

Covri Rivera, Daniele

## Article

# La elasticidad de la demanda de exportaciones ecuatorianas en el periodo dolarizado

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa

### Provided in Cooperation with:

Universidad Pablo de Olavide, Sevilla

*Suggested Citation:* Covri Rivera, Daniele (2022) : La elasticidad de la demanda de exportaciones ecuatorianas en el periodo dolarizado, Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa, ISSN 1886-516X, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla, Vol. 34, pp. 387-414, <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.5440>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/286295>

### Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

### Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/>



## La elasticidad de la demanda de exportaciones ecuatorianas en el periodo dolarizado

COVRI RIVERA, DANIELE

Universidad Católica de Cuenca (Ecuador)

Correo electrónico: [daniele.covri@ucacue.edu.ec](mailto:daniele.covri@ucacue.edu.ec)

### RESUMEN

Debido a que las exportaciones constituyen una variable determinante del producto nacional de Ecuador, esta investigación pretende estimar qué resultados cuantitativos las determinan, primero tomándolas de manera agregada, después por grupo de productos y, finalmente, considera el mercado principal de destino, para lo cual se revisa a los cuatro principales socios comerciales del país: EE.UU., Chile, Perú y Colombia. Para encontrar las elasticidades se emplean modelos de cointegración ARDL y VEC, y para los casos de ausencia de una tendencia estocástica común los coeficientes de corto plazo se obtienen implementando modelos VAR. Al final se efectúan estimaciones ARDL de corto y largo plazo con variables en distinto orden de integración, según la metodología de Pesaran, Shin y Smith (2001) basada en los bounds test. Los principales hallazgos evidencian que a corto plazo la mayoría de coeficientes no son significativos. Al contrario, en el largo plazo la renta extranjera y el índice de precios resultan siempre significativos a excepción de Perú. La tasa de cambio real y la volatilidad resultan para ciertas regresiones significativas dependiendo del modelo aplicado, aunque a veces con signos inesperados. La regresión inherente en el caso de Colombia es totalmente inconcluyente.

**Palabras clave:** exportaciones; modelo autorregresivo de retardos distribuidos; modelo de corrección de error.

**Clasificación JEL:** C22, F10, F14, F31.

**MSC2010:** 62P20.

## The elasticity of demand for Ecuadorian exports in the dollarized period

### ABSTRACT

Exports are a determining variable of the national product so the objective is to perform quantitative estimations, first taking them in an aggregate manner, then by group of products and finally by the main destination market, considering here the four main ones constituted by the US, Chile, Peru and Colombia. Then, the elasticities are found by co-integration models ARDL and VECM, while for the cases of absence of a common stochastic trend the short-term coefficients are obtained through VAR models. At the end, short and long-term ARDL estimates are also made with variables that present a different order of integration, according to the methodology of Pesaran, Shin and Smith (2001), based on the bounds testing approach. The main findings show that in the short term most coefficients are not significant. On the contrary, in the long-term foreign income and the price index are always significant except for Peru. The variables of real exchange rate and volatility are significant only in certain regressions depending on the model considered, although sometimes with unexpected signs. Finally, the regression involving Colombia is totally inconclusive.

**Keywords:** exports; ARDL; Error Correction Model; VECM.

**JEL classification:** C22, F10, F14, F31.

**MSC2010:** 62P20.



## 1. Introducción

Las exportaciones, un componente fundamental del PIB, miden el grado de competitividad de las empresas de un país en relación con los otros; ciertamente, algunos países como los tigres asiáticos han basado su crecimiento económico en las exportaciones (*export-led growth*). La pregunta que emerge de este hecho es si existen factores objetivos cuantitativos medibles que puedan explicar esta variable o si, al contrario, estamos ante un conjunto de elementos más intangibles, descriptivos y cualitativos. Otra pregunta al respecto se relaciona con los mercados de destino: ¿se caracterizan estos por su forma homogénea o las elasticidades individuales varían considerablemente entre ellos? Finalmente, interesa saber si existen variaciones entre el corto y el largo plazo y las consecuencias de este impacto para la política comercial. Este trabajo, fundamentando en estas preguntas, pretende echar luz sobre una cuestión de vital importancia para la macroeconomía y se aplica al caso de Ecuador en virtud de las escasas investigaciones previas que existen al respecto.

La primera premisa del estudio, basada en la teoría económica, es que muchos países se han aventajado en ciertos períodos por tasas de cambio favorables para vender más productos en el extranjero. Este fenómeno se origina cuando un bien vendido con una moneda devaluada se presenta como más barato para los consumidores foráneos. Lo que se espera entonces es que un aumento de la tasa de cambio real bilateral (depreciación real según la metodología del Banco Central del Ecuador) comporte un incremento de las exportaciones. La fórmula de referencia es la siguiente:

$$TR = \frac{E * P_i}{E_i * P} * 100 \quad [1]$$

donde  $TR$  es la tasa de cambio real bilateral,  $P$  el índice de precios al consumidor del Ecuador,  $P_i$  el índice de precios al consumidor del país extranjero,  $E$  el índice de cambio nominal del Ecuador y  $E_i$  el índice de cambio nominal del socio comercial (unidades de la moneda del país extranjero por dólar de los Estados Unidos de América).

La segunda premisa se vincula con la renta del socio comercial. Se puede afirmar que, *ceteris paribus*, si ésta aumenta, subiría igualmente el nivel de exportaciones ecuatorianas, pues los consumidores extranjeros, al disponer de un mayor poder adquisitivo, podrían comprar más productos tanto internos como externos. Asimismo, al considerar la volatilidad, lo que se ha observado en algunos estudios aplicados es que normalmente períodos más estables favorecen el intercambio comercial por lo que esta variable debería actuar de forma inversamente proporcional respecto a las exportaciones. Sin embargo, a pesar de que el coeficiente asociado no siempre resulta significativo, la volatilidad suele incluirse igualmente como variable de control dentro del modelo.

Con la finalidad de poder resolver las preguntas de investigación, en este estudio se implementa un modelo econométrico ARDL, un modelo autorregresivo de retardos distribuidos y después la cointegración permitirá encontrar los valores de corto y largo plazo, lo que se espera es que para mayores horizontes temporales las elasticidades sean de mayor amplitud, puesto que hay más tiempo para la adaptación y el cambio. Para mayor robustez se repite el proceso usando un modelo de vectores autorregresivos VEC. Debido a que las variables no siempre poseen raíces unitarias, y debido a que no siempre se encuentran relaciones estables de largo plazo, es conminatorio calcular elasticidades únicamente de corto plazo mediante estimaciones VAR. Al final, se decidió incluir regresiones que implementan la moderna técnica de Pesaran, Shin y Smith (2001) del *bounds testing approach* que faculta encontrar relaciones de largo plazo para variables integradas de orden I (0) e I (1). El análisis se centra en el periodo de la dolarización y toma en cuenta la demanda de exportaciones agregada (hacia todos los países). Luego se analizan los grupos de productos exportables: los petroleros, los no petroleros tradicionales y los no petroleros no tradicionales. Para terminar, el estudio estima las elasticidades para los principales socios comerciales de Ecuador: EE.UU., Chile, Perú y Colombia.

Los principales hallazgos descubren que, de manera general, existen coeficientes de largo plazo significativos, en los que la variable de la renta extranjera alcanza gran amplitud para los mercados de EE.UU. y Chile, mientras que las estimaciones inherentes para los grupos de productos, el índice de precios lleva siempre coeficientes positivos. Al contrario, si se excluye la regresión peruana, las elasticidades de corto plazo en la mayoría de estimaciones no son significativas. Y para el socio comercial Colombia, las variables independientes no ofrecen ningún dato importante para explicar las exportaciones.

## 2. Estado de la cuestión

Las investigaciones emprendidas sobre este tema en Ecuador son realmente escasas. Existe un artículo de relevancia internacional escrito por Thaver y Bova (2014), que estudió la función de demanda de exportaciones para Ecuador en relación con su principal socio comercial, los EE.UU. En éste se efectúa una estimación ARDL de cointegración con datos anuales para el período 1965-2011. El modelo preveía, entre otras variables, la volatilidad de la tasa de cambio y una *dummy* para el período de la dolarización. El análisis concluyó que la dolarización ha impactado negativamente las exportaciones tanto a corto como a largo plazo y ha encarecido los bienes en términos relativos, lo que a su vez ha ocasionado que el país haya perdido competitividad. Debido a ello Paredes (2017) afirma de manera contundente la necesidad para Ecuador de volver a tener su propia moneda. Siempre en la misma línea, Acosta y Cajas (2020) afirman que la dolarización representa un mito que llena la economía ecuatoriana de incertidumbres. A pesar de ello la mayoría de actores políticos están convencidos que la dolarización deba mantenerse (Villalba, 2019). Entonces, si se desea fortalecerla, Fares y Zack (2018), que aplicaron su estudio al caso argentino, sugieren que “se deben fomentar los sectores con una mayor elasticidad ingreso de las exportaciones y una menor elasticidad ingreso de las importaciones” (p.23) para reestructurar la producción, mejorar la balanza de pagos y atraer divisas.

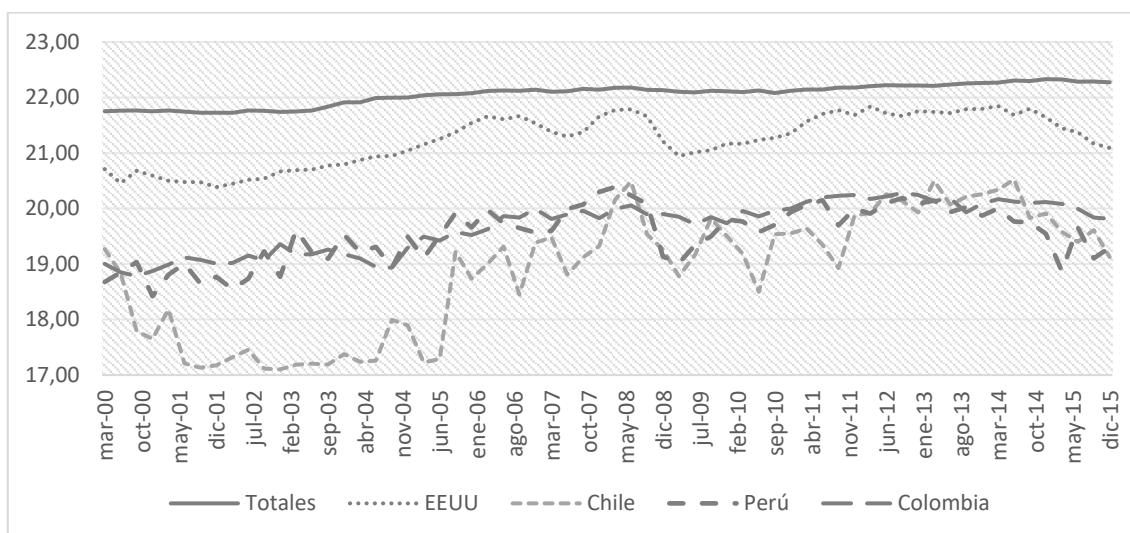
A nivel internacional resaltan diversos estudios. Narayan y Narayan (2010) estimaron datos semejantes en Sudáfrica y Mauricio y encontraron que el primer país no tenía elasticidades significativas y el segundo sí, pero solo cuando se consideraba la renta extranjera. Verheyen (2014) trató el caso de Alemania con la introducción del euro; su estudio concluyó que en este caso existe cointegración entre variables, aunque el resultado final indica que esta divisa no había penalizado las exportaciones. Buzaushina (2015) trató a los países del centro y este de Europa y, entre otras conclusiones, evidenció que las elasticidades del comercio a largo plazo dependen fundamentalmente de la renta extranjera. Demirhan y Demirhan (2015) investigaron el caso de Turquía centrándose en la estabilidad de la tasa de cambio. Su hallazgo más notable fue que la tasa afecta positivamente a las exportaciones reales tanto a corto como a largo plazo. Sultan (2012) aplicó la investigación a la India y en general encontró cointegración entre variables y coeficientes significativos tanto a corto como a largo plazo. Sawore (2016) analizó el caso de Etiopía y sus principales resultados sugieren que la renta extranjera no es significativa, al contrario de la tasa de cambio y de la liberalización comercial. Abbas (2012), en su estudio sobre Egipto, encontró que las variables son significativas y mantienen relaciones estables a largo plazo, pero los coeficientes asociados son, por lo general, inferiores a la unidad, es decir, inelásticos.

Las diversas investigaciones al respecto, *grosso modo*, utilizan la misma técnica de ARDL con cointegración y *bounds test* porque de esta manera se pueden observar los resultados de corto y largo plazo. Como ya se mencionó anteriormente, la teoría señala al respecto que las elasticidades de más largo horizonte temporal ostentan, por lo general, valores de mayor amplitud respecto a los que son más cercanos. A veces las elasticidades de corto plazo pueden inclusive no resultar estadísticamente significativas puesto que a las firmas les toma tiempo exportar sobre todo debido a los altos costos de ingresos en los mercados (Bernard & Jensen, 2004). En ciertas circunstancias, algunos autores prefieren estimar con modelos VEC; es el caso por ejemplo de Cermeño y Rivera (2016), quienes aplicaron el modelo a México y encontraron cointegración entre variables y coeficientes significativos.

