una extensa literatura en cuanto a los efectos de la volatilidad del tipo de cambio en el comercio internacional, entre ellos Ozturk, I. (2006), Coric, B. y Pugh, G. (2010) y Bouoiyour, J. y Selmi, R. (2014a). Obtienen como resultado que predomina el efecto negativo de la volatilidad del tipo de cambio sobre el comercio internacional. Ozturk, I. (2006) realiza una revisión de 42 documentos en el período desde 1978 - 2005. Coric, B. y Pugh, G. (2010) considera un conjunto de 49 estudios publicados desde 1978-2002, y adicionalmente señala que la variable *dummy* régimen cambiario, como reflejo de la institucionalidad, fue la que regularmente resultó significativa. Finalmente, y como antecedente más reciente Bouoiyour, J. y Selmi, R. (2014a) analiza 59 publicaciones entre 1984-2014. Obtiene como resultado que la evidencia en cuanto a los efectos se distribuye de la siguiente manera: 29 (negativos), 6 (positivos), 6 (no significativos) y 18 (ambiguos).

Por otra parte, no se registran antecedentes de trabajos que relacionen la volatilidad del TCR y las exportaciones en Uruguay, sin embargo, en Daude, C., et al. (2000) se modela la volatilidad del TCR bilateral de Uruguay con Argentina y Brasil para explicar la evolución del tipo de cambio real. Obtienen como resultado que el TCR bilateral presenta heteroscedasticidad condicional y se puede modelar a través de un GARCH.

## 4. Metodología

### 4.1 Especificación teórica de los modelos

En este apartado se presenta los principales aspectos metodológicos tenidos en cuenta en la construcción de los modelos. En primer lugar se realizó un análisis univariado de las series empleadas, concretamente se indagó sobre la presencia de raíz unitaria mediante el test de Dickey y Fuller ampliado con el fin de determinar el orden de integración de cada serie y la estacionariedad del proceso generador de datos.

Posteriormente, teniendo en cuenta los resultados el orden de integración de las series, se realizó un análisis multivariado a los efectos de capturar las relaciones tanto de corto como de largo plazo entre las exportaciones y los determinantes considerados. Para ello se indago sobre la existencia de relaciones de cointegración en el caso de los países que presentan todo el conjunto de sus series integradas de primer orden,  $I(1)$ . Es decir, se investigó para cada país el caso en que todas las variables presentaban el mismo orden  $I(1)$ , si una combinación lineal de ellas puede ser estacionaria.

Siguiendo a Enders (1995), el análisis de cointegración se basa en un vector autorregresivo con un vector de corrección de error (VEC) especificado en un modelo de variables endógenas. La modelización VEC se puede representar como:

$$\Delta X_{it} = A_1 \Delta X_{it-1} + \dots + A_k \Delta X_{it-k+1} + \prod X_{it-k} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

Donde  $\Delta$  denota variables en diferencia,  $X$  es un vector de variables endógenas,  $\mu$  es un vector de constantes y  $D_t$  contienen un conjunto de variables instrumentales (*dummies*) estacionales y de intervención,  $\varepsilon_t$  es el término de error y se distribuye  $N(0, \sigma^2)$ .

La información sobre las relaciones de largo plazo está incluida en la matriz  $\prod = \alpha\beta'$  donde  $\beta$  es el vector de coeficientes para las relaciones de equilibrio existentes y  $\alpha$  es el vector de los coeficientes del mecanismo de ajuste de corto plazo. La identificación del rango de la matriz  $\prod$  determina el total de relaciones de cointegración existentes entre las variables.

Una vez examinada la relación de largo plazo, se procede al análisis de corto plazo, que muestra el mecanismo de ajuste de las variables en el corto plazo a la relación de equilibrio de largo plazo.

La existencia de vectores de cointegración se analiza a través del Test de Johansen, a través de la Traza y los Valores propios de la matriz  $\prod$ .

Por otra parte, cuando los países no presentaron el conjunto de sus series  $I(1)$ , se procedió a especificar un modelo vector autorregresivo (VAR).<sup>8</sup> Un VAR es un sistema en el cual cada variable es regresada respecto de una constante y sus propios retardos, así como sobre los retardos de cada una de las otras variables incluidas. De forma que un VAR permitiría representar la relación entre las variables de interés. Un aspecto crucial de estos modelos es la selección del número de retardos óptimo, entre los criterios generalmente utilizados están el criterio de información de Akaike y Schwartz. La modelización VAR en términos generales se puede representar:

---

<sup>8</sup> El VAR se formula para variables estacionarias, de ahí la importancia de conocer el orden de integración de las series.

$$VAR(p): \quad X_t = c + \sum_{h=1}^p \varphi_h X_{t-h} + \gamma Z_t + \tau D_t + \varepsilon_t$$

donde  $X_t$  es un vector de variables endógenas,  $c$  es un vector de constantes,  $D_t$  contiene un conjunto de variables *dummies* (estacionales e intervenciones) y  $p$  el número de retardos de las variables incluidas en el modelo,  $\varphi_h$  es una matriz de coeficientes autorregresivos ( $h = 1, 2, \dots, p$ ),  $Z_t$  es un conjunto de variables determinísticas exógenas y  $\varepsilon_t$  es el término de error.

Por último, cabe señalar que el VEC a diferencia del VAR no solo incluye la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo ante la presencia de *shocks* inesperado, sino que también captura la dinámica de ajuste que se produce para restablecer la relación de equilibrio en el largo plazo.

## 4.2 Medida de la volatilidad del tipo de cambio real

La estimación de la volatilidad del tipo de cambio real se realizó a través de un modelo GARCH (Modelo autorregresivo generalizado de heterocedasticidad condicional), de acuerdo con Bollerslev (1986), o IGARCH (GARCH integrado), dependiendo del caso.

Con el objetivo de analizar el impacto del TCR y su volatilidad en las exportaciones, se estimaron los modelos de cointegración de las exportaciones de cada país tomadas en dólares constantes (deflactadas por el IPC de Estados Unidos), el TCR global con los principales socios comerciales de cada país, su volatilidad estimada a través de un modelo GARCH y la demanda mundial, estimada a través de las importaciones mundiales consideradas en dólares constantes.

En cuanto a la literatura sobre cómo medir la volatilidad del tipo de cambio real no existe un consenso al respecto, por lo tanto, diversos estudios optan por utilizar múltiples aproximaciones. Entre las especificaciones más comunes se encuentran: la desviación estándar, el promedio móvil del desvío estándar y 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).

En este trabajo se utiliza la volatilidad condicional del tipo de cambio como medida de incertidumbre, y es estimada a través de una variante del proceso GARCH, denominado *Integrated GARCH* (IGARCH) introducida por Bollerslev, T. y Engel, R. (1986). El modelo GARCH ha sido ampliamente utilizado en la literatura en los modelos de series de tiempo para modelar la volatilidad. En general, el modelo GARCH para el tipo de cambio se puede representar como sigue:

$$y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot y_{t-i} + \varepsilon_t ; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$GARCH(p, q): \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2$$

La primera ecuación representa un proceso autorregresivo (AR) de orden  $k$ ,  $AR(k)$ . Donde  $y_t$  es el tipo de cambio real, expresado en logaritmo; el parámetro  $\delta_0$  es la constante;  $k$ , es el

número de retardos; y  $\varepsilon_t$  es el término de error heteroscedástico de la varianza condicional ( $\sigma_t^2$ ). La segunda ecuación especifica la varianza condicional de un modelo GARCH(p,q), donde  $q$  es el número de términos ARCH, y  $p$  es el número de términos GARCH. La varianza condicional se representa por tres términos: i) la media,  $\alpha_0$ ; ii) el término ARCH, que mide la volatilidad del período previo a través de los retardos de los residuos al cuadrado de la ecuación (1); iii) el término GARCH, que captura el error previo de predicción de la varianza ( $\sigma_{t-i}^2$ ). Como la varianza condicional es positiva, se le exige a los siguientes parámetros  $\alpha_0$ ,  $\alpha_i$  y  $\beta_i$  que sean  $\geq 0$ ; y además que  $\sum \alpha_i + \sum \beta_i < 1$  para asegurar que el proceso sea estacionario en covarianza.