### 3. Las exportaciones

Es necesario iniciar explicando cómo han evolucionado en el tiempo las exportaciones ecuatorianas en términos de valor. El Gráfico 1 señala cómo la serie de las exportaciones totales es la más estable de todas, tal y como se esperaba, debido al efecto de diversificación, y también muestra cómo al mismo tiempo esta serie ha crecido gradualmente en el periodo de la dolarización. Los valores reales han sido encontrados dividiendo los valores nominales por el índice de precios a la producción IPP y después han sido desestacionalizados mediante la técnica ARIMAX13. Otro dato que desvela es que el principal socio comercial del país es EE.UU., con quien las ventas se han mantenido más o menos constantes en el periodo estudiado, a excepción de una reducción a partir del 2008 provocada por la crisis financiera global. Para el caso de otro socio comercial, Chile, después del año 2005 existe mayor apertura y, de hecho, se observa una pendiente muy positiva que da lugar a que la serie recupere la distancia que mantenía con Perú y Colombia por lo que a partir de 2008 estos tres países constituyen mercados muy parecidos en términos de importancia para Ecuador.

**Gráfico 1. Exportaciones logarítmicas reales de Ecuador expresadas en valores trimestrales para el periodo 2000-2015, año base 2007.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Ecuador (2018).

Otro dato significativo es que, de acuerdo con el Observatorio de Complejidad Económica (OEC), Ecuador está en la posición 55 como mayor economía de exportación del mundo. En 2016 el país exportó aproximadamente 16,8 miles de millones de dólares (Simoes & Hidalgo, 2011). Los productos vendidos se pueden visualizar en la Tabla 1.

Un dato relevante que ofrece la Tabla 1 es el alto índice de concentración de los productos vendidos en el extranjero, pues el 72% de ellos está determinado únicamente por 5 categorías. En particular, se puede ver que la totalidad de las exportaciones está conformada por productos primarios, lo que supone una palpable señal de debilidad de la economía ecuatoriana y al mismo tiempo nos alerta sobre el riesgo del país porque depende de la volatilidad del precio de las *commodities*.

Vale acentuar que aquí no se tomó en cuenta la distinción entre productos *tradicionales* y *no tradicionales*, debido a la gran confusión que existe en la definición de *tradicional*. En efecto, a lo largo del tiempo la definición del término ha venido cambiando. En un principio era común entender a la palabra según su significado más común, pero hoy en día prevalece una acepción muy distinta: se refiere a un producto que en la cadena no lleva un valor agregado, esto quiere decir que actualmente los *productos no tradicionales* aluden a aquellos que implican un proceso de transformación y de manufactura y cuyo producto final es completamente nuevo y distinto respecto a su origen. Si

empleamos el criterio actual, por ejemplo, vender flores al extranjero debería categorizarse como tradicional, pero no es así. Si el sector es nuevo, si no se ha vendido antes este producto en grandes volúmenes en los mercados globales, se cataloga como *no tradicional*.

**Tabla 1. Principales exportaciones ecuatorianas (año 2015).**

| Producto          | Valor (miles de millones de USD) |
|-------------------|----------------------------------|
| Petróleo crudo    | 5,05                             |
| Plátanos          | 2,74                             |
| Crustáceos        | 2,59                             |
| Pescado procesado | 0,90                             |
| Flores cortadas   | 0,80                             |
| Suma              | 12,08                            |
| Porcentaje total  | 0,72                             |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central del Ecuador (2018).

Esta indefinición origina confusión y da lugar a que cada país publique sus propias estadísticas, a veces de acuerdo con sus propias conveniencias. Ese sería el caso de Ecuador que tratará de insertar la mayor parte de sus productos como *no tradicionales* con la finalidad de mostrar un cambio, mejora y desarrollo de su matriz productiva cuando en realidad ello no sucede porque lo que realmente exporta son productos primarios. Ciertamente, el Banco Central de Ecuador ubica como *primario no tradicional* toda una serie de productos como flores naturales, abacá, madera, productos mineros, frutas, tabaco en rama justificándose en las grandes ventas de estos productos en los últimos años. Podría inferirse que los productos industrializados no tradicionales poseen un mayor valor agregado, pero lamentablemente no parece ser el caso, pues en esa categoría figuran productos como jugos, conservas de fruta, harina de pescado o elaborados de banano. Afortunadamente en las últimas publicaciones mensuales del BCE se incluyen documentos que indican el componente tecnológico de las exportaciones. Así, para el año 2015 las ventas de alta tecnología al extranjero, a pesar de haber ido creciendo respecto al pasado, representaron aproximadamente solo el 1% del total, y la venta de productos de tecnología intermedia representó solo el 2%. Ambos datos son realmente dramáticos si se tiene en cuenta que todos los estudios recientes sobre el crecimiento económico subrayan al componente tecnológico como fundamental para mejorar y aumentar el nivel de vida.

Otra inferencia que se deriva de los datos es que el famoso cambio de la matriz productiva, tan impulsado por el gobierno del expresidente del país, Rafael Correa, no se ha concretado hasta el momento; tal vez haya que esperar más tiempo para cosechar evidencias contundentes. La pregunta que surge es si algo ha cambiado en este periodo de 16 años de dolarización: ¿se han modificado los principales productos de exportación en relación con el principio de la muestra, es decir, el año 2000?

La Tabla 2 ayuda a encontrar la respuesta: sin duda, el dato más relevante es el porcentaje de productos primarios vendidos al extranjero, el 76%. Si se comparan las dos tablas que se han mostrado se pueden concluir, en primer lugar, que Ecuador era y sigue siendo un país en desarrollo que exporta principalmente petróleo y otros productos primarios, principalmente recursos naturales que ofrece el medio ambiente. En segundo lugar, que el valor total de las exportaciones en términos nominales casi se ha cuadruplicado en este horizonte temporal de dolarización. Además, se puede reparar en la casi alarmante distancia del sector secundario respecto a los países del primer mundo. Si se enfoca la totalidad de manufacturas de metales y textiles, éstas representaban aproximadamente el 4% del total de las exportaciones para el año 2000, la situación es levemente peor en el 2015, cuando alcanza un valor cercano al 3% (datos BCE). La mayoría de la producción industrial está concentrada alrededor de las mismas materias primas que se han mostrado hasta ahora. Y si bien se debe mencionar que asoman

otros productos primarios que no constaban en las tablas (café, cacao, madera) el concepto es siempre el mismo.

**Tabla 2. Principales exportaciones del Ecuador en el año 2000.**

| <b>Producto</b>                | <b>Valor (miles de millones de USD)</b> |
|--------------------------------|---|
| Petróleo crudo                 | 2,14                                    |
| Banano y plátano               | 0,82                                    |
| Camarón                        | 0,27                                    |
| Flores naturales               | 0,15                                    |
| Pescado                        | 0,07                                    |
| Total productos primarios      | 3,64                                    |
| Total exportaciones            | 4,82                                    |
| Porcentaje productos primarios | 0,76                                    |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central del Ecuador (2018).

En ese escenario, parece urgente que se tomen medidas para diversificar los productos que se exportan, en particular sería recomendable para el desarrollo económico del país un incremento de aquellos que incorporen un mayor grado tecnológico y valor añadido para la cadena. Belloc y Di Maio (2011) ofrecieron algunas estrategias para mejorar la calidad, el volumen y el valor de las exportaciones. La primera de ellas es que un país debe crear las condiciones ambientales idóneas para los potenciales exportadores: infraestructura adecuada para carreteras, estaciones de servicio y otros lugares que puedan servir para la creación de bodegas y almacenamiento, siempre con fácil acceso a las vías de comunicación. Una segunda sugerencia es que la política gubernamental debe tender a una regulación simple y fácil de entender y aplicar, así que debe prever deducciones y estímulos fiscales para que se pueda exportar. En este mismo sentido, el acceso a la financiación debe ser mejorado; para ello se recomienda el desarrollo de una bolsa de valores más líquida y efectiva que permita a las pymes endeudarse a tasas más bajas respecto al tradicional préstamo bancario, por ejemplo, con la emisión de bonos corporativos que formen parte de fondos comunes de inversión. Al mismo tiempo, el Estado junto con entes privados debería estimular y concienciar sobre la existencia de los seguros para los fletes. Otra acción que tampoco se puede descuidar es continuar con el intento de cambio de la matriz productiva para lo que es necesaria una campaña de marketing que dé confianza sobre la posibilidad real de una mejora, debe contener promociones y ferias que deben ser estimuladas en el extranjero para dar a conocer al mundo los productos que oferta el país. En todo esto no puede faltar la asistencia institucional mediante centros de atención que sirvan para apoyar a los empresarios potenciales y existentes.

Un aspecto que explica el parcial fracaso de la política comercial ecuatoriana son los acuerdos y tratados comerciales. En este horizonte temporal de estudio, Ecuador, a diferencia de sus países vecinos y competidores principales como Perú y Colombia, no ha llegado a un acuerdo para firmar el tratado de libre comercio con EE.UU., su principal mercado de destino, lo que representa una falta grave. Si a esto se añade la ausencia de un TLC para el intercambio comercial con la Unión Europea en el periodo considerado (2000-2015), se explica el bajo valor de las exportaciones, un dato que podía mejorar si reconocemos que el 11 de noviembre de 2016 se llegó a un acuerdo con los países europeos. Tampoco se puede desconocer que Ecuador pertenece a la Comunidad Andina (CAN), a la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) y al Mercosur. Ciertamente, la inclinación explícita del Gobierno de la época en el ámbito comercial fue fortalecer las relaciones entre países vecinos y del área para la cual estimuló un gran número de preferencias arancelarias que también acordó con países lejanos como Rusia, Japón y Canadá.

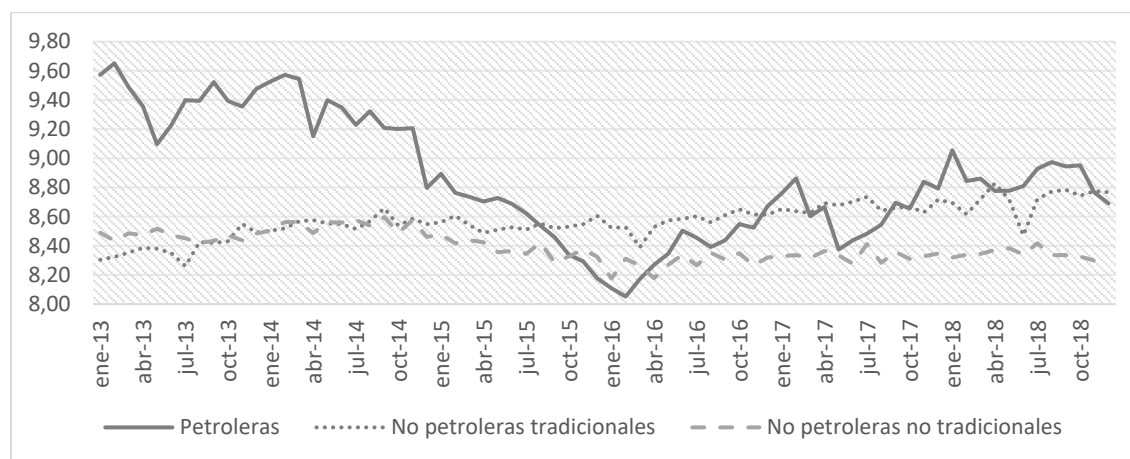


La pertenencia a la Comunidad Andina merece un enfoque más detallado; de hecho, como lo indica el Sistema de Información sobre Comercio Exterior (SICE) (Organización de los Estados Americanos, 2020), los países de la CAN pueden libremente estipular acuerdos comerciales con otros países fuera del bloque sin que ello sea vinculante para los demás miembros. Así, por ejemplo, Perú y Colombia tenían un acuerdo con la Unión Europea a partir del año 2011 y Ecuador, como previamente mencionado, decidió unirse algunos años más tarde. Ahora, por lo que se refiere a las relaciones bilaterales dentro de la comunidad andina, ciertamente los socios comerciales se encuentran en una posición privilegiada puesto que pueden depreciar su moneda y tener mayor flexibilidad en la venta de sus productos. Las consecuencias de ello para Ecuador se evidencian en un agravio de su balanza comercial (Wasbrum et al., 2016)

Para resumir, las exportaciones del Ecuador no han cambiado mucho en este periodo de dolarización en lo que se refiere a los productos exportados, básicamente se venden siempre productos primarios. Lo que sí ha cambiado es que han aumentado en términos nominales, un poco en términos reales, pero han faltado acuerdos comerciales importantes con dos grandes mercados como EE.UU. y la Unión Europea (hasta el año 2015).

El Gráfico 2 muestra la evolución de las exportaciones ecuatorianas reales por grupo de productos. Se aprecia que la serie inherente el petróleo varía más, con una baja importante hasta el principio de 2016 y un repunte al final, variación dada por la fluctuación de los precios de esta materia prima y de manera marginal por cambios en el volumen de ventas. Las otras dos series parecen mucho más estables, las no petroleras tradicionales manifiestan una leve tendencia al alza. Los principales productos que el Banco Central coloca dentro de esta serie son: banano y plátano, café y elaborados, camarón, cacao y elaborados, atún y pescado. Los valores nominales han sido divididos por el índice de precios a la producción IPP y ajustados por estacionalidad mediante la técnica ARIMAX13.

**Gráfico 2. Exportaciones logarítmicas reales por grupo de productos exportables de Ecuador, medición mensual para el periodo 2013-2018.**

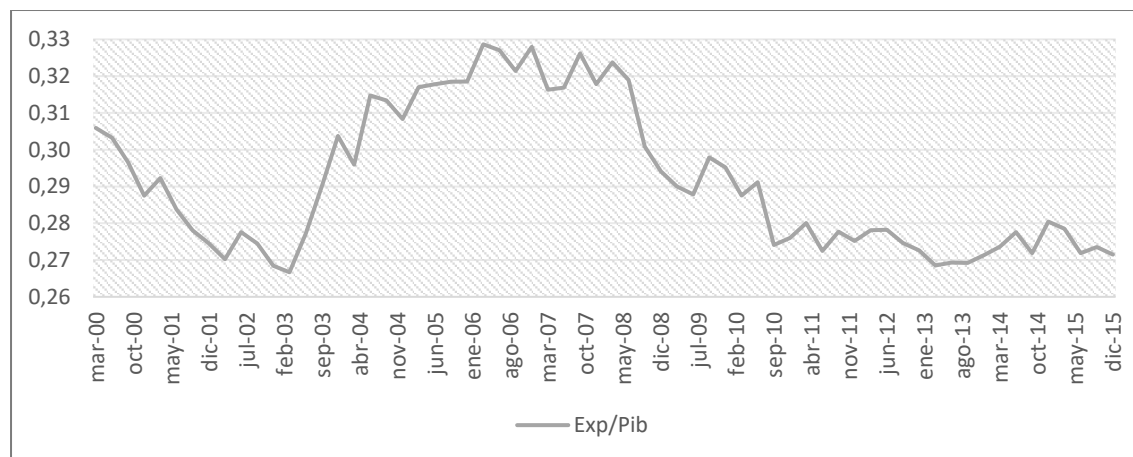


Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central del Ecuador (2018).

Otro gráfico propone la ratio entre las exportaciones reales y el PIB real y deja entrever que las exportaciones representan en este periodo de dolarización un porcentaje del PIB que oscila aproximadamente entre el 26% y el 33% (en términos reales). Al principio existe una bajada de la serie hasta el primer trimestre de 2003, fenómeno explicado por el efecto de estabilización que tardó en llegar, pero, una vez alcanzado, las exportaciones vuelven a ganar terreno hasta el 2008. Después de esa fecha, la línea vuelve a bajar por efecto de la crisis global que dio lugar a que los socios comerciales demandaran menos productos extranjeros y por la bajada de los precios de las materias primas, principal componente de las exportaciones ecuatorianas. Además, hubo una influencia determinada por otra variable de interés, el PIB, que a partir del 2007 aumentó por efecto principal del gasto público

promovido con el cambio de gobierno. Por lo tanto, incluso con un denominador más grande, el cociente, se vuelve más pequeño y por ello al final de la serie su valor oscila entre el 27% y el 28%.

**Gráfico 3. Cociente entre exportaciones y PIB de Ecuador en el periodo 2000-2015.**



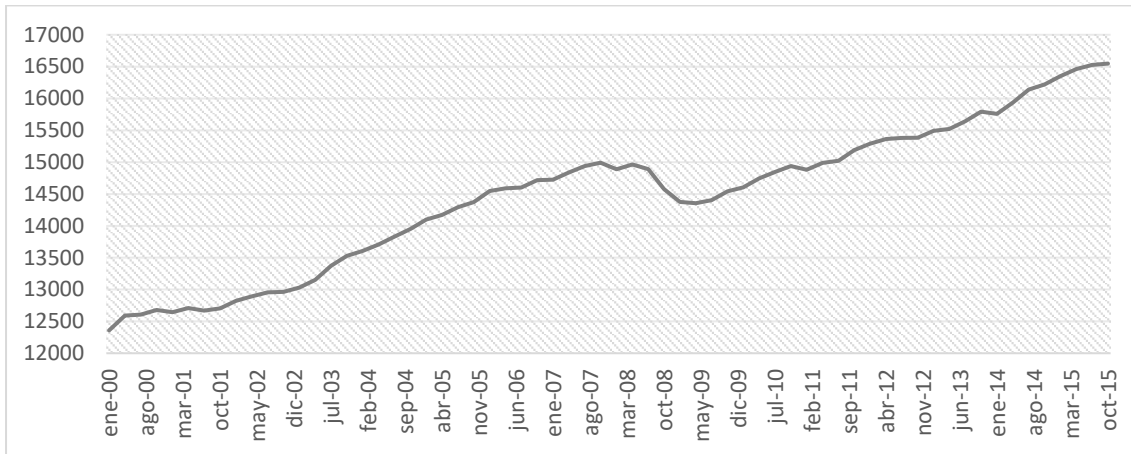
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central del Ecuador (2018).

#### 4. La renta del socio comercial

El Gráfico 4 ilustra cómo se ha comportado el PIB real para el principal mercado de destino de los productos ecuatorianos, los EE.UU. Esta serie fue tomada por separado respecto a las demás, en primer lugar, porque los valores están anclados al año 2009, mientras que el año base en las otras tres series es el año 2011. En segundo lugar, porque el PIB real estadounidense es mucho mayor que de las otras economías, por lo que sería inútil ponerlas en un mismo gráfico debido a los factores de escala. Otra razón es que los valores están expresados en miles de millones de dólares, mientras que para los otros tres países lo están en millones. Además, se explica ya que Chile, Colombia y Perú forman parte de una misma área, Latinoamérica, y porque el último valor disponible para estos tres países es el año 2014 y para EE.UU. se dispone adicionalmente de los datos del 2015. En la estimación esto no supone un problema, ya que están disponibles los valores para todo el arco temporal. Aquí era necesario para fines de comparación contar con una misma divisa, en este caso el dólar con un mismo año base, por lo que las series fueron tomadas del mismo sitio, el Banco Federal de San Louis.

Lo que se puede ver es que existe una evidente tendencia al alza que es interrumpida únicamente por el periodo de crisis financiera internacional de los años 2008 y 2009. Una premisa sustancial para entender el dato es que se trata de un mercado enorme y, por tanto, implica una oportunidad para seguir incrementando los productos nacionales que se quieren vender en ese país. Para tal propósito, es clave estipular tratados comerciales bilaterales, ya que en los últimos años el carácter demagógico del Gobierno de turno puso a los exportadores ecuatorianos en desventaja respecto a los vecinos competidores de Perú y Colombia, países que sí han pactado un tratado de libre comercio con los EE.UU.

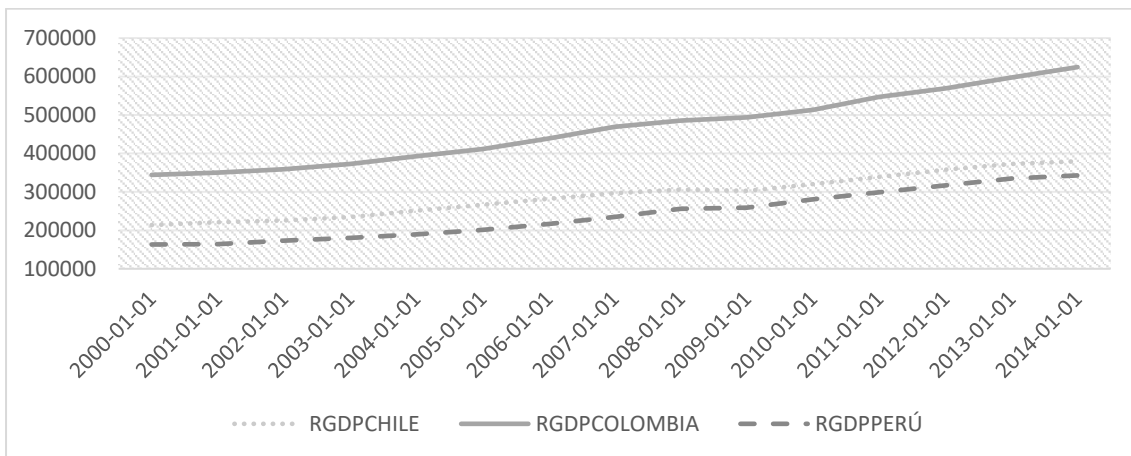
**Gráfico 4. Evolución del PIB real de EE.UU. expresado en miles de millones, periodo 2000-2015.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Reserva Federal de San Louis (2018).

El Gráfico 5 muestra los otros tres socios comerciales del país. Lo primero que se observa es la marcada tendencia común a experimentar un leve incremento en su economía en el tiempo indicado en términos reales. Si bien el país que lleva una tasa de crecimiento levemente inferior es Chile, el incremento casi duplica su actividad económica a lo largo de los 15 años de la muestra. Lo segundo que se puede decir es que, en términos de importancia, el mercado más grande es el de Colombia, lo que supone una ventaja adicional para el país porque colinda con él. Chile ocupa el segundo lugar, pero en este caso los costos de transporte se incrementan debido a la mayor lejanía geográfica. Perú ocupa el último lugar en la dimensión económica entre los cuatro países analizados.

**Gráfico 5. PIB real de Perú, Colombia y Chile en el periodo 2000-2014.**



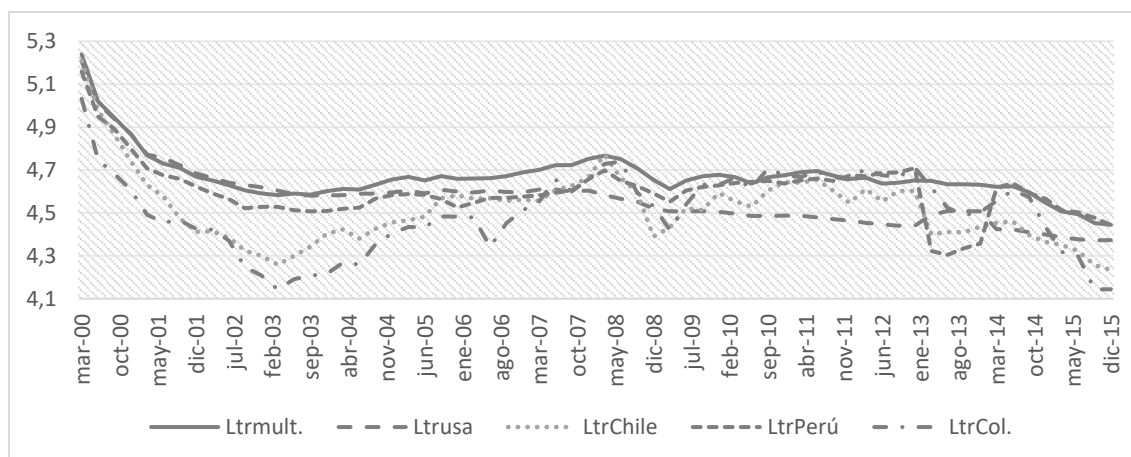
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Reserva Federal de San Louis (2018).

## 5. La tasa de cambio real y la volatilidad

Otra variable analizada en el modelo es la tasa de cambio real. En el Gráfico 6 se puede observar su tendencia a lo largo de los 16 años de estudio. Según los datos, Ecuador ha experimentado una disminución en el logaritmo de su tasa de cambio real, por lo que se puede hablar de apreciación real que muy probablemente ha comportado repercusiones negativas sobre sus exportaciones. Además, es muy significativo revisar el caso de los EE.UU. porque, usando la misma moneda, esta tasa está

determinada únicamente por el diferencial de precios; de hecho no es una casualidad que esta línea sea la que sufre la menor variación, no existe el efecto de una inestabilidad que deriva del componente constituido por la tasa de cambio nominal. Se puede inferir que hubo una mayor inflación en Ecuador respecto a los EE.UU. y este fenómeno ha sido particularmente evidente en los primeros años, hasta el 2003, cuando la pendiente negativa de la curva es más pronunciada.