Por otra parte, en la literatura que investigan la relación empírica entre las exportaciones y la volatilidad del tipo de cambio, es ampliamente utilizado el modelo GARCH(1,1) por arrojar resultados significativos. Sin embargo, en algunas aplicaciones se ha detectado que las estimaciones de  $\hat{\alpha}_1$  y  $\hat{\beta}_1$  tiendan a aproximarse a  $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 1$ , lo que indica que el proceso GARCH(1,1) ya no es estacionario. Es por ello que resulta más apropiado especificar un proceso regresivo IGARCH(1,1) para modelar la varianza condicional, cuya expresión tiene la siguiente forma:

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

La particularidad del proceso regresivo IGARCH(1,1) es la presencia de una raíz unitaria, o sea, es  $I(1)$ , lo cual indica la persistencia de la varianza condicional a lo largo del tiempo (Bollerslev, T., et al., 1994).<sup>9</sup>

## 5. Definición y fuentes de datos

En el presente trabajo se consideran cuatro países: Brasil, Chile, Nueva Zelanda y Uruguay. Las series utilizadas corresponden a las exportaciones totales de bienes, las importaciones mundiales, los precios internacionales de las materias primas más relevantes y el tipo de cambio real (utilizada para construir la variable volatilidad del tipo de cambio real). En todos los casos se consideró la frecuencia mensual de las series para el período 1990-2013 (288 observaciones) y las transformaciones logarítmicas de las mismas.

En primer lugar, como proxy de la demanda mundial se utilizan las importaciones mundiales, en dólares constantes, deflactadas por el IPC de Estados Unidos (base 2005=100). Las importaciones mundiales fueron obtenidas del Fondo Monetario Internacional y el IPC de Estados Unidos de *U.S. Bureau of Economic Analysis*.

En segundo lugar, los datos de las exportaciones corresponden a las exportaciones totales de bienes en millones de dólares deflactadas por el IPC de Estados Unidos. Las mismas fueron obtenidas para el conjunto de países a partir de información elaborada por Centro de Economía Internacional (CEI) y el Fondo Monetario Internacional (FMI).

En cuanto a la variable tipo de cambio real para Brasil tiene como fuente IPEA y la volatilidad se calculó a partir de la metodología GARCH (1,1). En el caso de Chile el tipo de cambio real fue calculado por la CEPAL y su volatilidad estimada por un modelo IGARCH(1,1). Para Nueva Zelanda se utilizó el tipo de cambio real elaborado por *Reserve Bank of New Zealand* y la volatilidad se modeló mediante un IGARCH(1,1). Finalmente, para Uruguay el tipo de cambio real fue calculado a partir de los precios minoristas (IPC) y tipos de cambios oficiales de los 9

<sup>9</sup> Ver Anexo B. Modelización de la heteroscedasticidad condicional.

principales socios comerciales del país. La información fue obtenida del Instituto Nacional de Estadística (INE) y Banco Central del Uruguay, respectivamente. La volatilidad del tipo de cambio real fue calculada a partir de un proceso IGARCH(1,1).

Por último, se incluyó una variable representativa de los precios de las materias primas más importante para cada país estudiado. En el caso de Brasil, Nueva Zelanda y Uruguay, se consideró el índice de precios de alimentos elaborado por el FMI y en el caso de Chile se tomó el índice de precios de metales elaborado por el Banco Central de Chile. En este último caso, se debió a que resulta más idóneo que el de alimentos, ya que en Chile más del 50% de las exportaciones son de metales.

## 5.1 Análisis de las series utilizadas

Para analizar el posible impacto del conjunto de variables consideradas sobre las exportaciones se comienza analizando la estacionariedad de las series a partir del test de Dickey-Fuller ampliado. A continuación se presenta en primer lugar el cuadro 1 que sintetiza los resultados del test para la serie de importaciones mundiales, el índice de precios internacionales de los alimentos y el índice de precios internacionales de metales, este último sólo corresponde a Chile. En segundo lugar se realizó el análisis de las raíces unitarias de las series específicamente consideradas en un país determinado, se presentan en el cuadro 2.

**Cuadro 1 - Test de Raíces Unitarias**

<b>Test de Raíces Unitarias - Dickey-Fuller aumentado (ADF)</b>				
<b><math>H_0</math> = Existe una raíz unitaria</b>				
<b>Serie</b>	<b>Valor del estadístico - Niveles</b>	<b>Rechazo <math>H_0</math>)</b>	<b>Valor del estadístico - Primera diferencia</b>	<b>Rechazo <math>H_0</math>)</b>
<b><i>Importaciones mundiales (LM)</i></b>	2.5865	No	-5.0464	Si
	(15 rezagos, sin constante)		(14 rezagos, sin constante)	
<b><i>Índice de precios internacionales de alimentos (LPR)</i></b>	0.4090	No	-11.3406	Si
	(0 rezagos, sin constante)		(1 rezago, sin constante)	
<b><i>Índice de precios internacionales de metales (LPRM)</i></b>	0.5116	No	-11.9865	Si
	(1 rezago, sin constante)		(0 rezagos, sin constante)	

Notas: El valor crítico considerado para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria fue al nivel de significación del 5%. El número de rezagos fue determinado en base al criterio de información Akaike.

Fuente: Elaboración propia.

De la información que se proporciona en el cuadro 1 se concluye para el conjunto de series analizadas que no es posible descartar la presencia de una raíz unitaria al nivel de 5% de significación, de aplicarle una primera diferencia, las convierte en estacionaria, por lo cual, se concluye que son integradas de primer orden, I(1).

**Cuadro 2 - Test de Raíces Unitarias**

<b>Test de Raíces Unitarias - Dickey-Fuller aumentado (ADF)</b>				
<b><math>H_0</math> = Existe una raíz unitaria</b>				
<b>Serie</b>	<b>Valor del estadístico - Niveles</b>	<b>Rechazo <math>H_0</math>)</b>	<b>Valor del estadístico - Primera diferencia</b>	<b>Rechazo <math>H_0</math>)</b>
<b>Uruguay</b>				
<b>Exportaciones (X_URU)</b>	1.8648	No	-4.8120	Si
	(13 rezagos, sin constante)		(12 rezagos, sin constante)	
<b>TCR global (LT_URU)</b>	-1.8584	No	-8.5237	Si
	(5 rezagos, sin constante)		(4 rezagos, sin constante)	
<b>Volatilidad del TCR (LV)</b>	-0.6302	No	-15.4245	Si
	(0 rezagos, sin constante)		(0 rezagos, sin constante)	
<b>Brasil</b>				
<b>Exportaciones (LXBRA)</b>	1.8675	No	-3.9901	Si
	(13 rezagos, sin constante)		(15 rezagos, sin constante)	
<b>TCR global (LTBRA)</b>	0.5596	No	-11.8911	Si
	(2 rezagos, sin constante)		(1 rezago, sin constante)	
<b>Volatilidad del TCR (LVBRA)</b>	-5.4063	Si	-9.5735	Si
	(1 rezago, con constante)		(4 rezagos, sin constante)	
<b>Chile</b>				
<b>Exportaciones (LXCHI)</b>	1.2434	No	-3.4074	Si
	(13 rezagos, sin constante)		(15 rezagos, sin constante)	
<b>TCR global (LT_CH)</b>	-2.6344	No	-10.2483	Si
	(3 rezagos, con constante)		(2 rezagos, sin constante)	
<b>Volatilidad del TCR (VOL_CHI)</b>	-0.4942	No	-5.8877	Si
	(5 rezagos, sin constante)		(4 rezagos, sin constante)	
<b>Nueva Zelanda</b>				
<b>Exportaciones (LXNZEL)</b>	1.2617	No	-4.1282	Si
	(13 rezagos, sin constante)		(15 rezagos, sin constante)	
<b>TCR global (TNZEL)</b>	0.4558	No	-7.4189	Si
	(3 rezagos, sin constante)		(2 rezagos, sin constante)	
<b>Volatilidad del TCR (VOL_NZEL)</b>	0.4459	No	-7.4459	Si
	(0 rezagos, sin constante)		(3 rezagos, sin constante)	
Notas: El valor crítico considerado para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria fue al nivel de significación del 5%. El número de rezagos fue determinado en base al criterio de información Akaike, tomados al 95%.				

Fuente: Elaboración propia.

Para el caso de Uruguay, Nueva Zelanda y Chile las series estudiadas resultaron todas no estacionarias, e integradas de primer orden. Como consecuencia, el estudio se realizará a través de la metodología de Johansen, S. (1988), intentando encontrar una relación de largo plazo a través de un vector de cointegración, estimando un modelo de corrección de error (Modelo VECM) (Engle, R. y Granger, C., 1987 y Johansen, S., 1992).