**Gráfico 6. Logaritmos de las tasas de cambio real multilateral y bilaterales de Ecuador con respecto a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015.**

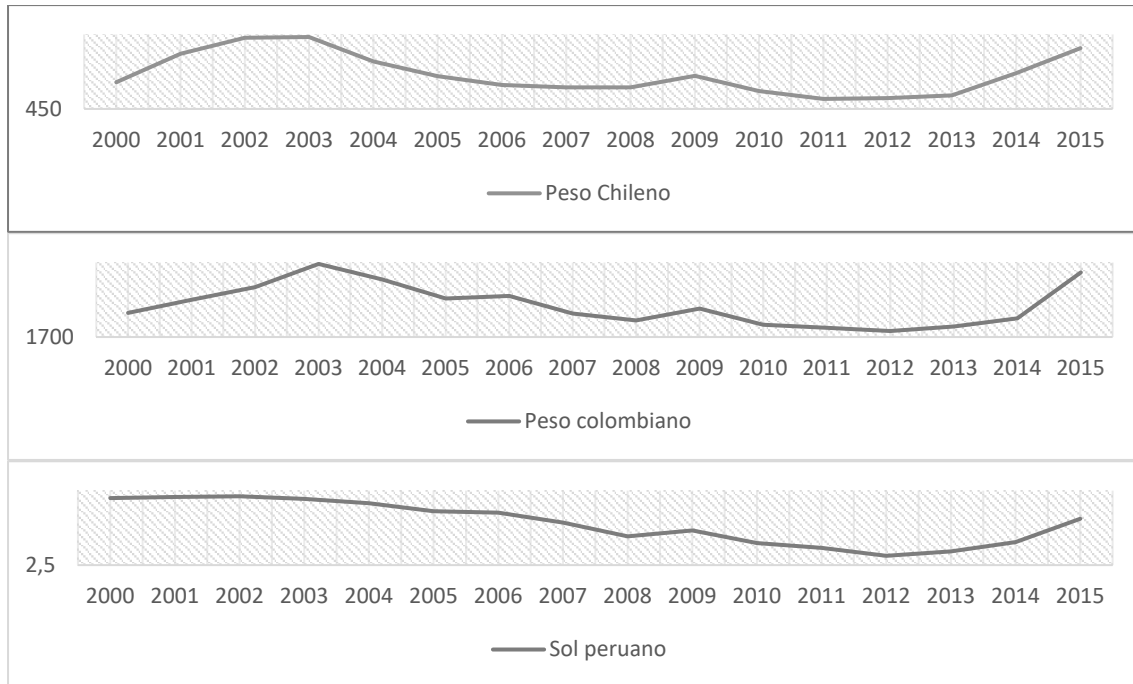


Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central del Ecuador (2018).

Es momento de descomponer el efecto de la tasa de cambio real en sus dos partes: la tasa de cambio nominal y el diferencial de precios (IPC). Hay que aclarar que una apreciación de la tasa de cambio nominal, es decir, más moneda extranjera por dólar (una subida de la línea o incremento de valor) corresponde a una baja en el gráfico correspondiente a la tasa de cambio real. En este caso, si el efecto de la tasa de cambio nominal resulta significativo, los Gráficos, 6 y 7 deberían estar trazados de manera casi especular.

El Gráfico 7 está compuesto por tres imágenes correspondientes a las tasas de cambio nominales. Todas ellas son muy parecidas: existe una tendencia al alza hasta el año 2003, después el dólar pierde valor hasta los años 2011-2012 con la excepción del periodo de crisis global en el que esta moneda se vuelve a apreciar. Esta bajada del dólar puede explicarse de varias formas, la más probable es el diferencial de tasas de interés, particularmente reducidas en los EE.UU. durante este periodo. Después el dólar vuela a subir probablemente por efecto de las expectativas de alza en las tasas de interés de los bonos en Norteamérica y así se registra al final una pendiente positiva.

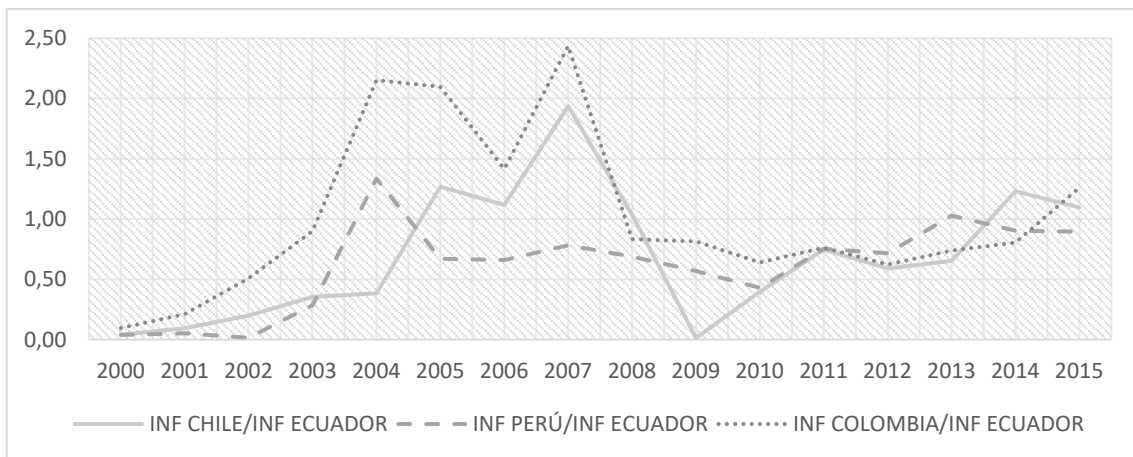
**Gráfico 7. Tasas de cambio nominales de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Mundial (2018).

Como ya adelantamos, si se comparan las series dispuestas en el Gráfico 7 con aquellas del Gráfico 6 se puede ver que son casi diametralmente opuestas, lo que indica el efecto determinante de la tasa de cambio nominal sobre la real bilateral. Este hecho está confirmado si se mira el Gráfico 8 que registra el cociente entre inflación extranjera y doméstica. En este caso, si hubiera un efecto importante en los precios, se deberían tener series parecidas a aquellas del logaritmo de la tasa de cambio real bilateral (Gráfico 6), pero en esto caso no parece ser así. Entonces, el principal hallazgo es que la serie del logaritmo de la tasa de cambio real bilateral para el caso ecuatoriano parece estar determinada esencialmente por el efecto dado por la tasa de cambio nominal y, de manera más marginal, por el diferencial de precios entre socios comerciales.

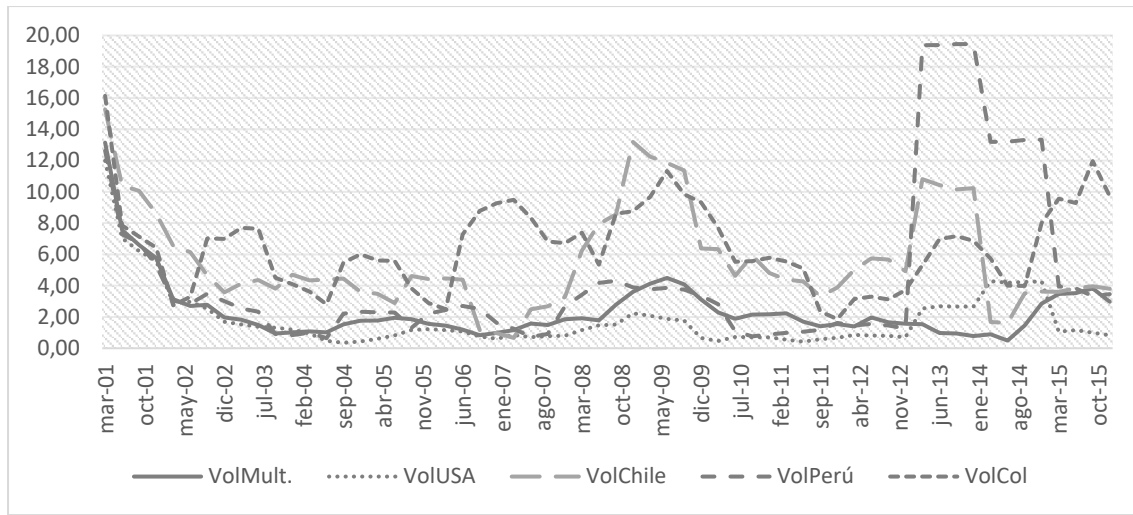
**Gráfico 8. Cociente entre inflación extranjera y doméstica de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Mundial (2018).

La última variable que enfoca el modelo es la volatilidad. Y en lo que se refiere a nivel agregado y nivel diferenciado, para tomar en cuenta a cada socio comercial, se puede observar el Gráfico 9. Las cifras indican que las más estables de todas son la tasa de cambio real multilateral y la bilateral de los EE.UU., pues comparten la misma moneda, así que no existe el riesgo de tasa de cambio nominal. Otro hecho que merece atención es el progresivo aumento del riesgo durante el periodo de crisis financiera global y después, a partir de finales de 2012, fenómeno particularmente evidente para las series de Perú y Chile.

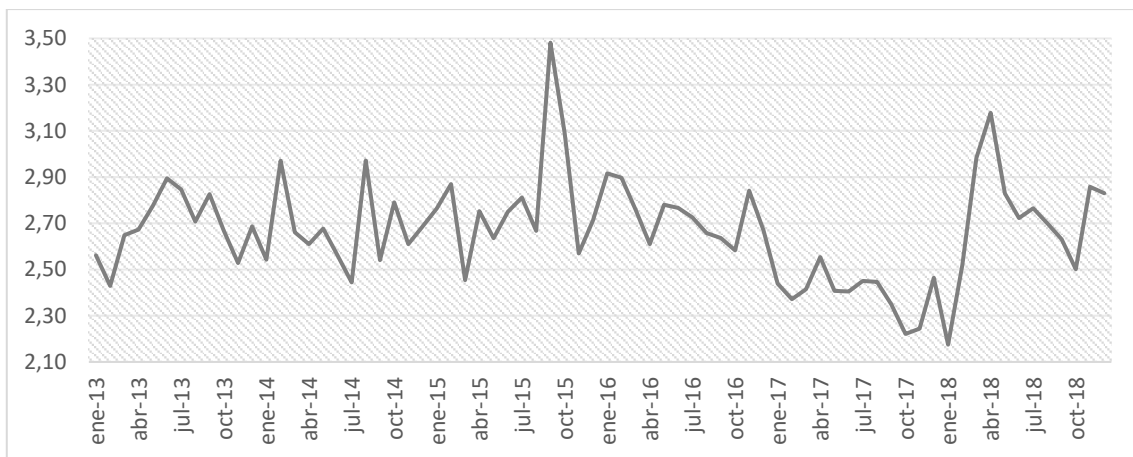
**Gráfico 9. Volatilidad de las tasas de cambio real multilateral y bilaterales de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2001-2015.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central del Ecuador y de la Reserva Federal de San Louis (2018).

Para explicar la evolución que ha experimentado la volatilidad mensual relacionada con las series que involucran las exportaciones por grupo de productos, se aplicó el índice VIX, como se indica de manera detallada en la metodología. El Gráfico 10 destaca que al parecer hubo un pico de volatilidad en septiembre de 2015 y de manera un poco menor en marzo de 2018.

**Gráfico 10. Logaritmo del índice VIX en el periodo 2013-2018.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Reserva Federal de San Louis (2018).

## 6. Metodología

La variable dependiente *exportaciones* requiere algunas aclaraciones. Los valores de las exportaciones tomadas de manera agregada (total) son otorgados directamente por el Banco Central de Ecuador (BCE) en miles de dólares en sus valores trimestrales reales con año base 2007. El periodo de estudio va desde el primer trimestre del año 2000 hasta el cuarto trimestre del año 2015, debido a que los valores siguientes a éste son provisionales y, por ello, suelen estar sujetos a variaciones sustanciales. Los primeros valores, hasta el año 2003, han sido excluidos en las estimaciones porque existe una quiebra estructural, lo que obedece al ajuste que se dio después de la crisis de fin de milenio y el comienzo de la dolarización, que tuvo efectos rezagados. El ajuste estacional, elaborado directamente por el BCE, sufre de manera periódica modificaciones, ajustes y actualizaciones por las constantes revisiones, así que no debería sorprender si no se pueden replicar los datos obtenidos en este estudio. Es importante mencionar que todas las variables han sido transformadas de manera logarítmica.

Los datos de las exportaciones por grupo de productos son proporcionados nuevamente por el Banco Central, la relevación es mensual a partir del año 2013 y la serie termina en el año 2018, así que se tomaron todos los valores disponibles. No se menciona aquí que existan datos provisionales, sin embargo, ello no es de excluirse. Tampoco existen notas sobre posibles ajustes estacionales, por lo que se realizó una desestacionalización de los valores mediante la técnica ARIMAX13 y se comprobó que, efectivamente, las series transformadas son sensiblemente distintas respecto a las de origen. Para encontrar los valores reales se dividió las series nominales por el índice de precios a la producción (IPP), este último otorgado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Ecuador.

Para la variable dependiente de los socios comerciales, los datos fueron otorgados por el BCE en bruto, de manera totalmente desagregada, es decir, a partir de cada posible exportación se debió efectuar un intenso trabajo de agregación para obtener los datos trimestrales. Después, una vez más, las exportaciones reales se encontraron dividiendo las respectivas nominales por el IPP. Aquí los datos tienen cadencia trimestral y, por las razones antes mencionadas, la serie va desde el primer trimestre del 2003 hasta el cuarto trimestre del 2015.

La primera variable explicativa está representada por la renta extranjera y para la renta total se focalizó la serie trimestral del PIB global proporcionada por el Banco Mundial, mediante su base de datos Global Economic Monitor. Los valores están expresados en millones de USD, por lo que se multiplicó por 1000 para que sean comparables a los de la variable dependiente *exportaciones*. El año base es el 2010 y el ajuste estacional ha sido elaborado por el mismo Banco Mundial.

Las estimaciones inherentes a las tipologías de productos no cuentan con la variable explicativa *renta extranjera*. En su lugar, se tomó un oportuno índice de precios proporcionado por el Fondo Monetario Internacional (FMI) en la base de datos Commodity prices cuyo año de base es el 2016; el valor del índice es igual a 100. Así, en el caso del petróleo se considera un promedio de tres diferentes precios *spot* referentes a distintas calidades, que se encuentra en la columna Q. Para analizar el precio de los productos no petroleros tradicionales se alude al índice de precios de la comida (*food price index*), que se encuentra en la columna F. Para los productos no petroleros no tradicionales, el índice escogido es el precio de los no petroleros (no Fuel Price index), que se encuentra en la columna D.

La renta extranjera para los distintos socios comerciales se ha tomado, para la serie histórica, del PIB real para los EE.UU. proporcionada por la Reserva Federal de San Louis, con año base 2009 y datos ajustados estacionalmente expresados en miles de millones de dólares (billions of USD). Para Chile, la fuente es la Cepal, pero el año base es el 2008, los datos están expresados en millones de pesos chilenos y no están quitados la estacionalidad. En el caso de Perú, el PIB real fue obtenido del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y del Banco Central de la República de Perú (BCRP), el año base es el 2007 y los valores están expresados en millones de nuevos soles, pero no se menciona que se haya quitado la estacionalidad. Para Colombia la fuente para el PIB real es la Cepal, pero aquí los datos fueron desestacionalizados; el año base es el 2005 y los valores representan billones de pesos colombianos. En síntesis, en los casos en los que los datos no estaban ajustados estacionalmente se ha

efectuado el oportuno ajuste implementando la técnica ARIMAX13.

Los datos para la segunda variable explicativa, la tasa de cambio real, una vez más fueron proporcionados por el Banco Central de Ecuador, tanto los valores trimestrales de la tasa de cambio real multilateral como los respectivos valores de las tasas de cambio bilaterales. Los valores mensuales, de igual forma, fueron proporcionados por el BCE. Después se debió aplicar el oportuno ajuste estacional y se realizó la transformación en términos logarítmicos.

La última variable que se toma para el análisis es la *volatilidad*. En los estudios trimestrales, que tenían un corte 2003q1 2015q4, la volatilidad está caracterizada tomando en cuenta la tasa de cambio real, dato que se obtiene usando la siguiente fórmula propuesta por Bredin, Fountas y Murphy (2003):

$$VOL_t = \left[ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln TR_{t+i-1} - \ln TR_{t+i-2})^2 \right]^{1/2} \quad [2]$$

donde *VOL* es la volatilidad de la tasa de cambio real, *TR* la tasa de cambio real (multilateral o bilateral) y *m* el orden de la media móvil, igual a 4 para esta aplicación. Para los estudios mensuales, que involucran únicamente las estimaciones por grupo de productos, la disponibilidad de datos determinaba un horizonte temporal comprendido entre el 2013M1 y el 2018M12. Es manifiesto que en este caso no se puede aplicar la misma fórmula porque con un orden igual a 12 para la media móvil se desperdiciaría toda la información relacionada con el año 2013, así que se debió adoptar otra estrategia: se tomó el primer valor útil mensual proporcionado por el índice VIX, que tiene una cadencia diaria. Este índice de riesgo está cotizado en el CBOE y manifiesta la volatilidad que se da en el portafolio de mercado, es decir, en el SP500. En situaciones de turbulencia se refleja en un aumento del índice y viceversa, cuando la economía parece estar tranquila, el índice registra valores más contenidos. Y, como en los casos anteriores, se efectuó el ajuste estacional y la respectiva transformación logarítmica. Únicamente para la variable volatilidad los valores están expresados en porcentaje: así un valor de 0,15 aparece en la serie de Eviews como 15.

Resumiendo, en las estimaciones, las exportaciones siempre llevan el nombre de LXSA, todas las rentas y los índices de precios llevan el nombre de LGSA, todas las tasas de cambio reales se escriben como LTSA y todas las volatilidades se presentan como LVSA.

Para llevar a cabo las estimaciones, en primer lugar, se expone una matriz de correlaciones para ver cómo se comportan los datos, si expresan las características esperadas con base en la teoría económica. Después se aplica la prueba de estacionariedad ADF, con la finalidad de entender en qué casos eventualmente pudieran darse condiciones para cointegración de variables, pues uno de los requisitos es que todas ellas provengan de una raíz unitaria. En las estimaciones que no se cumple este requisito, se encontrarán únicamente coeficientes de corto plazo mediante estimaciones VAR, en los que la selección oportuna de retardos es obrada mediante criterios de información.

Para aquellos modelos que eventualmente pudieran presentar cointegración, se realiza primero una prueba de Engle y Granger sobre los residuos de la relación de largo plazo usando mínimos cuadrados ordinarios dinámicos MCO y errores estándares HAC. Se estiman varios modelos empleando distintos retardos y adelantos y se seleccionan aquellos que poseen el mayor R cuadrado ajustado y que minimizan los criterios de información. Después, para mayor robustez, se decidió efectuar una prueba de Johansen con la finalidad de encontrar un único vector de cointegración, probando con varios retardos. Para verificar de manera estable una relación de largo plazo, se realizan para estos modelos cointegración ARDL y VEC y para los que no superan este segundo escrutinio se estiman mediante modelos de corto plazo VAR.

Lo que se ha descrito hasta ahora es el método de proceder estándar. Sin embargo, en estos últimos años ha surgido una metodología alternativa que busca relaciones de largo plazo entre variables de distinto orden de integración, que pueden ser I (0) e I (1). Este método, ilustrado principalmente por



Pesaran, Shin y Smith (2001), requiere que se cumplan algunos requisitos: las variables explicativas deben ser débilmente exógenas y el orden de integración no debe ser superior a 1. Luego es necesario estimar un modelo de corrección de errores no restringido, verificando que los residuos no estén correlacionados, por lo que es vital seleccionar el correcto número de retardos. En este caso se puede usar el criterio bayesiano de Schwarz. Habiendo llegado hasta este punto es posible finalmente verificar el novedoso *bounds testing* o F test sobre los coeficientes. Con la finalidad de aclarar un poco más este punto, se entrega una ecuación no restringida, y se asume que existe una variable dependiente junto con dos variables explicativas  $x_1$  y  $x_2$ :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum \delta_k \Delta x_{2t-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \theta_2 x_{2t-1} + e_t \quad [3]$$

Como se observa, esta ecuación no restringida se parece mucho a un tradicional modelo de corrección de errores, en el que se ha sustituido el término de corrección  $z_{t-1}$  por los términos  $y_{t-1}$ ,  $x_{1t-1}$ ,  $x_{2t-1}$  (Giles, 2013). Como detalle, hay veces en que el criterio de información no sugiere incorporar retardos de una variable  $z_t$ , por ello se lleva a cabo la siguiente descomposición  $z_t = z_{t-1} + \Delta z_t$ , para que puedan ser incluidas en el vector de corrección  $EC_{t-1}$ .

Después se aplica un F test, en el que la hipótesis nula es  $\theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$  y, si ésta se rechaza, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre variables. Obviamente no se pueden aplicar de manera tradicional los estadísticos t y F debido a que sus distribuciones no son estándares. Para el caso, Pesaran, Shin y Smith (2001) proveyeron tablas con valores críticos que varían en función del tamaño de la muestra y del número de variables explicativas. En este caso, el método se parece en ciertos aspectos al Durbin-Watson, ya que existe todo un rango de valores en los que la prueba es inconcluyente, pero si los valores t y F calculados son mayores con respecto al límite superior de la banda se puede estar lo suficientemente seguros sobre la existencia de una relación de largo plazo (estadístico F) o que el coeficiente sea significativo (estadístico t).

Los coeficientes de largo plazo son encontrados hallando el cociente entre cada  $\theta_i$  con respecto  $\theta_0$  y cambiando de signo. Volviendo al ejemplo propuesto anteriormente, el coeficiente de largo plazo asociado a  $x_1$  se encuentra con la siguiente fórmula:  $-\left(\frac{\theta_1}{\theta_0}\right)$  y análogamente el coeficiente asociado a  $x_2$  se puede encontrar de la siguiente manera:  $-\left(\frac{\theta_2}{\theta_0}\right)$ . No hace falta explicar cómo encontrar los coeficientes de corto plazo, ya que en este caso nada cambia respecto al método tradicional, que se expone a continuación.

Las ecuaciones de largo plazo y de corto plazo son elaboradas según el modelo de corrección de errores tradicional. En términos generales, la ecuación de largo plazo con MCO es la siguiente:

$$LXSA_t = \beta_0 + \beta_1 LGSA_t + \sum_{j=-2}^2 \theta_j \Delta LGSA_{t-j} + \beta_2 LTSA_t + \sum_{j=-2}^2 \vartheta_j \Delta LTSA_{t-j} + \beta_3 LVSA_t + \sum_{j=-2}^2 \phi_j \Delta LVSA_{t-j} + \varepsilon_t \quad [4]$$

Se observa que todas las variables terminan en SA porque son ajustadas por estacionalidad (*seasonally adjusted*), directamente por fuente secundaria o, como se mencionó antes, mediante la técnica ARIMAX13 cuando fue necesario. Como todas ellas están expresadas en logaritmos, para el ejemplo precedente hay 2 retardos y adelantos, pero ello es únicamente ilustrativo, pues cada modelo va a tener valores diferentes según la conveniencia. Por su lado, el modelo de corrección de errores es el siguiente:

$$\Delta LXSA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta LXSA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta LGSA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta_i \Delta LTSA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \Delta LVSA_{t-i} - \gamma(\mu_{t-1}) + e_t \quad [5]$$

donde los valores  $\Delta$  indican primeras diferencias y representan lo que ocurre en el corto plazo, los subíndices  $t-i$  son los retardos de las variables,  $\gamma$  el coeficiente de corrección de errores y  $\mu_{t-1}$  el residuo de la regresión [3] retardado un periodo. Como se observa en la ecuación [5], se permite una tendencia en los datos puesto que se aceptan dos interceptas, la primera representada por  $\alpha_0$  y la segunda presente internamente a  $\mu_{t-1}$ .

## 7. Modelo

En primer lugar, con base en la teoría económica, ya se ha dicho en el apartado anterior que lo que se espera es que  $\beta_1$  y  $\beta_2 > 0$  y  $\beta_3 < 0$ , es decir, los coeficientes asociados a la renta extranjera y la tasa de cambio real, sean positivos y la volatilidad negativa. Y se puede mirar la matriz de correlaciones entre variables, que puede darnos una indicación previa al respecto, recordando que todo puede cambiar una vez que se ha controlado por más factores.

**Tabla 3. Correlaciones entre variables presentes en las estimaciones.**

| TOTALES                                |       |       |       |       |
|--|-------|-------|-------|-------|
|  | LXSA  | LGSA  | LTSA  | LVSA  |
| LXSA                                   | 1,00  | 0,93  | -0,13 | 0,18  |
| LGSA                                   | 0,93  | 1,00  | -0,28 | 0,21  |
| LTSA                                   | -0,13 | -0,28 | 1,00  | -0,29 |
| LVSA                                   | 0,18  | 0,21  | -0,29 | 1,00  |
| TOTALES PETROLERAS                     |       |       |       |       |
| LXSA                                   | 1,00  | 0,98  | 0,94  | -0,08 |
| LGSA                                   | 0,98  | 1,00  | 0,93  | -0,08 |
| LTSA                                   | 0,94  | 0,93  | 1,00  | -0,04 |
| LVSA                                   | -0,08 | -0,08 | -0,04 | 1,00  |
| TOTALES NO PETROLERAS TRADICIONALES    |       |       |       |       |
| LXSA                                   | 1,00  | 0,22  | 0,15  | -0,08 |
| LGSA                                   | 0,22  | 1,00  | 0,94  | -0,07 |
| LTSA                                   | 0,15  | 0,94  | 1,00  | -0,04 |
| LVSA                                   | -0,08 | -0,07 | -0,04 | 1,00  |
| TOTALES NO PETROLERAS NO TRADICIONALES |       |       |       |       |
| LXSA                                   | 1,00  | 0,76  | 0,80  | -0,01 |
| LGSA                                   | 0,76  | 1,00  | 0,97  | -0,11 |
| LTSA                                   | 0,80  | 0,97  | 1,00  | -0,04 |

|          |       |       |       |       |
|----------|-------|-------|-------|-------|
| LVSA     | -0,01 | -0,11 | -0,04 | 1,00  |
| EE.UU.   |       |       |       |       |
| LXSA     | 1,00  | 0,66  | -0,31 | 0,30  |
| LGSA     | 0,66  | 1,00  | -0,80 | 0,39  |
| LTSA     | -0,31 | -0,80 | 1,00  | -0,36 |
| LVSA     | 0,30  | 0,39  | -0,36 | 1,00  |
| CHILE    |       |       |       |       |
| LXSA     | 1,00  | 0,83  | 0,34  | 0,27  |
| LGSA     | 0,83  | 1,00  | 0,00  | 0,14  |
| LTSA     | 0,34  | 0,00  | 1,00  | -0,06 |
| LVSA     | 0,27  | 0,14  | -0,06 | 1,00  |
| PERÚ     |       |       |       |       |
| LXSA     | 1,00  | 0,31  | 0,27  | 0,19  |
| LGSA     | 0,31  | 1,00  | -0,05 | 0,51  |
| LTSA     | 0,27  | -0,05 | 1,00  | -0,62 |
| LVSA     | 0,19  | 0,51  | -0,62 | 1,00  |
| COLOMBIA |       |       |       |       |
| LXSA     | 1,00  | 0,83  | 0,68  | 0,03  |
| LGSA     | 0,83  | 1,00  | 0,34  | 0,15  |
| LTSA     | 0,68  | 0,34  | 1,00  | -0,25 |
| LVSA     | 0,03  | 0,15  | -0,25 | 1,00  |

Fuente: Elaboración propia.