En el caso de Brasil las series de exportaciones y el tipo de cambio real resultaron no estacionarias e integradas de primer orden, aunque la volatilidad del tipo de cambio resultó estacionaria, por lo que se la incluyó como exógena en el modelo.

## 6. Resultados

Luego de realizado el análisis de estacionariedad y orden de integración de las series a través del test Dickey – Fuller ampliado, resultados que se presentaron en el cuadro 1 y cuadro 2, se determinaron los retardos óptimos y se procedió a analizar la existencia de relaciones de cointegración entre las exportaciones y las variables determinantes apropiadas para cada una de las especificaciones de los países considerandos.

En el cuadro 3 se resumen los principales resultados del test de cointegración de Johansen para Brasil, Chile, Nueva Zelanda y Uruguay.<sup>10</sup>

**Cuadro 3 - Resultados del Test de Cointegración de Johansen**

País	$H_0$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
<b>Test de Traza</b>				
Brasil		34.3377 (0.0140)	6.6631 (0.6171)	0.0757 (0.7831)
Chile		68.0501 (0.0002)	21.8260 (0.3083)	7.5592 (0.5137)
Nueva Zelanda		61.0786 (0.0105)	33.0221 (0.0842)	10.9865 (0.5434)
Uruguay		53.6809 (0.0129)	15.6916 (0.7338)	5.0212 (0.8066)
<b>Test de máximo valor propio</b>				
Brasil		27.6747 (0.0052)	6.5873 (0.5390)	0.0757 (0.7831)
Chile		46.2241 (0.0001)	14.2669 (0.3435)	7.1923 (0.4666)
Nueva Zelanda		28.0417 (0.0437)	14.0695 (0.3594)	2.9080 (0.9527)
Uruguay		37.9893 (0.0016)	10.6704 (0.6801)	5.0098 (0.7406)
Notas: $r$ representa el número de vectores de cointegración. p-valor en paréntesis. El nivel de significación para rechaza $H_0$ ) es el 5%.				

Fuente: Elaboración propia.

Dado que las pruebas de cointegración señalan una relación de equilibrio de largo plazo para cada una de las ecuaciones de exportación de los países considerados, se estimó un modelo vector de corrección de errores (VECM) para ver la estabilidad de la relación de equilibrio de largo plazo.

<sup>10</sup> Ver Anexo C. Resultados test de cointegración de Johansen.

Para el caso de Uruguay el ajuste final se realizó para el período enero-1993 a diciembre-2013, debido a que los primeros años de la década de los 90 fueron de fuertes ajustes para la economía uruguaya, como consecuencia de la elevada inflación y del inicio del plan de estabilización con ancla cambiaria.

Una vez ajustados los residuos, con la inclusión de *dummies* estacionales, debido a la fuerte estacionalidad de las exportaciones, así como para corregir los valores atípicos de las series. Luego de realizadas las pruebas de exclusión para los coeficientes  $\beta$ , el TCR no resultó significativo en la ecuación, y tampoco como variable exógena por lo que el vector de cointegración para Uruguay resultó:

$$X_{URU_t} = 0.5024LM_t + 0.9279LPR_t - 0.1917LV_t - 5.1385$$

(5.220)            (6.935)            (-5.067)

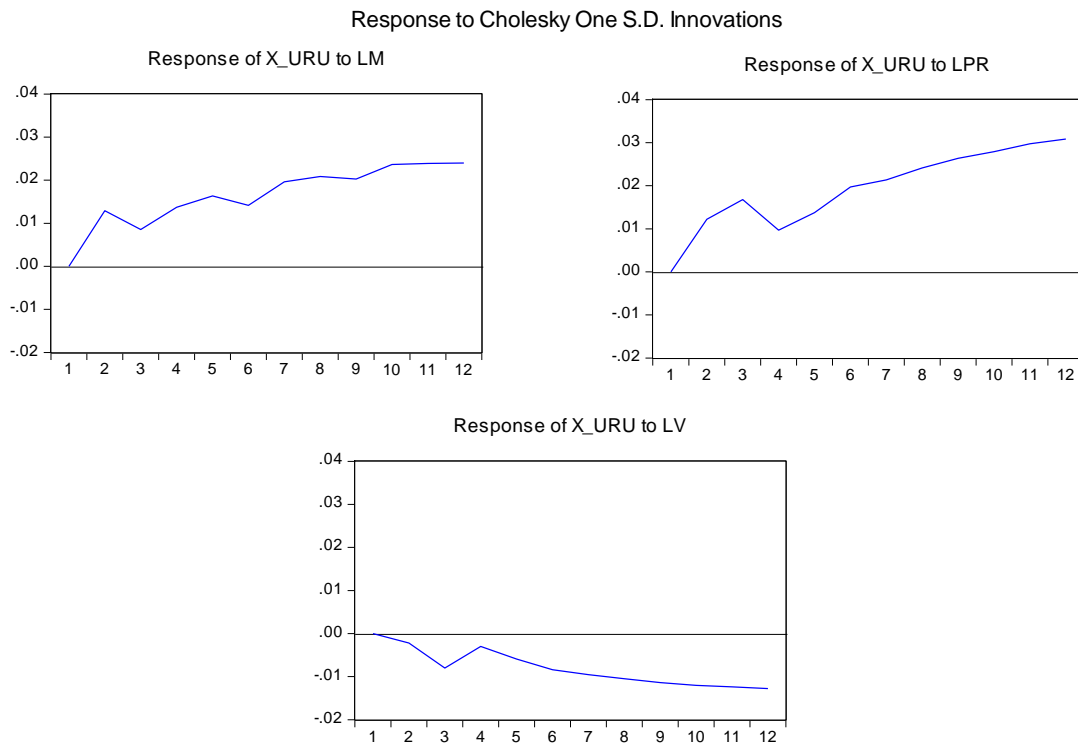
A partir de los tests de exogeneidad débil los coeficientes de las variables LM y LPR resultaron igual a cero, por lo que solamente la volatilidad del TCR actúa en el corto plazo sobre las exportaciones, con un coeficiente de -0,20.

La ecuación de cointegración representa la relación de largo plazo entre las variables, donde el impacto de la demanda mundial, representada por las importaciones mundiales (LM) es positivo e igual a 0,50, mientras que el impacto de las variaciones de los precios internacionales de los alimentos (LPR) entra con un coeficiente de 0,93 y la volatilidad (LV) tiene un impacto negativo, pero menor a los anteriores, ya que el coeficiente es de 0,19. El modelo completo se presenta en el Anexo D.

De acuerdo con este resultado, no se rechaza la existencia de un vector de cointegración entre las variables, y el signo de los coeficientes son los esperados. Además, se realizaron los correspondientes tests de exclusión para los  $\beta$  y los de exogeneidad débil para los  $\alpha$ , resultando el modelo que se presenta en el Anexo D.

De acuerdo con el test de Granger, se rechaza que la volatilidad no impacte sobre las exportaciones, y no se rechaza lo inverso (ver Anexo E). Asimismo se rechaza que las importaciones mundiales y los precios internacionales de los alimentos no causen, en el sentido de Granger, a las exportaciones uruguayas.

**Figura 2: Funciones de impulso-respuesta**



Fuente: Elaboración propia.

Analizando las funciones de impulso-respuesta (Figura 2) de las exportaciones a los precios internacionales de los alimentos, a la demanda mundial y a la volatilidad del TCR, se confirma el efecto positivo y permanente de las primeras dos variables, llegando a 3% en los primeros 12 meses (1 año) en el caso de un impacto sobre los precios y a 2,4% en el caso de la demanda mundial. Por otra parte, el impacto es negativo y permanente cuando se produce un shock en la volatilidad del TCR, llegando a 1,3% luego de 12 meses (1 año).