Observando la Tabla 3, se pueden efectuar algunas observaciones. La variable renta o precio siempre es positiva y por lo general de gran amplitud, con excepción de las exportaciones no petroleras tradicionales y también en el caso de Perú. En lo que concierne a la tasa de cambio real, como ya resaltamos, debería resultar positiva, pues una depreciación real favorece las exportaciones, pero ocurre que, de manera un poco inusual, resulta negativa para el caso agregado y para los EE.UU. La volatilidad que se espera es negativa, pero extrañamente es positiva en la totalidad de los casos en los que su fórmula depende de la tasa de cambio real, mientras que esta variable tiene el signo correcto en los casos inherentes a las exportaciones por grupo de productos en los que se usa el índice VIX. Existe la posibilidad de que efectivamente éste represente una mejor proxy para la volatilidad, pero las decisiones fueron tomadas siguiendo la literatura.

Mirando ahora las cifras de la Tabla 4, se puede afirmar que para las exportaciones totales existe una posible eventual cointegración entre variables puesto que todas poseen raíces unitarias. Al contrario, las estimaciones que involucran los grupos de productos no parecen presentar relaciones de largo plazo, ya que la variable volatilidad (VIX) es estacionaria en niveles. Los números presentes en la tabla corresponden a los valores p encontrados aplicando la Prueba Dickey-Fuller aumentada con constante y tendencia. Por su lado, en las exportaciones no petroleras tradicionales se encontró una tendencia determinista que fue depurada con el filtro de Hodrick y Prescott, por lo que en la regresión se usa únicamente el componente cíclico de la serie. Con respecto a los socios comerciales, para los casos de los EE.UU., Chile y Colombia todas las variables son I (1), así que podría existir una tendencia estocástica común. Al contrario, las exportaciones hacia Perú parecen ser estacionarias en niveles. Como se demuestra en la prueba ADF, trabajada mediante constante y tendencia, se otorga un valor p

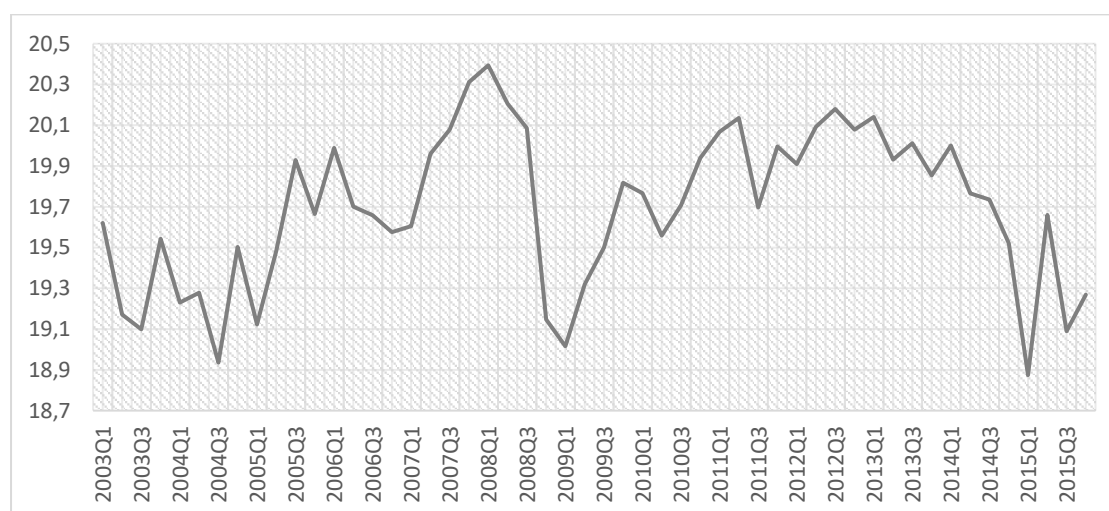
de 0,04, por lo que se pensó calcular además el resultado de la prueba de Phillips-Perron, que arrojó un valor de 0,03. El Gráfico 11 aclara este asunto.

**Tabla 4. Prueba ADF.**

| NIVELES                        | LXSA | LGSA | LTSA | LVSA |
|--------------------------------|------|------|------|------|
| Totales                        | 0,21 | 0,08 | 0,94 | 0,12 |
| Petroleras                     | 0,75 | 0,85 | 0,62 | 0,00 |
| No petroleras tradicionales    | 0,00 | 0,81 | 0,62 | 0,00 |
| No petroleras no tradicionales | 0,65 | 0,78 | 0,62 | 0,00 |
| EE.UU.                         | 0,55 | 0,36 | 0,65 | 0,38 |
| Chile                          | 0,16 | 0,87 | 0,80 | 0,37 |
| Perú                           | 0,04 | 0,68 | 0,24 | 0,40 |
| Colombia                       | 0,84 | 0,73 | 0,99 | 0,45 |
| <b>PRIMERAS DIFERENCIAS</b>    |      |      |      |      |
| Totales                        | 0,01 | 0,02 | 0,00 | 0,01 |
| Petroleras                     | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| No petroleras tradicionales    | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| No petroleras no tradicionales | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| EE.UU.                         | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,00 |
| Chile                          | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Perú                           | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Colombia                       | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |

Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 11. Logaritmo de las exportaciones ecuatorianas reales desestacionalizadas hacia Perú en el periodo 2003-2015.**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Ecuador (2018).

Al parecer, no existe una tendencia lineal, por lo que es correcto volver a aplicar las pruebas de estacionariedad apreciando únicamente el intercepto. De hecho, bajo esta modalidad, la variable resulta significativa con un nivel de confianza del 99% tanto para el caso Dickey-Fuller como para el Phillips-Perron, por lo que se la puede catalogar como estacionaria en niveles, excluyendo una posible cointegración.

Es momento de mostrar los resultados que involucran el número óptimo de retardos y adelantos para las ecuaciones de largo plazo inherentes a los modelos ARDL estimados con MCO. Se recuerda que se buscan aquellos que tengan el R cuadrado ajustado más alto y al mismo tiempo que minimicen los criterios de información. Con base en los datos finales de la Tabla 5, el modelo agregado lleva dos adelantos y dos retardos porque únicamente el criterio de Schwarz difiere respecto a esta decisión. A su vez, la estimación inherente a los EE.UU. se efectúa implementando un adelanto y dos retardos. Tampoco existen controversias para el caso chileno en el que se ha usado dos adelantos y un retardo. Y para Colombia, se prefirió, como aconsejan la mayoría de criterios, usar un adelanto y dos retardos.

**Tabla 5. Selección óptima de adelantos y retardos para los modelos ARDL estimados con MCO.**

| TOTALES  |                |                 |                 |                 |
|----------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
|          | R <sup>a</sup> | AK <sup>b</sup> | SC <sup>c</sup> | HQ <sup>d</sup> |
| (1,1)    | 0,893          | -3,274          | -2,781          | -3,085          |
| (1,2)    | 0,905          | -3,354          | -2,748          | -3,123          |
| (2,1)    | 0,888          | -3,203          | -2,591          | -2,970          |
| (2,2)    | 0,913          | -3,428          | -2,702          | -3,152          |
| EE.UU.   |                |                 |                 |                 |
| (1,1)    | 0,663          | -0,175          | 0,317           | 0,013           |
| (1,2)    | 0,780          | -0,567          | 0,039           | -0,336          |
| (2,1)    | 0,769          | -0,505          | 0,107           | -0,272          |
| (2,2)    | 0,771          | -0,486          | 0,240           | -0,209          |
| CHILE    |                |                 |                 |                 |
| (1,1)    | 0,877          | 0,995           | 1,526           | 1,198           |
| (1,2)    | 0,869          | 1,095           | 1,739           | 1,341           |
| (2,1)    | 0,899          | 0,850           | 1,500           | 1,097           |
| (2,2)    | 0,890          | 0,968           | 1,733           | 1,259           |
| COLOMBIA |                |                 |                 |                 |
| (1,1)    | 0,880          | -1,088          | -0,595          | -0,900          |
| (1,2)    | 0,895          | -1,182          | -0,576          | -0,950          |
| (2,1)    | 0,874          | -0,978          | -0,366          | -0,745          |
| (2,2)    | 0,891          | -1,093          | -0,367          | -0,817          |

Los valores entre paréntesis indican respectivamente el número de adelantos y retardos.

<sup>a</sup> R cuadrado ajustado

<sup>b</sup> Criterio de Akaike

<sup>c</sup> Criterio bayesiano de Schwarz

<sup>d</sup> Criterio de Hannan y Quinn

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 6. Pruebas de cointegración.**

| Engle y Granger <sup>a</sup> | Totales | EE.UU. | Chile | Colombia |
|------------------------------|---------|--------|-------|----------|
| Estadístico t calculado      | -3,78   | -5,51  | -5,03 | -4,28    |
| Johansen <sup>b</sup>        |         |        |       |          |
| traza                        |         |        |       |          |
| 1                            | Sí      | No     | Sí    | No       |
| 2                            | Sí      | Sí     | No    | No       |
| 3                            | No      | Sí     | No    | No       |
| 4                            | No      | No     | No    | No       |
| máximo autovalor             |         |        |       |          |
| 1                            | Sí      | No     | Sí    | No       |
| 2                            | Sí      | Sí     | No    | No       |
| 3                            | No      | Sí     | No    | No       |
| 4                            | No      | No     | No    | No       |

<sup>a</sup> La prueba de Engle y Granger de los residuos considera mínimos cuadrados ordinarios dinámicos MCO, en donde el estadístico crítico para  $N+1 = 4$  y una muestra aproximada de 50 observaciones es igual a 4,35 (Engle & Yoo, 1987, p. 157)

<sup>b</sup> Para la prueba de Johansen se han señalado los casos en los que el valor  $p$  presenta un único vector de cointegración. Aquí se implementó la opción que permite tener una tendencia en los datos. Se llevó a cabo esta prueba tomando en cuenta distintos retardos, respectivamente de 1 a 4, que corresponden a los valores delta de las variables en el modelo de corrección de errores.

Fuente: Elaboración propia.

Los números de la Tabla 6 apuntan a que parece existir cointegración para las regresiones que involucran a los EE.UU. y Chile. Para el primero de estos se decidió usar tres retardos para las variables en diferencia con el modelo de corrección de errores con la finalidad de captar mejor el efecto dinámico. Para Chile no se generaron dudas puesto que parece existir cointegración usando únicamente un retardo. En el caso global, falla la prueba de Engle y Granger puesto que el estadístico t calculado es inferior al t crítico con un nivel de significancia del 5%, valor este correspondiente a 4,35. Sin embargo, debido a que la prueba de Johansen se supera se decide estimar usando dos retardos. Para Colombia, ambas pruebas rechazan la presencia de cointegración.

Sintetizando lo analizado hasta ahora, se encontró que para las regresiones que involucran los grupos de productos, Perú y Colombia se estiman únicamente elasticidades de corto plazo mediante modelos VAR, y para los casos totales de EE.UU. y Chile se pueden estimar las elasticidades tanto de corto como de largo plazo mediante cointegración ARDL y VEC.

**Tabla 7. Selección de retardos de los modelos VAR mediante criterios de información.**

| EXPORTACIONES PETROLERAS                  |        |        |           |         |         |         |
|---|--------|--------|-----------|---------|---------|---------|
| Lag                                       | LogL   | LR     | FPE       | AIC     | SC      | HQ      |
| 1   | 358,97 | 67,59* | 1,20e-10* | -11,49  | -10,79* | -11,22* |
| 12  | 599,20 | 16,93  | 0,00      | -13,67* | -6,77   | -10,97  |
| EXPORTACIONES NO PETROLERAS TRADICIONALES |        |        |           |         |         |         |
| 0   | 437,97 | NA     | 0,00      | -14,71  | -14,57* | -14,66  |
| 1   | 466,93 | 53,00  | 0,00      | -15,15  | -14,45  | -14,88* |
| 2   | 486,04 | 32,39  | 2,81e-12* | -15,26  | -13,99  | -14,76  |

|  |        |        |           |         |         |         |
|--|--------|--------|-----------|---------|---------|---------|
| 5  | 518,38 | 26,41* | 0,00      | -14,72  | -11,77  | -13,57  |
| 12   | 693,83 | 9,59   | 0,00      | -16,88* | -9,97   | -14,18  |
| EXPORTACIONES NO PETROLERAS NO TRADICIONALES |        |        |           |         |         |         |
| 1  | 479,56 | 70,36* | 2,02e-12* | -15,58  | -14,87* | -15,30* |
| 12   | 709,72 | 13,63  | 0,00      | -17,41* | -10,51  | -14,72  |
| PERÚ   |        |        |           |         |         |         |
| 0  | 106,47 | NA     | 0,00      | -3,94   | -3,79*  | -3,88   |
| 1  | 129,53 | 41,67  | 0,00      | -4,21   | -3,46   | -3,92*  |
| 4  | 183,07 | 45,85* | 1,55e-07* | -4,43*  | -1,87   | -3,45   |
| COLOMBIA                                     |        |        |           |         |         |         |
| 0  | 188,09 | NA*    | 9,89e-09* | -7,08*  | -6,93*  | -7,02*  |

Para los grupos de productos se usaron 12 retardos porque los datos poseen cadencia mensual y para los demás casos se implementaron 4 retardos debido a la estructura trimestral de los datos. Todas las variables fueron insertadas estacionarias, en niveles o en primeras diferencias de acuerdo con la conveniencia. Por razones de claridad y síntesis, se eliminaron de la tabla las filas en las que no había valores significativos para ningún criterio.

Fuente: Elaboración propia.

Para la selección óptima de retardos de los modelos de vectores autorregresivos de corto plazo se puede mirar la Tabla 7 en la que quedó manifiesta la selección oportuna, viene a ser en estos casos un poco arbitraria, puesto que muchas veces los criterios de información proporcionan sugerencias distintas. Lo que se ha decidido hacer es poseer un justo equilibrio entre el aspecto dinámico, por lo general grande bajo el criterio de Akaike, y la necesidad de mantener contenido el número de parámetros, generalmente bajo mediante el criterio bayesiano. Para el caso, el criterio escogido es el de Hannan y Quinn, por lo que todos los modelos VAR, a excepción de Colombia, llevan un retardo, mientras que este último es estimado sin retardos para las variables explicativas, incluyendo un único retardo para la variable dependiente, con la finalidad de captar los factores no observados (Wooldridge, 2015).

## 8. Estimación

Lo primero que se desea mostrar son los resultados de las elasticidades de corto plazo inherentes a los modelos VAR. Como deja entrever la Tabla 8, por lo general existen coeficientes estadísticamente no significativos y las volatilidades tampoco ofrecen significancia práctica.

Los R cuadrado ajustados resultan siempre bajos, por lo que los regresores explican poco a la variable dependiente. Existen, sin duda, otros factores que se han omitido y que pueden ser sustanciales para explicar el fenómeno de estudio. Se espera que estos factores no estén correlacionados con una de las variables independientes, ya que, si éste fuese el caso, los estimadores estarían sesgados. Por el coeficiente asociado al índice del petróleo en la primera regresión, un aumento del 10% debería dar lugar a un aumento aproximado del 7% en el valor de las exportaciones petroleras ecuatorianas. Otro aspecto que vale mencionar es el coeficiente asociado a la tasa de cambio real multilateral presente en la estimación inherente las exportaciones no petroleras no tradicionales: una depreciación real del 1% debería aumentar la variable dependiente en aproximadamente el 2%, lo que exhibe una fuerte elasticidad.

**Tabla 8. Elasticidades de corto plazo de los modelos VAR.**

|  | LGSA               | LTSA              | LVSA <sup>b</sup> | R <sup>2</sup> ajust. |
|--|--------------------|-------------------|-------------------|-----------------------|
| petroleras                               | 0,71 ***<br>(2,73) | 1,88<br>(0,82)    | 0,01<br>(0,08)    | 0,14                  |
| no petroleras tradicionales <sup>a</sup> | -0,63<br>(-1,55)   | 0,93<br>(0,94)    | -0,01<br>(-0,20)  | 0,10                  |
| no petroleras no tradicionales           | -0,42<br>(-1,09)   | 2,01 **<br>(2,09) | 0,03<br>(1,08)    | 0,34                  |
| Perú                                     | 8,32 *<br>(1,87)   | 0,21<br>(0,22)    | -0,00<br>(-0,13)  | 0,39                  |
| Colombia                                 | 1,62<br>(1,30)     | 0,31<br>(1,29)    | -0,01<br>(-0,55)  | 0,06                  |

Variable dependiente *exportaciones*. Las variables se insertaron estacionarias en las estimaciones, por lo que algunas están en primeras diferencias. Para los grupos de productos, LGSA representa el oportuno índice de precios, y para el caso de los socios comerciales representa la renta extranjera, todo ello indicado en profundidad en la sección de metodología.

<sup>a</sup> En esta estimación la variable dependiente está tomada en su componente cíclico, debido a que la prueba ADF encontró una tendencia determinista significativa.

Valores *t* de *student* entre paréntesis. Los asteriscos \*, \*\*, \*\*\* representan los valores *p* significativos respectivamente al 10, 5 y 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de corto y largo plazo para los modelos en los que está presente la cointegración entre variables, tanto mediante regresión ARDL como VEC, se muestran en la Tabla 9.

**Tabla 9. Resultados de corto y largo plazo para los modelos ARDL y VEC.**

|         | ARDL <sup>a</sup>        |      |       |                      |                    |                    |                   |                       |
|---------|--------------------------|------|-------|----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-----------------------|
|         | Corto plazo <sup>b</sup> |      |       |                      | R <sup>2</sup> aj. | Largo plazo        |                   |                       |
|         | LGSA                     | LTSA | LVSA  | EC(-1)               |                    | LGSA               | LTSA              | LVSA                  |
| TOTALES | 0,00                     | 0,00 | 0,00  | -0,32 **<br>(-2,16)  | 0,13               | 1,19 ***<br>(8,24) | 0,75 **<br>(2,17) | -2,02<br>(-1,55)      |
| EE.UU.  | -6,04                    | 2,28 | -0,00 | -0,61 ***<br>(-7,23) | 0,57               | 6,53 ***<br>(5,77) | 1,20<br>(1,20)    | -0,14 ***<br>(-2,95)  |
| CHILE   | 16,38                    | 0,00 | 0,00  | -0,55 **<br>(-2,08)  | 0,20               | 3,03 ***<br>(5,81) | 0,34<br>(0,29)    | 0,06 **<br>(2,30)     |
| VEC     |                          |      |       |                      |                    |                    |                   |                       |
| TOTALES | 0,00                     | 0,00 | 0,00  | -0,12 ***<br>(-3,64) | 0,25               | 0,73 ***<br>(4,08) | 0,40<br>(1,12)    | -12,75 ***<br>(-5,37) |
| EE.UU.  | 6,59                     | 0,00 | 0,18  | -0,33 ***<br>(-3,82) | 0,46               | 7,42 ***<br>(9,37) | 1,46 **<br>(2,31) | -0,26 ***<br>(-7,27)  |
| CHILE   | 15,37                    | 0,00 | 0,00  | -0,83 ***<br>(-5,71) | 0,51               | 2,92 ***<br>(5,17) | 0,74<br>(1,10)    | 0,05 **<br>(2,56)     |

Variable dependiente *exportaciones* (LXSA).

<sup>a</sup> Errores estándares robustos a heterocedasticidad y autocorrelación HAC.

<sup>b</sup> En este caso, los coeficientes representan la suma de los retardos que resultan significativos al 95%, lo que explica la ausencia de los estadísticos *t* y de los asteriscos.

Valores *t* de *student* entre paréntesis. Los asteriscos \*, \*\*, \*\*\* representan los valores *p* con nivel de significancia del 10, 5 y 1 % respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.



Se puede empezar describiendo brevemente los coeficientes del modelo ARDL, tomando en cuenta primero los de corto plazo. La primera regresión que involucra variables agregadas no sugiere coeficientes significativos y lo mismo ocurre para todas las estimaciones que toman en cuenta la volatilidad. En cuanto a la estimación inherente a los EE.UU. se debe aclarar el valor encontrado para la renta extranjera. Ciertamente, el coeficiente negativo está precedido por un retardo positivo que ha sido obviado, pero que tenía un valor  $p$  apenas superior a 0,05, y que hubiese anulado el efecto. Al contrario, no cabe duda de que el diferencial de precios entre Ecuador y este país ha impactado significativamente, pues una depreciación real del 1% aumentaría la variable dependiente superior al 2%. Y por lo que se refiere al caso chileno, cuando esta economía crece, impacta positivamente en las ventas ecuatorianas hacia ese país. Efectivamente, la fuerte elasticidad señala que un aumento de la renta chilena de un 1% daría lugar a un aumento aproximado superior al 16% para las exportaciones ecuatorianas hacia ese mercado. Al tomar en cuenta el vector de corrección de errores se puede afirmar que en los tres casos analizados resulta siempre negativo y significativo, lo que confirma la cointegración entre variables. Sin embargo, el R cuadrado ajustado resulta aceptable únicamente en el segundo caso, lo que advierte que existen factores omitidos que explican las exportaciones totales y también hacia Chile.

Si se analizan los resultados de largo plazo relacionados con las estimaciones ARDL, lo primero que se nota es que la variable *renta extranjera* en todos los casos es significativa con un nivel de confianza del 99% y que los coeficientes registran fuertes elasticidades, lo que es particularmente evidente en el caso de los EE.UU. donde un aumento del 1% de su PIB debería aumentar las exportaciones ecuatorianas en un porcentaje superior al 6% hacia ese mercado. Al contrario, la tasa de cambio real multilateral es la única que resulta importante; es inelástica, puesto que su coeficiente es inferior a la unidad. Y como la volatilidad impacta negativamente para la variable predicha en el caso de EE.UU., de manera inesperada toma un valor positivo para Chile, lo que quiere decir que, cuando hay mayor inestabilidad o turbulencia internacional, este país prefiere comprar productos de Ecuador.

Al examinar los resultados de los modelos VEC de corto plazo, a excepción del caso estadounidense, en el que la renta posee un coeficiente positivo y de manera inesperada también la volatilidad, se puede decir que los datos obtenidos no varían mucho respecto a los anteriores. Sí se podría añadir que existen valores distintos para los ajustes en cada trimestre en los valores de largo plazo y se puede afirmar que la estimación inherente a Chile está mejor especificada puesto que su R cuadrado ajustado es mucho mayor, por lo que el valor de 0,51 puede asumirse como aceptable. En cuanto al largo plazo, el coeficiente relacionado con el PIB mundial es inelástico y que la tasa de cambio real bilateral con EE.UU. es significativa, por lo que un aumento del 1% de ésta daría lugar a un aumento de casi el 1,5% de las exportaciones ecuatorianas hacia ese país.

Hasta ahora el análisis se ha elaborado de manera tradicional estándar, por lo que este estudio implementa ahora la metodología novedosa que faculta encontrar coeficientes de corto y largo plazo usando variables con distinto orden de integración,  $I(0)$  e  $I(1)$ . Los casos que cumplen estos supuestos, como se ha reiterado aquí, involucran las regresiones de las exportaciones por grupo de productos y el caso peruano. La selección oportuna de retardos se fundamenta en el criterio de Schwarz y se aplica con la finalidad de mantener contenido el número de retardos, pues la muestra es corta. En el apéndice, se encuentra en detalle la ecuación no restringida (conditional ECM) para cada caso.

La Tabla 10 permite llegar a algunas conclusiones. En primer lugar, la estimación inherente a las exportaciones petroleras no parece muy confiable, ya que el vector de corrección alcanza una cifra superior a la unidad en términos de valor absoluto. La segunda estimación evidencia para el corto plazo una relación fuerte y negativa entre la variable dependiente y el precio de su respectivo índice, es decir, cuando sube el precio de los alimentos, las exportaciones no petroleras tradicionales disminuyen en valor un poco más que proporcionalmente; pero el efecto para el largo plazo es prácticamente opuesto e inclusive la volatilidad toma aquí el signo esperado. La tercera estimación muestra que no existen coeficientes significativos en el corto plazo, pero a largo plazo ocurre siempre lo mismo: aumenta el índice respectivo de precios, lo que genera un aumento en el valor de las exportaciones, en este caso de las no petroleras no tradicionales.

**Tabla 10. Estimaciones ARDL con método de Pesaran, Shin y Smith.**

| ARDL <sup>a</sup>              |                          |      |      |                      |                               |             |          |           |
|--------------------------------|--------------------------|------|------|----------------------|-------------------------------|-------------|----------|-----------|
|                                | Corto plazo <sup>b</sup> |      |      |                      | R <sup>2</sup> <sub>aj.</sub> | Largo plazo |          |           |
|                                | LGSA                     | LTSA | LVSA | EC <sup>c</sup> (-1) |                               | LGSA        | LTSA     | LVSA      |
| Petroleras                     |                          | 0    | 0,10 | -1,06                | 0,71                          | 1,02 ***    | 1,17 *** | -0,13 *** |
|                                |                          |      |      |                      |                               | (12,59)     | (2,92)   | (-2,79)   |
| No petroleras tradicionales    | -1,06                    |      | 0,09 | -0,95                | 0,43                          | 0,70 **     | -0,64 ** | -0,09 **  |
|                                |                          |      |      |                      |                               | (2,54)      | (-2,08)  | (-2,08)   |
| No petroleras no tradicionales | 0                        |      | 0    | -0,45                | 0,54                          | 1,06 **     | -0,16    | 0,00      |
|                                |                          |      |      |                      |                               | (2,42)      | (-0,26)  | 0,02      |
| Perú                           | 12,59                    | 3,41 | 0,08 | -0,55                | 0,56                          | 0,36        | 1,91 **  | 0,02      |
|                                |                          |      |      |                      |                               | (1,01)      | (2,45)   | (1,02)    |

Variable dependiente exportaciones (LXSA).