Para el caso de Brasil, como la volatilidad del tipo de cambio real resultó estacionaria, o sea  $I(0)$ , se estimó el modelo a partir de las otras cuatro variables (LXBRA, LTBRA, LM y LPR), con la volatilidad del TCR como exógena. Sin embargo, ni la volatilidad del TCR ni el TCR resultaron significativas en el modelo, por lo que la ecuación resultante para Brasil es:

$$LXBRA_t = 1.071LM_t + 0.452LPR_t - 7.586$$

(15.673)      (4.293)

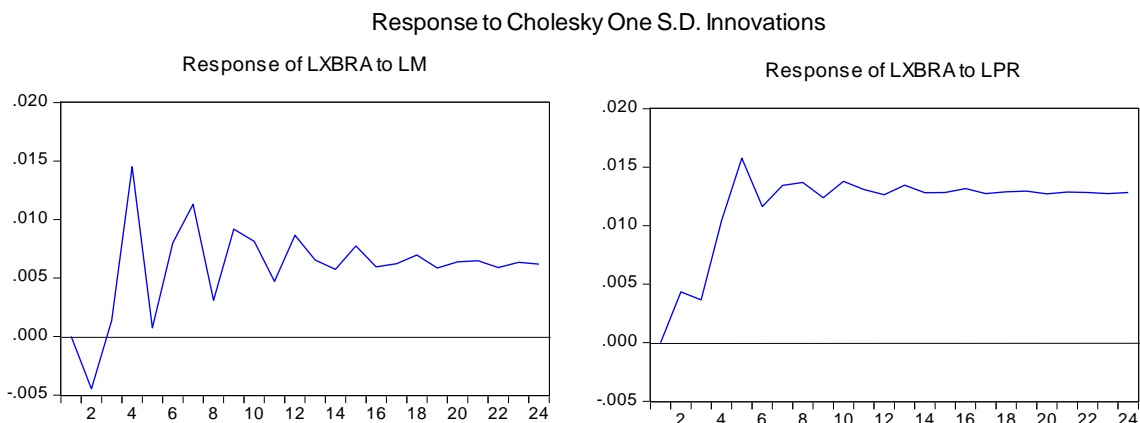
De acuerdo con el valor de los coeficientes estimados, el mayor impacto para el caso de Brasil proviene de la demanda mundial, con una elasticidad de cerca de 1, mientras que los precios de los alimentos impactan significativamente, pero en menor medida, con un coeficiente de 0,45.

A partir del test de Granger, se rechaza la no causalidad de la demanda mundial y los precios internacionales sobre las exportaciones brasileñas pero también se rechaza la causalidad en el otro sentido, por lo que a partir de este test no se pueden sacar conclusiones. Este resultado

puede deberse a que Brasil es una economía grande y sus exportaciones impactan tanto en la demanda mundial como en los precios internacionales de los alimentos.

A continuación se presentan en la Figura 3 las funciones impulso respuesta:

**Figura 3: Funciones de impulso-respuesta**



Fuente: Elaboración propia.

El impacto de un shock de cualquiera de las dos variables sobre las exportaciones es positivo luego de 12 períodos para la demanda mundial y con un impacto por debajo del 1% y de 6 períodos para los precios, con un efecto final cercano al 1,5%.

En el caso de Chile, una vez analizada la estacionariedad de las series a incluir en el modelo (cuadros 1 y 2), todas las variables resultaron no estacionarias, por lo que se investigó la existencia de cointegración entre las variables, estimándose un vector de cointegración, en el que la volatilidad no resultó significativa y el tipo de cambio real entra, pero con signo negativo.

Por lo que la ecuación resultante es:

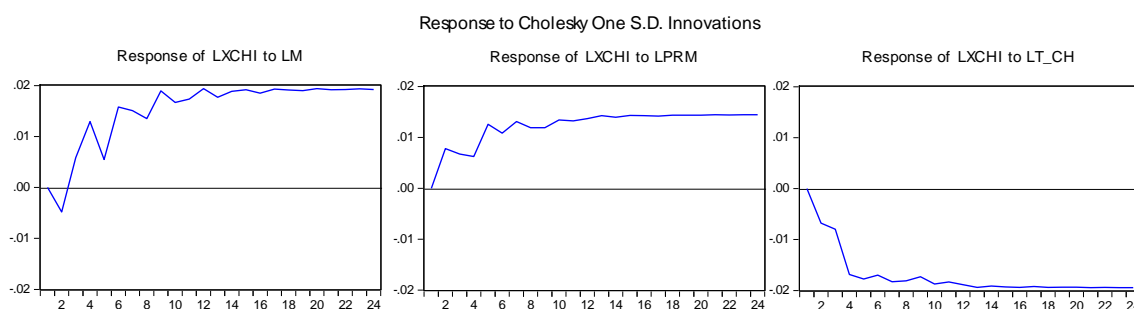
$$LXCHI_t = 1.317LM_t + 0.167LPRM_t - 0.539LT\_CH_t - 8.041$$

(14.819)                      (2.354)                      (-3.622)

La estimación del vector de cointegración para las exportaciones chilenas muestra un coeficiente positivo y superior a 1,3 para las importaciones mundiales, un coeficiente algo mayor a 0,15 para los precios internacionales de los metales.

A continuación en la figura 4 se presenta las funciones de impulso respuesta:

**Figura 4: Funciones de impulso-respuesta**



Fuente: Elaboración propia.

En las funciones de impulso-respuesta, que muestran el impacto de un shock de las diferentes variables sobre las exportaciones muestran que a pesar de un primer impacto negativo en el caso de la demanda mundial luego el impacto es positivo, llegando al 2%. Para el caso de los precios de los metales, el impacto se ve desde los primeros meses y se mantiene positivo, algo por debajo del 2%. En el caso del tipo de cambio real, el impacto es negativo, llegando a partir de los 4 meses a un efecto de 2%.

Para el caso de la economía chilena, el test de Granger no aporta un resultado, ya que se rechazan todas las opciones, por lo que se rechaza que unas variables no causen a las otras, pero en todos los sentidos.

En el caso del vector de cointegración para las exportaciones de Nueva Zelanda, no resultó significativa la volatilidad estimada.

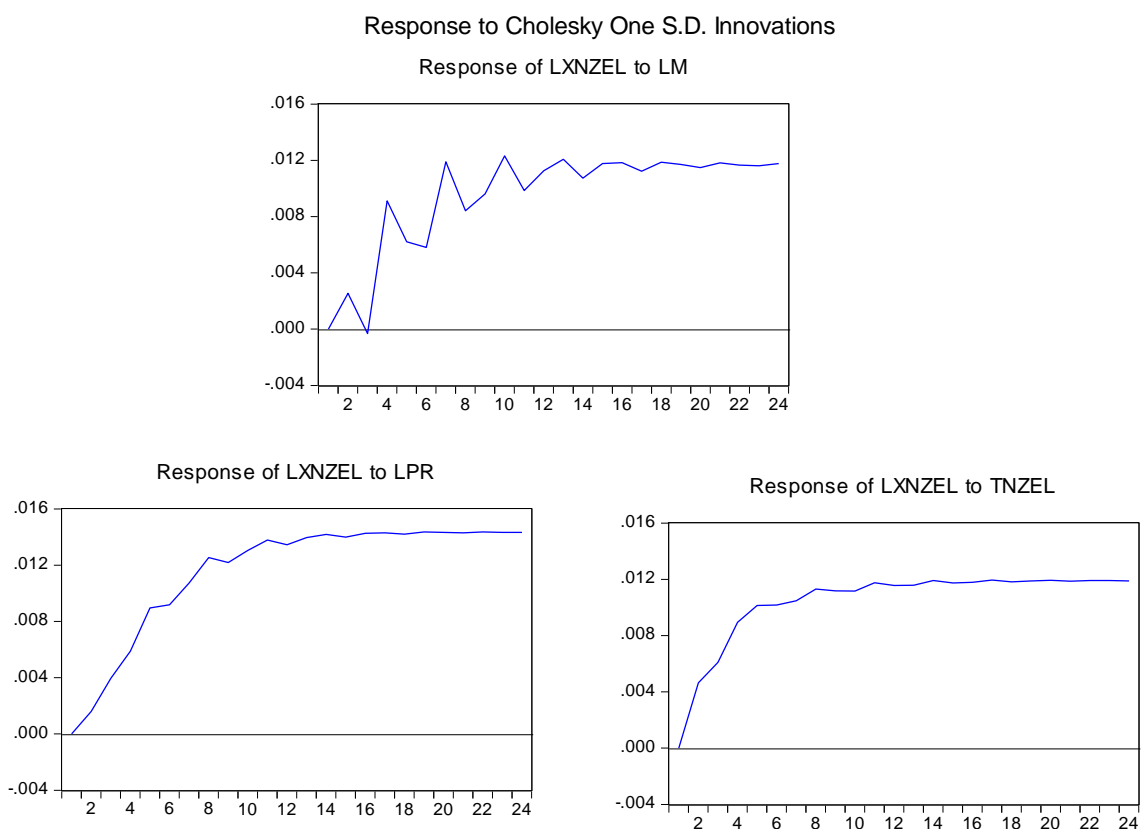
$$LXNZEL_t = 0.4484LM_t + 0.3176LPR_t + 0.235TNZEL_t - 1.6093$$

(11.0534)      (2.6943)      (2.0505)

El coeficiente de la demanda mundial resultó algo superior a 0,4, el de los precios internacionales de los alimentos cercano a 0,3 mientras que la elasticidad de respuesta de las exportaciones a las variaciones del tipo de cambio real fue estimado algo por encima de 0,2.