<sup>a</sup> Errores estándares robustos a heterocedasticidad y autocorrelación HAC.

<sup>b</sup> En este caso, los coeficientes representan la suma de los retardos que resultan significativos al 95% de la distribución *t-bounds*. Los valores de 0 indican la inexistencia de retardos significativos. Cuando no estuvieron estos valores, no se tomó en cuenta las variables.

<sup>c</sup> En este caso no es posible calcular los valores *t* y *p*.

Valores *t* de *student* entre paréntesis. Los asteriscos \*, \*\*, \*\*\* representan los valores *p* con nivel de significancia del 10, 5 y 1% respectivamente con respecto de las distribuciones *p-bounds*.

Fuente: Elaboración propia.

Una nota aparte merece el caso del socio comercial Perú, en el que todos los coeficientes de corto plazo alcanzan niveles significativos con un nivel de confianza del 99% (solo se examinó un retardo) y se caracteriza por fuertes elasticidades tanto para la renta como para la tasa de cambio real bilateral. Un aumento del 1% en la primera de estas variables aumentaría las exportaciones ecuatorianas hacia ese país en un porcentaje superior al 12% y, al mismo tiempo, una depreciación real del 1% debería incrementar las exportaciones en más del 3%. La volatilidad toma un signo inesperado, pero de poca significancia práctica, y el ajuste que da lugar el vector de corrección de errores es de aproximadamente el 55% para cada trimestre. Finalmente, en cuanto al largo plazo, únicamente la tasa de cambio real bilateral es significativa, así un aumento del 1% daría lugar a un aumento de casi el 2% de la variable dependiente.

Antes de terminar este aparatado es importante señalar como la prueba de exogeneidad débil de Engle, Hendry y Richard (1983) ha sido superada únicamente en el caso peruano en donde todas las variables que explican las exportaciones llevan este requisito. Todo ello indica que las estimaciones ARDL no son de confiar, sino únicamente para predicción.

## 9. Conclusiones

El presente estudio intentó analizar la elasticidad de la demanda de exportaciones ecuatorianas primero de manera agregada y después intentó entender cómo se comportaba esta variable al separar por grupos los productos vendidos (los petroleros, los no petroleros tradicionales y los no petroleros no

tradicionales); al mismo tiempo, mostró las elasticidades en relación con los principales socios comerciales de Ecuador (EE.UU., Chile, Perú y Colombia). Para el estudio, primero se debió verificar dónde se podían establecer relaciones de largo plazo entre variables. La estimación VAR aplicada en los casos de no cointegración otorgó resultados insatisfactorios, puesto que por lo general el R cuadrado ajustado resultó bastante reducido, evidenciado que, probablemente, se omitieron factores. Más interesante fue el análisis aplicado a las variables que mostraron una tendencia estocástica común, y en el que efectivamente el coeficiente asociado al vector de corrección de errores arrojó casi siempre datos negativos y significativos. Sin embargo, aparte del caso peruano, parece recomendable considerar únicamente los resultados de las estimaciones VEC puesto que nunca se cumple el requisito de exogeneidad débil para las variables. Dicho esto, la regresión agregada total no tuvo una adecuada bondad de ajuste, pero para el caso chileno los resultados principales muestran una enorme elasticidad de la renta a corto plazo y un ajuste rápido para cada trimestre hacia el estado estacionario. A largo plazo, el coeficiente de la renta sigue siendo elástico, pero toma un valor mucho más contenido. Para el caso de EE.UU., los coeficientes son los esperados, es decir, que un aumento de la renta del 1% de este socio comercial se espera en promedio que genere un aumento de las exportaciones entre el 6 y 7% dependiendo del horizonte temporal considerado. A largo plazo, la tasa de cambio real bilateral muestra que una depreciación real del 1% debería favorecer las exportaciones e incrementarlas en casi el 1,5%. Para el caso de Perú, se pueden aceptar como válidos los resultados encontrados mediante la metodología de Pesaran et al. (2001) que permite regresar variables con distinto orden de integración. En esta regresión, los coeficientes de corto plazo presentan signos acordes con la teoría tanto para la renta extranjera como para la tasa de cambio real bilateral. También aquí se hallan grandes elasticidades, que se reducen fuertemente en el largo plazo; únicamente la tasa de cambio muestra cifras significativas.

El caso colombiano es definitivamente inconcluyente, puesto que otorgó siempre cifras insatisfactorias, en consecuencia, las exportaciones hacia este socio comercial deben explicarse mediante otras variables.

Para terminar y contestar las preguntas de investigación, se puede afirmar que, por lo general, en el largo plazo, las variables insertadas sirven para explicar las exportaciones, en donde las elasticidades fueron muchas veces significativas: una subida del índice de precios, una mayor renta o una depreciación real parecen favorecer la venta en el extranjero de los productos ecuatorianos. En cambio, en lo que concierne el corto plazo, muchas veces las elasticidades no son significativas, aunque en ciertos casos pueden presentar inclusive coeficientes de mayor amplitud. Como observación para la política comercial, se puede afirmar que el dólar como divisa fuerte encarece los productos ecuatorianos y vuelve menos competitivas a las empresas ecuatorianas, por lo que la única forma de tratar de aumentar la tasa de cambio real (depreciación real) es procurar mantener reducido el gasto para que no se propicie una inflación.

## **Agradecimientos**

Este artículo representa uno de los tres que conforman la disertación doctoral defendida en la Pontificia Universidad Católica Argentina, por lo que se agradece al tutor de la tesis el Dr. Javier García-Cicco y a los miembros del jurado.

## **Referencias**

- Abbas, M. (2012). Merchandise Export Demand Function For Egypt: a Panel Data Analysis, 1990-2008. *Applied Econometrics and International Development*, 12(1), 107-116.
- Acosta, A., & Cajas, J. (2020). Ecuador... 20 años no es nada: a dos décadas del mito dolarizador. *Revista Economía*, 72(115), 15-32. <https://doi.org/10.29166/economia.v72i115.2220>

- Belloc, M., & Di Maio, M. (2011). *Survey of the Literature on Successful Strategies and Practices for Export Promotion by Developing Countries*. Londres: International Growth Center.
- Bernard, A.B., & Jensen, B.J. (2004). Why some firm export. *The Review of Economic and Statistics*, 86(2), 561-569.
- Bredin, D., Fountas, S., & Murphy, E. (2003). An Empirical Analysis of Short-run and Long-run Irish Export Functions: Does exchange rate volatility matter? *International Review of Applied Economics*, 17, 193-208. <https://doi.org/10.1080/0269217032000064053>
- Buzaushina, A. (2015). Trade elasticities in transition countries. *International Economics and Economic Policy*, 12, 309-335. <https://doi.org/10.1007/s10368-014-0273-z>
- Cermeño, R. S., & Rivera, H. (2016). La demanda de importaciones y exportaciones de México en la era del TLCAN. Un enfoque de cointegración. *El trimestre económico*, 83(329), 127-147.
- Demirhan, E., & Demirhan, B. (2015). The Dynamic Effect of Exchange-Rate Volatility on Turkish Exports: Parsimonious Error Correction Model Approach. *Panoeconomicus*, 62(4), 429-451. <http://dx.doi.org/10.2298/PAN1504429D>
- Engle, R.F., & Yoo, B.S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1), 143-159. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
- Engle, R.F., Hendry, D.F., & Richard, J.-F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51(2), 277-304. <https://doi.org/1911990>
- Fares, F., & Zack, G. (2018). Un análisis de la restricción externa de la Argentina a través de sus elasticidades agregadas y sectoriales de comercio exterior. *LIII Reunión Anual* (pp. 1-35). Asociación Argentina de Economía Política.
- Giles, D. (13 de junio de 2013). *ARDL Models - Part II - Bounds Test*. Econometrics Beat: David Giles' Blog: <https://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>
- Narayan, S., & Narayan, P.K. (2010). Estimating import and export demand elasticities for Mauritius and South Africa. *Australian Economic Papers*, 49(3), 241-252. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.2010.00399.x>
- Organización de los Estados Americanos (2020). *Países Andinos - Union Europea Antecedentes y Negociaciones*. Obtenido de Sistema de Información sobre Comercio Exterior - Brindando información comercial a gobiernos y PYMEs: [http://sice.oas.org/TPD/AND\\_EU/AND\\_EU\\_s.ASP](http://sice.oas.org/TPD/AND_EU/AND_EU_s.ASP)
- Paredes, G.J. (2017). Ecuador: ¿por qué salir de la dolarización? *Cepal Review*, 121(1), 149-167.
- Pesaran, H.M., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Sawore, A. (2016). Determinants of Export Trade in Econometric Study with Special Reference to Ethiopia. *International Journal of Science and Research*, 5(12), 132-137.
- Simoes, A.J., & Hidalgo, C.A. (2011). The Economic Complexity Observatory: An Analytical Tool for Understanding the Dynamics of Economic Development. *Workshop at the Twenty-Fifth Conference on Artificial Intelligence AAAI* (pp. 39-42). Cambridge, MA: MIT Media Lab, Macro Connections.

Sultan, Z.A. (2012). Estimation of India's export demand function: The bound test approach. *African Journal of Business Management*, 6(45), 11266-11272. <https://doi.org/10.5897/AJBM12.356>

Thaver, R.L., & Bova, C. (2014). An estimation of Ecuador's export demand function with the US. *The International Journal of Business and Finance Research*, 8(1), 89-102.

Verheyen, F. (2014). The stability of German export demand equations - have german exports suffered from the strength of the euro? *International Economics and Economic Policy*, 11, 529-548. <https://doi.org/10.1007/s10368-013-0260-9>

Villalba, M. (2019). Dos décadas de dolarización, ¿qué hemos aprendido sobre este esquema monetario? En M. Beltrani, C. Cordero, J. Cuattromo, A. Chiriboga, A. Dahik, C. de la Torre Muñoz, ... A. Lieutier. *Dolarización: dos décadas después*. Consorcio de Gobiernos Autónomos Provinciales del Ecuador - CONGOPE.

Wasbrum, W., Palma, M., Vasquez, T., Barragan, S., & Landivar, J. (2016). Las Negociaciones entre la Comunidad Andina de Naciones y la Unión Europea y su Impacto en la Balanza Comercial Ecuatoriana 2001 al 2012. *Journal of Economics and Development Studies*, 5(3), 68-78. <https://doi.org/10.15640/jeds.v5n3a8>

Wooldridge, J. M. (2015). *Introducción a la Econometría* (5ª ed.). México, D.F.: Cengage Learning.

## Anexo

A. Ecuaciones ARDL de corto plazo según el método de Pesaran, Shin y Smith (2001).

La primera ecuación referida a las exportaciones petroleras tiene la siguiente estructura:

$$\Delta LXSA = -1.26 - 1.06LXSA(-1) + 1.07(LGSA(-1) + \Delta LGSA) + 1.25LTSA(-1) - 0.14LVSA(-1) - 0.85\Delta LTSA - 0.00\Delta LVSA + 0.10LVSA(-1) - 1.06EC(-1)$$

La segunda ecuación de corto plazo inherente las exportaciones no petroleras tradicionales es la siguiente:

$$\Delta LXSA = -0.10 - 0.95LXSA(-1) + 0.66LGSA(-1) - 0.61(LTSA(-1) + \Delta LTSA) - 0.09LVSA(-1) + 0.22\Delta LXSA(-1) + 0.46\Delta LGSA - 1.06\Delta LGSA(-1) + 0.40\Delta LGSA(-2) - 0.66\Delta LGSA(-3) - 0.03\Delta LVSA + 0.09\Delta LVSA(-1) - 0.95EC(-1)$$

La tercera ecuación involucra las exportaciones no petroleras no tradicionales:

$$\Delta LXSA = 1.88 - 0.45LXSA(-1) + 0.48LGSA(-1) - 0.07(LTSA(-1) + \Delta LTSA) + 0.00LVSA(-1) - 0.52\Delta LXSA(-1) - 0.24\Delta LXSA(-2) + 0.06\Delta LGSA - 0.54\Delta LGSA(-1) - 0.04\Delta LVSA - 0.45EC(-1)$$

La ecuación inherente las exportaciones hacia Perú es la siguiente:

$$\Delta LXSA = 3.61 - 0.55LXSA(-1) + 0.20LGSA(-1) + 1.06LTSA(-1) + 0.01LVSA(-1) - 0.27\Delta LXSA(-1) + 12.59\Delta LGSA + 3.41\Delta LTSA + 0.08\Delta LVSA - 0.55EC(-1)$$