En la siguiente figura se presenta las funciones impulso respuesta:

**Figura 5: Funciones de impulso-respuesta**



Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, las funciones de impulso-respuesta muestran un impacto moderado de las tres variables, pero positivo y que mantiene en el tiempo, algo superior en el caso de los precios de los alimentos que la demanda mundial y el tipo de cambio real.

En lo que respecta al test de Granger, en el caso de Nueva Zelanda se rechaza (en el sentido de Granger) tanto los precios internacionales de los metales como la demanda mundial, que no causen las exportaciones de este país. Sin embargo, con respecto al tipo de cambio real no se rechaza que el tipo de cambio real no cause las exportaciones.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Ver Anexo E. Test de causalidad de Granger.

## 7. Reflexiones finales

Si bien en la literatura existe un consenso en cuanto al signo de cómo influye la demanda mundial y los precios sobre las exportaciones, la evidencia es menos concluyente cuando se incorpora la variable de volatilidad del tipo de cambio al análisis. A partir de los análisis realizados se puede concluir que la demanda mundial y los precios internacionales influyen sobre las exportaciones de bienes para el total de los países seleccionados. Solamente para el caso de Uruguay resultó significativo el impacto de la volatilidad en el corto y largo plazo en las exportaciones de bienes, de forma negativa.

En el caso de Brasil, Chile y Nueva Zelanda no se encontró evidencia de impactos de la volatilidad del tipo de cambio sobre las exportaciones, ello estaría indicando que la incertidumbre cambiaria no afecta las decisiones de exportación en dichos países, como si sucede en Uruguay, aunque en el caso de Nueva Zelanda y Chile se encontró impacto del tipo de cambio real en las exportaciones. Aunque en el caso de Chile el signo del coeficiente resultó negativo.

En el caso de Uruguay, que es una economía pequeña y abierta, el impacto negativo tanto a corto como a largo plazo de la volatilidad del tipo de cambio sobre las exportaciones sugiere recomendar como política económica no descuidar la importancia de conservar la estabilidad del tipo de cambio real como fuente de estabilidad de los sectores exportadores, por ende las exportaciones y los impactos en las variables macroeconómicas.

Adicionalmente, el hecho de no encontrar evidencia de la relación entre la volatilidad del tipo de cambio y las exportaciones en el resto de los países objeto de estudio puede responder a la metodología empleada, queda para testear en futuros trabajos como otras especificaciones de volatilidad modificarían los modelos.

## 8. Referencias bibliográficas

- Adamo, A. y Silva, M., 2008. El impacto de la volatilidad del tipo de cambio sobre el nivel de exportaciones manufactureras en el Perú: 1994-2004. *Seminario de Investigación*. Universidad del Pacífico. <http://www.zonaeconomica.com/files/peru-tdc.pdf>
- Aguirre, A., Ferreira, A. y Notini, H., 2007. The impact of exchange rate volatility on Brazilian manufactured exports, *Económica*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, vol. 0 (1-2), pp. 3-19.
- Akhtar, M. y 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.
- Arize, A., Osang, T., y Slottje, D., 2008. Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. *International Review of Economics y Finance*, Elsevier, vol. 17 (1), pp. 33-44.
- Baak, S., Al-Mahmood, A. y Vixathep, S., 2003. Exchange rate volatility and exports from East Asian countries to Japan and the United State. *Working Papers EMS\_2003\_01*, Research Institute, International University of Japan.
- Baum, C. y Caglayan, M., 2007. Effects of exchange rate volatility on the volume and volatility of bilateral exports. *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2006*.
- Baum, C., Caglayan, M. y Ozkan, N., 2004. Nonlinear effects of exchange rate volatility on the volume of bilateral exports. *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley y Sons, Ltd., vol. 19 (1), pp. 1-23.
- Berrettoni, D. y Castresana, S., 2007. Exportaciones y tipo de cambio real: el caso de las manufacturas industriales argentinas. *Revista de Comercio Exterior e Integración*, Centro de Economía Internacional (CEI), Buenos Aires, vol. 9, pp. 101-117.
- Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, T. y Engle, R., 1986. Modeling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, vol. 5, pp. 1-50.
- Bolleslev, T., Engle, y Nelson, D., 1994. Arch models. *Handbook of Econometrics*, vol. 4, Chapter 49, North Holland.
- Bouoiyour, J. y Selmi, R., 2014a. How does exchange rate uncertainty interact with international trade? A meta-analysis revisited. *MPRA Paper 56201*, University Library of Munich, Germany.
- Bouoiyour, J. y Selmi, R., 2014b. How robust is the connection between exchange rate uncertainty and Tunisia's exports? *MPRA Paper 57505*, University Library of Munich, Germany.
- Bredin, D., Fountas, S. y Murphy, E., 2002. An empirical analysis of short-run and long-run Irish export functions: Does exchange rate volatility matter? *Research Technical Papers 1/RT/02*, Central Bank of Ireland.

- Cheung, Yin-Wong y Sengupta, Rajeswari, 2012. Impact of exchange rate movements on exports: an analysis of Indian non-financial sector firms, *MPRA Paper* 43118, University Library of Munich, Germany.
- Chit, M., Rizov, M. y Willenbockel, D., 2010. Exchange rate volatility and exports: New empirical evidence from the emerging East Asian economies. *The World Economy*, vol. 33 (2), pp. 239–263.
- 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.
- Coric, B. y 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.
- Cushman, D., 1983. The effects of real exchange rate risk on international trade. *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 15(1-2), pp. 45-63.
- Daude, C., Lorenzo, F. y Noya, N., 2000. Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia uruguaya con los socios del Mercosur. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. Iowa State University, John Wiley y Sons, Inc. Editors.
- De Grauwe, P., 1988. Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *Staff Papers-International Monetary Fund*, vol. 35 (1), pp. 63-84.
- Engle, R., 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, vol. 50, pp. 987–1008.
- Engle, R. y Granger, C., 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, vol. 55 (2), pp. 251-276.
- Frieden, J. 2014. Currency politics: the political economy of exchange rate policy. Introductory Chapters, Princeton University Press, p. 12.
- Gracia-Diez, M. & Novales, A., 1993. Guía para la estimación de modelos ARCH. *Estadística Española*, vol. 35 (132), pp. 5-38.
- Hooper, P. y 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.
- Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12 (2–3), pp. 231–254.
- Johansen, S., 1992. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, vol. 52 (3), pp. 389-402.
- Masron, T. y Mohd, A., 2009. Export, economic integration and exchange rate volatility in Turkey and Malaysia. *Journal of International Finance and Economics*, vol. 5 (9), pp. 42-54.

- Mukhtar, F. y Malik, S., 2010. Exchange rate volatility and export growth: Evidence from selected South Asian countries. *Zagreb International Review of Economics and Business*, Faculty of Economics and Business, University of Zagreb, vol. 13 (2), pp. 27-37.
- Mustafa, K. y Nishat, M., 2004. Volatility of exchange rate and export growth in Pakistan: The structure and interdependence in regional markets. *The Pakistan Development Review*, Pakistan Institute of Development Economics, vol. 43(4), pp. 813-828.
- 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.
- Ramli, N. y Podivinsky, J., 2011. The effects of exchange rate volatility on exports: Some new evidence for regional ASEAN countries. *The Economic and Social Data Service (ESDS)*, International Annual Conference Institute of Materials, London.
- Serenis, D. y Serenis, P., 2008. The impact of exchange rate volatility on exports: Evidence four European Countries. In: *International Conference on Applied Economics – ICOAE*. Kastoria, Greece 15 - 17 May 2008.
- Zakaria, Z., 2013. The relationship between export and exchange rate volatility: Empirical evidence based on the trade between Malaysia and its major trading partners. *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB)*, An Online International Monthly Journal (ISSN: 2306-367X), vol. 2 (2).

## Anexo A – Caracterización de las exportaciones

CUADRO A.1: PARTICIPACIÓN DE LAS EXPORTACIONES POR PAÍS O ZONA DE DESTINO

País origen: Uruguay			País origen: Chile		
País o zona destino	2013	1994	País o zona destino	2013	1990
Brasil	18,9%	25,8%	China	24,8%	0,4%
Europa y Asia Central	17,2%	21,6%	Europa y Asia Central	17,4%	36,0%
Zona Franca	16,0%	0,1%	Estados Unidos	12,7%	16,8%
China	14,2%	6,0%	Japón	9,9%	16,2%
Argentina	5,4%	20,0%	Brasil	5,7%	5,8%
Venezuela	4,9%	0,1%	Corea, Rep.	5,5%	3,0%
Estados Unidos	3,9%	6,9%	India	3,0%	0,7%
Rusia	3,1%	0,5%	Peru	2,5%	0,9%
Otros	16,4%	19,1%	Otros	18,4%	20,3%

País origen: Brasil			País Origen: Nueva Zelanda		
País o zona destino	2013	1990	País o zona destino	2013	1990
Europa y Asia Central	23,3%	31,9%	China	20,7%	1,0%
China	19,0%	1,2%	Australia	19,0%	19,0%
Estados Unidos	10,3%	24,6%	Europa y Asia Central	10,6%	18,2%
Argentina	8,1%	2,1%	Estados Unidos	8,5%	13,1%
Japón	3,3%	7,5%	Japón	5,9%	16,1%
Venezuela	2,0%	0,9%	Corea, Rep.	3,4%	4,2%
Corea, Rep.	2,0%	1,7%	Latino América y Caribe	3,2%	3,0%
Chile	1,9%	1,5%	Reino Unido	2,9%	7,0%
Otros	30,2%	28,6%	Otros	25,7%	18,4%

Nota: El término *Others* refiere al resto del mundo.

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

En el siguiente cuadro se detalla de manera resumida la composición de los productos exportados:<sup>12</sup>

**CUADRO A.2: DESCRIPCIÓN SISTEMATIZADA DE LAS CATEGORÍAS DE PRODUCTOS EXPORTADOS**

Grupos de productos	Descripción producto	Grupos de productos	Descripción producto
Animal	Animales vivos Carne Pescados Carne de aves Productos de origen animal	Textiles y vestimenta	Lana Algodón Las demás fibras textiles vegetales Filamentos sintéticos o artificiales Fibras artificiales discontinuas Guata, fieltro y tela no tejida Alfombras y demás revestimientos para el suelo Tejidos de punto Los demás artículos textiles confeccionados
Vegetal	Árboles vivos y otras plantas Hortalizas, plantas, raíces y tubérculos Frutas Café, té y especias Cereales Malta, almidones Semillas oleaginosas, semillas, granos Extractos vegetales Producción de hortalizas Animales/grasas y aceites	Calzado	Calzado, polainas y artículos análogos Artículos de sombrerería y sus partes. Paraguas, bastones, bastones asiento y látigos
Productos alimenticios	Preparación de carnes y pescados Azúcares y artículos de confitería Cacao y sus preparaciones Preparación de cereales, harina y leche Preparación de vegetales, frutas y frutos secos Diversas preparaciones alimenticias Bebidas, líquidos alcohólicos y vinagre Residuos y desperdicios de la industria de alimentos Tabaco	Piedra y vidrio	Arte en piedra, yeso y cemento Productos cerámicos Vidrio y sus manufacturas Las perlas naturales, piedras preciosas y metales
Minerales	Sal, azufre, tierra y piedra Minerales metalíferos y cenizas	Metales	Metales hierro y acero Manufacturas de hierro o acero Cobre y sus manufacturas Níquel y sus manufacturas Aluminio y sus manufacturas Plomo y sus manufacturas Cinc y sus manufacturas Estaño y sus manufacturas Los demás metales comunes y manufacturas de estas materias Herramienta, implementos, cubiertos, cuchara y tenedor Manufacturas diversas de metales comunes
Combustibles	Combustibles, aceites y productos derivados	Maquinaria y Electricidad	Reactores nucleares y calderas Maquinas, equipos y partes eléctricas
Productos químicos	Productos químicos inorgánicos Productos químicos orgánicos Productos farmacéuticos Fertilizantes Aceites, escencias, perfumes y cosmética Jabón Explosivos y productos pirotécnicos Productos fotográficos o cinematográfico Productos químicos diversos	Transporte	Transporte tren, material rodante y piezas Vehículos Aeronaves, vehículos espaciales, y sus partes Barcos y demás estructuras flotantes
Plástico ó goma	Plásticos y sus manufacturas Goma y sus manufacturas	Varios	Óptica, foto y cine Aparatos de relojería y sus partes Instrumentos musicales y partes Armas, municiones, partes y accesorios Muebles, ropa de cama y colchón Juguetes, juegos y artículos para recreo o deporte Manufacturas diversas Obras de arte, piezas de colección y antigüedades Código Especial NU
Cueros y pieles	Pieles Manufacturas de cuero y artículos de talabartería Peletería y confecciones de peletería		
Madera	Madera y artículos de madera; carbón de madera Corcho y artículos de corcho Manufacturas de paja, esparto / otro espartería Pasta de madera Papel y cartón Productos editoriales de papel		

Fuente: Banco Mundial.

<sup>12</sup> <http://wits.worldbank.org/referencedata.html>

## Anexo B - Modelización de la heteroscedasticidad condicional

Por lo general se suele asumir la varianza de la distribución de un proceso de una serie como constante a lo largo del tiempo (homoscedasticidad), sin embargo, no todas las series presentan varianza constante a lo largo del tiempo (heteroscedasticidad).

Es por ello que en el presente trabajo se modela la varianza condicional de la variable tipo de cambio mediante un variante del proceso GARCH, introducido por Bollerslev, T. (1986), y ampliamente utilizadas para estimar la volatilidad de alguna variable en modelos de series de tiempo.

Consideremos un proceso estocástico univariado AR(1):

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{con } t = 1, \dots, n$$

donde  $\varepsilon_t$  es un ruido blanco  $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

y  $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$  si  $t \neq s$  (no autocorrelación serial)

para que el proceso  $y_t$  sea estacionario se debe cumplir que  $|\delta_1| < 1$ .

La esperanza incondicional (o marginal) matemática del proceso estocástico  $y_t$  se puede expresar como:

$$E(y_t) = E(\delta_0 + \delta_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t) = \delta_0 + \delta_1 \cdot E(y_{t-1}) \rightarrow E(y_t) = \frac{\delta_0}{1 - \delta_1}$$

y la varianza incondicional del proceso estocástico  $y_t$  es:

$$V(y_t) = V(\delta_0 + \delta_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t) = \delta_1^2 \cdot V(y_{t-1}) + V(\varepsilon_t) = \delta_1^2 \cdot \sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2 \rightarrow$$

$$\sigma_y^2 = \delta_1^2 \cdot \sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2 \rightarrow \sigma_y^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \delta_1^2}$$

Por otra parte, también se podría determinar la esperanza y varianza condicional, entendiendo por el término condicional a que se considera la información pasada de la variable o hasta el período anterior  $t - 1$ . Sea  $\Omega_{t-1}$  el conjunto de información que incluye todo el pasado de la variable  $y_t: \Omega_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-n}\}$ . La esperanza y varianza condicional se puede representar respectivamente de la siguiente forma:

$$E(y_t | \Omega_{t-1}) = E_{t-1}(y_t) = \delta_0 + \delta_1 \cdot y_{t-1}$$

$$V(y_t | \Omega_{t-1}) = Var_{t-1}(y_t) = E_{t-1}[y_t - E_{t-1}(y_t)]^2 = E_{t-1}(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2$$

En este caso se muestra que tanto la varianza condicional como 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).

## El modelo ARCH

Los procesos univariante ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) permiten que la varianza condicional del término de error  $\varepsilon_t$  cambie en el tiempo, para ello se considera el conjunto de información disponible al momento t-1,  $\sigma_\varepsilon: \Omega_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-n}\}$  y una especificación del cuadrado de los errores de predicción de los períodos anteriores  $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_t^2 = f(\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots)$ . De esta forma se le asigna mayor ponderación al pasado más reciente.

Sea el modelo univariado ARCH(1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2$$

con  $\delta_0 \geq 0$  y  $\delta_1 \geq 0$ , donde la varianza condicional depende de un retardo de  $\varepsilon_t$ . La distribución condicional de  $\varepsilon_t$ , suponiendo normalidad es:

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$\sigma_t^2 > 0$  pues es la varianza condicional de  $\varepsilon_t \rightarrow \alpha_1$  debe ser no negativo.

Calculando la esperanza  $E(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot E(\varepsilon_{t-1}^2)$ , el proceso ARCH(1) debe satisfacer  $|\alpha_1| < 1$  para obtener la estacionariedad en varianza del modelo y evitar que  $\sigma_t^2$  sea explosivo.

De la ecuación  $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ , surge que de un alto valor de  $\varepsilon_{t-1}^2 \rightarrow$  la varianza  $\sigma_t^2$  condicionada a ese valor de  $\varepsilon_{t-1}^2$  también será elevada  $\rightarrow$  un alto  $\sigma_t^2$ .

De manera generalizada tenemos que un ARCH(q) se puede expresar de la siguiente manera:

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2$$

con  $\delta_0 \geq 0, \delta_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, q$

## El modelo GARCH

El proceso GARCH(p,q) (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) es una técnica desarrollada por Bollerslev, T. (1986) a partir de los trabajos de Engel, R. (1972) que permite que la varianza condicional (volatilidad) de la secuencia  $y_t$  constituya un proceso ARMA. Para ello se estima  $\{y_t\}$  como un proceso ARMA. Si el modelo  $\{y_t\}$  es adecuado, la función de autocorrelación (ACF) y la función de autocorrelación parcial de los residuos debe comportarse como un proceso ruido blanco. El ACF de los residuos al cuadrado ayuda a identificar el orden del proceso GARCH.

En la especificación GARCH la varianza condicional de  $\varepsilon_t: \{\sigma_t^2\}$  depende de los retardos de los residuos y los retardos de sus propios valores:

Como  $E_{t-1} \cdot \varepsilon_t^2 = \sigma_t^2$ , es posible escribir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

, esta última ecuación se parece a un proceso ARMA(p,q) en la secuencia  $\{\varepsilon_t^2\}$ . Si hay heteroscedasticidad condicional, el correlograma debería seguir el proceso.

### El modelo GARCH(1,1)

Siguiendo a Gracia-Diez, M. y Novales, A. (1993), sea la especificación GARCH(1,1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot \sigma_{t-1}^2$$

,  $\alpha_0 > 0, \alpha_1 > 0, \beta_1 > 0$ .

, y  $\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$

Notar que  $|\beta_1| < 1$  es una condición necesaria para la estabilidad del modelo, ya que sí:

$$\sigma_t^2 - \beta_1 \cdot \sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 - \beta_1 L \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2$$

$$(1 - \beta_1 L) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \beta_1} + \frac{\alpha_1}{1 - \beta_1 L} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$$

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

Por otra parte, en un horizonte de previsión s para el modelo GARCH(1,1) se tiene que:

$$E_t \sigma_{t+s}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 E_t \varepsilon_{t+s-1}^2 + \beta_1 E_t \sigma_{t+s-1}^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) E_t \sigma_{t+s-1}^2$$

, por tanto, para que el proceso de varianza condicional sea estacionario se debe cumplir que  $|\alpha_1 + \beta_1| < 1$ .

### El modelo IGARCH

Es común encontrar en la evidencia empírica que los modelos GARCH(1,1) presenten en las estimaciones de sus parámetros  $\hat{\alpha}_1$  y  $\hat{\beta}_1$  valores de  $|\alpha_1 + \beta_1|$  próximos a uno, lo que lo hace que el proceso sea integrado en varianza, y no estacionario. En la literatura se le denomina IGARCH (*Integrated* GARCH).

Consideremos un proceso GARCH(1,1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

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

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + (1 - \alpha_1) \sigma_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 - \alpha_1 \sigma_{t-1}^2$$

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

## Anexo C – Resultados test de cointegración de Johansen

**CUADRO C.1: MODELO URUGUAY**

<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (Traza)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Traza	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.140975	53.68091	47.85613	0.0129
Al menos 1	0.041784	15.69157	29.79707	0.7338
Al menos 2	0.019840	5.021150	15.49471	0.8066
Al menos 3	4.52E-05	0.011308	3.841466	0.9151
<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (máximo Valor propio)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Estadístico de máx. valor propio	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.140975	37.98934	27.58434	0.0016
Al menos 1	0.041784	10.67042	21.13162	0.6801
Al menos 2	0.019840	5.009842	14.26460	0.7406
Al menos 3	4.52E-05	0.011308	3.841466	0.9151

Fuente: Elaboración propia.

**CUADRO C.2: MODELO BRASIL**

<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (Traza)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Traza	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.104005	34.33773	29.79707	0.0140
Al menos 1	0.025802	6.663086	15.49471	0.6171
Al menos 2	0.000301	0.075740	3.841466	0.7831
<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (máximo Valor propio)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Estadístico de máx. valor propio	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.104005	27.67465	21.13162	0.0052
Al menos 1	0.025802	6.587346	14.26460	0.5390
Al menos 2	0.000301	0.075740	3.841466	0.7831

Fuente: Elaboración propia.

**CUADRO C.3: MODELO CHILE**

<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (Traza)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Traza	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.153694	68.05011	47.85613	0.0002
Al menos 1	0.050201	21.82604	29.79707	0.3083
Al menos 2	0.025631	7.559157	15.49471	0.5137
<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (máximo Valor propio)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Estadístico de máx. valor propio	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.153694	46.22407	27.58434	0.0001
Al menos 1	0.050201	14.26688	21.13162	0.3435
Al menos 2	0.025631	7.192327	14.26460	0.4666

Fuente: Elaboración propia.

**CUADRO C.4: MODELO NUEVA ZELANDA**

<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (Traza)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Traza	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.094067	61.07859	54.07904	0.0105
Al menos 1	0.074656	33.02212	35.19275	0.0842
Al menos 2	0.028089	10.98649	20.26184	0.5434
<b>Test de de Cointegración de Rango irrestricto (máximo Valor propio)</b>				
Hipótesis Nº de EC(s)	Valor propio	Estadístico de máx. valor propio	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.094020	28.04172	27.58434	0.0437
Al menos 1	0.048333	14.06953	21.13162	0.3594
Al menos 2	0.010187	2.908050	14.26460	0.9527

Fuente: Elaboración propia.

## Anexo D – Resultados de los modelos

CUADRO D.1: MODELO PARA URUGUAY

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1993M03 2013M12 Included observations: 250 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, Convergence achieved after 6 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(2) 1.551365 Probability 0.460389				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
X_URU(-1)	1.000000			
LM(-1)	-0.502423 (0.09624) [-5.22027]			
LPR(-1)	-0.927918 (0.13380) [-6.93516]			
LV(-1)	0.191734 (0.03784) [ 5.06706]			
C	5.138552			
Error Correction:	D(X_URU)	D(LM)	D(LPR)	D(LV)
CointEq1	-0.207329 (0.04668) [-4.44137]	0.000000 (0.00000) [ NA]	0.000000 (0.00000) [ NA]	-0.203877 (0.06048) [-3.37071]

### Tests para los residuos:

#### Normalidad

VEC Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: residuals are multivariate normal Sample: 1993M03 2015M12 Included observations: 250				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.085123	0.301916	1	0.5827
2	-0.144562	0.870763	1	0.3507
3	0.108172	0.487549	1	0.4850
4	0.994500	41.20961	1	0.0000

Joint	42.86983	4	0.0000	
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.237702	0.588564	1	0.4430
2	3.190737	0.378966	1	0.5382
3	3.085267	0.075734	1	0.7832
4	4.216044	15.40378	1	0.0001
Joint	16.44704	4	0.0025	
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.890480	2	0.6407	
2	1.249729	2	0.5353	
3	0.563283	2	0.7545	
4	56.61338	2	0.0000	
Joint	59.31687	8	0.0000	

No se logró normalizar los residuos de la volatilidad del tipo de cambio real en el modelo, pero si las restantes variables.

### Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1993M03 2015M12		
Included observations: 250		
Lags	LM-Stat	Prob
1	23.70344	0.0962
2	20.09245	0.2161
3	30.80591	0.0142
4	25.95701	0.0546
5	17.49204	0.3545
6	21.10790	0.1744
7	22.66119	0.1231
8	11.49250	0.7781
9	16.73246	0.4031
10	23.35148	0.1047
11	22.07018	0.1409
12	28.93485	0.0244
Probs from chi-square with 16 df.		

**CUADRO: D.2 MODELO PARA BRASIL**

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1990M06 2013M12 Included observations: 283 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
LXBRA(-1)	1.000000		
LM(-1)	-1.070672 (0.06831) [-15.6731]		
LPR(-1)	-0.452393 (0.10537) [-4.29324]		
C	7.586089		
Error Correction:	D(LXBRA)	D(LM)	D(LPR)
CointEq1	-0.118187 (0.05965) [-1.98123]	0.044218 (0.02315) [ 1.91019]	0.056922 (0.01851) [ 3.07458]

**Tests para los residuos:**

**Normalidad**

VEC Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: residuals are multivariate normal Sample: 1990M01 2015M12 Included observations: 283				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.078317	0.289296	1	0.5907
2	0.061815	0.180226	1	0.6712
3	0.201455	1.914208	1	0.1665
Joint		2.383731	3	0.4967
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.700502	5.786212	1	0.0162
2	3.217635	0.558514	1	0.4549
3	3.139177	0.228406	1	0.6327
Joint		6.573132	3	0.0868
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	6.075508	2	0.0479	
2	0.738741	2	0.6912	
3	2.142614	2	0.3426	

Joint	8.956863	6	0.1760
-------	----------	---	--------

### Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1990M01 2015M12		
Included observations: 283		
Lags	LM-Stat	Prob
1	4.997619	0.8345
2	10.17259	0.3367
3	13.65610	0.1351
4	9.110659	0.4271
5	10.85226	0.2860
6	5.165150	0.8197
7	5.296782	0.8077
8	10.18649	0.3356
9	21.84128	0.0094
10	8.604039	0.4746
11	7.826809	0.5517
12	10.79665	0.2899

Probs from chi-square with 9 df.

### CUADRO D.3: MODELO PARA CHILE

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 1990M06 2013M12	
Included observations: 277 after adjustments	
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, A(2,1)=0, Convergence achieved after 4 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1)                    1.769021 Probability                        0.183503	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LXCHI(-1)	1.000000
LM(-1)	-1.316998 (0.08887) [-14.8189]
LPRM(-1)	-0.166941 (0.07093) [-2.35376]
LT_CH(-1)	0.539220 (0.14887) [ 3.62200]

C	8.040838			
Error Correction:	D(LXCHI)	D(LM)	D(LPRM)	D(LT_CH)
CointEq1	-0.233239 (0.05856) [-3.98285]	0.000000 (0.00000) [ NA]	0.074113 (0.02656) [ 2.79033]	-0.043966 (0.01238) [-3.55260]

### Tests para los residuos:

#### Normalidad

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1990M01 2015M12				
Included observations: 277				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.185299	1.585161	1	0.2080
2	-0.071681	0.237211	1	0.6262
3	-0.183284	1.550878	1	0.2130
4	0.105833	0.517099	1	0.4721
Joint		3.890348	4	0.4210
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.859900	0.226540	1	0.6341
2	3.220555	0.561440	1	0.4537
3	3.772636	6.889987	1	0.0087
4	3.346623	1.386701	1	0.2390
Joint		9.064667	4	0.0595
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.811701	2	0.4042	
2	0.798651	2	0.6708	
3	8.440865	2	0.0147	
4	1.903800	2	0.3860	
Joint	12.95502	8	0.1134	

### Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1990M01 2015M12		
Included observations: 277		
Lags	LM-Stat	Prob
1	23.87143	0.0924
2	22.28878	0.1341
3	14.32512	0.5745
4	22.42527	0.1300
5	19.72569	0.2328
6	23.05194	0.1124
7	21.49179	0.1604
8	10.93513	0.8135
9	28.45800	0.0279
10	35.92216	0.0030
11	18.85981	0.2760
12	24.14159	0.0865
Probs from chi-square with 16 df.		

### CUADRO D.4: MODELO PARA NUEVA ZELANDA

Vector Error Correction Estimates	
Date: 05/13/15 Time: 17:03	
Sample (adjusted): 1990M05 2013M12	
Included observations: 284 after adjustments	
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]	
Cointegration Restrictions:	
B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(4,1)=0	
Convergence achieved after 4 iterations.	
Restrictions identify all cointegrating vectors	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(2)	1.135440
Probability	0.566816
Cointegrating Eq:	CointEq1
LXNZEL(-1)	1.000000
LM(-1)	-0.448953 (0.04062) [-11.0538]
LPR(-1)	-0.315355 (0.11802) [-2.67199]
TNZEL(-1)	-0.236838 (0.11478) [-2.06342]

C	1.614207			
Error Correction:	D(LXNZEL)	D(LM)	D(LPR)	D(TNZEL)
CointEq1	-0.323280 (0.07324) [-4.41382]	0.000000 (0.00000) [ NA]	0.061456 (0.02884) [ 2.13080]	0.000000 (0.00000) [ NA]

### Tests para los residuos:

#### Normalidad

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1990M01 2015M12				
Included observations: 284				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.019800	0.018953	1	0.8905
2	-0.056990	0.157008	1	0.6919
3	0.130703	0.825848	1	0.3635
4	-0.090402	0.395077	1	0.5296
Joint		1.396887	4	0.8447
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.779313	0.497113	1	0.4808
2	2.879669	0.122941	1	0.7259
3	3.471625	3.027686	1	0.0819
4	3.568841	4.340417	1	0.0372
Joint		7.988157	4	0.0920
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.516066	2	0.7726	
2	0.279949	2	0.8694	
3	3.853534	2	0.1456	
4	4.735494	2	0.0937	
Joint	48.84045	55	0.7077	

## Autocorrelación

Lags	LM-Stat	Prob
1	17.97660	0.3253
2	30.22301	0.0169
3	17.69669	0.3420
4	19.83141	0.2279
5	24.78242	0.0738
6	16.33738	0.4297
7	18.52146	0.2943
8	13.14609	0.6620
9	24.39440	0.0812
10	33.53211	0.0063
11	30.55773	0.0153
12	40.59445	0.0006

Probs from chi-square with 16 df.

## Anexo E - Test de causalidad de Granger

**CUADRO E.1: URUGUAY**

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1990M01 2013M12			
Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LV does not Granger Cause X_URU	274	2.37653	0.0065
X_URU does not Granger Cause LV		1.04823	0.4052
LM does not Granger Cause X_URU	276	4.30695	3.E-06
X_URU does not Granger Cause LM		3.73174	3.E-05
LPR does not Granger Cause X_URU	276	3.05936	0.0005
X_URU does not Granger Cause LPR		1.03228	0.4195

Fuente: Elaboración propia.

**CUADRO E.2: BRASIL**

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1990M01 2013M12			
Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LM does not Granger Cause LXBRA	276	8.24834	4.E-13
LXBRA does not Granger Cause LM		2.73805	0.0017
LPR does not Granger Cause LXBRA	276	5.03617	2.E-07
LXBRA does not Granger Cause LPR		1.97013	0.0274

Fuente: Elaboración propia.

### CUADRO E.3: CHILE

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1990M01 2015M12			
Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LM does not Granger Cause LXCHI	276	4.87922	3.E-07
LXCHI does not Granger Cause LM		8.78288	6.E-14
LPRM does not Granger Cause LXCHI	263	7.12267	5.E-11
LXCHI does not Granger Cause LPRM		3.36855	0.0001
LT_CH does not Granger Cause LXCHI	276	1.07848	0.3787
LXCHI does not Granger Cause LT_CH		1.08574	0.3725

Fuente: Elaboración propia.

### CUADRO E.4: NUEVA ZELANDA

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1990M01 2015M12			
Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LXNZEL does not Granger Cause TNZEL	276	0.82036	0.6294
TNZEL does not Granger Cause LXNZEL		6.41637	6.E-10
LM does not Granger Cause LXNZEL	276	10.8901	2.E-17
LXNZEL does not Granger Cause LM		7.13552	4.E-11
LPR does not Granger Cause LXNZEL	276	4.34733	3.E-06
LXNZEL does not Granger Cause LPR		2.66992	0.0022

Fuente: Elaboración propia.