

Universidad Católica Argentina
Facultad de Ciencias Sociales y Económicas
Programa de Doctorado en Economía

Disertación Doctoral:

ENSAYOS DE MACROECONOMÍA

Por Daniele Covri Rivera

Buenos Aires, Argentina, octubre 2020

Director de Tesis: Dr. Javier García Cicco

Jurado número 1: Dr. Danilo R. Trupkin

Jurado número 2: Dra. María Lorena Garegnani

Jurado número 3: Dr. Pedro Elosegui

*Toda sabiduría consiste en temer al Señor,
y solo hay sabiduría cuando se practica la ley (Eclesiastés 19,20-21)*

A Ayleth mi querida hija

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar, quisiera agradecer de corazón a Dios que en su infinito amor y misericordia me ha permitido realizar el presente trabajo, espero que yo como simple siervo inútil haya podido realizar algo bueno para Su Mayor Gloria.

En segundo lugar, quiero recordar y dar gracias a mi hija que siempre ha sido para mí una fuente de inspiración y me ha motivado a seguir adelante también en los momentos más difíciles.

Quisiera además agradecer toda la comunidad de la Pontificia Universidad Católica Argentina, al respecto puedo decir que para mí ha sido una dicha poder asistir en una universidad tan prestigiosa y al mismo tiempo alineada con mi fe católica.

De manera especial quisiera agradecer a mi tutor el Doctor Javier García – Cicco, el cual ha sido determinante y fundamental para la elaboración de este trabajo. En verdad puedo decir que ha sido algo sorprendente poder colaborar con una persona de tanto talento.

No puedo seguramente olvidar también los preciosos consejos del Director del Doctorado, el Doctor Marcelo Resico.

Al mismo tiempo quisiera agradecer el Rector de la Universidad, los docentes que me han acompañado durante este largo camino y en particular quisiera recordar de manera especial, por el cálido apoyo que me ha mostrado, la Doctora Cintia Martínez Fedullo.

En fin, quisiera agradecer también a mi papá el cual me ha otorgado el apoyo económico para poder asistir al doctorado en un país tan bello, aunque para mí extranjero.

Tabla de Contenido

1. LA CURVA DE PHILLIPS PARA LA ECONOMÍA DOLARIZADA DE ECUADOR.....	1
I. INTRODUCCIÓN.....	3
II. ESTADO DE LA CUESTIÓN.....	4
III. LA INFLACIÓN.....	7
IV. EL DESEMPLEO.....	10
V. EL PRODUCTO.....	13
VI. METODOLOGÍA.....	15
VII. MODELOS.....	21
VIII. ESTIMACIÓN.....	23
A. Modelos uniecuacionales.....	23
B. Modelos multiecuacionales DSGE neokeynesianos.....	31
IX. CONCLUSIONES.....	33
X. ANEXOS.....	34
A. Gráficos adicionales.....	34
B. Definición de subocupación total.....	35
XI. BIBLIOGRAFÍA.....	36
2. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN CONSUMO FINAL DE HOGARES PARA ECUADOR EN EL PERIODO DE LA DOLARIZACIÓN.....	39
I. INTRODUCCIÓN.....	41
II. ESTADO DE LA CUESTIÓN.....	42
III. EL CONSUMO DE LOS HOGARES.....	47
IV. EL INGRESO DE LOS ECUATORIANOS.....	54
V. METODOLOGÍA.....	56
VI. MODELO.....	61
VII. ESTIMACIÓN.....	67
VIII. CONCLUSIONES.....	72
IX. ANEXOS.....	73
A. Gráficos inherentes la primera diferencia de la tasa de interés y el desempleo.....	73
B. Prueba de cointegración de Johansen.....	74
X. BIBLIOGRAFÍA.....	74

3. LA ELASTICIDAD DE LA DEMANDA DE EXPORTACIONES ECUATORIANAS EN EL PERIODO DOLARIZADO	78
I. INTRODUCCIÓN	80
II. ESTADO DE LA CUESTIÓN.....	81
III. LAS EXPORTACIONES	83
IV. LA RENTA DEL SOCIO COMERCIAL	90
V. LA TASA DE CAMBIO REAL Y LA VOLATILIDAD	92
VI. METODOLOGÍA.....	96
VII. MODELO	101
VIII. ESTIMACIÓN.....	108
IX. CONCLUSIONES	113
X. ANEXOS	114
A. Ecuaciones ARDL de corto plazo según el método de Pesaran, Shin y Smith (2001). 114	
XI. BIBLIOGRAFÍA	115

<i>Gráfico 1-1</i> Inflación histórica - IPC anual en porcentaje.....	10
<i>Gráfico 1-2</i> Aplicación del filtro HP al desempleo	11
<i>Gráfico 1-3</i> Tasa de subocupación total en la zona urbana.....	12
<i>Gráfico 1-4</i> Evolución del Pib real ecuatoriano (años 2000 - 2015).....	13
<i>Gráfico 1-5</i> Filtro HP aplicado al producto.....	14
<i>Gráfico 1-6</i> Inflación vs. Componente cíclico del desempleo	16
<i>Gráfico 1-7</i> Expectativas adaptativas de inflación e índice de materias primas	17
<i>Gráfico 1-8</i> Variables añadidas en los modelos DSGE (series brutas reales no ajustadas por estacionalidad).....	18
<i>Gráfico 1-9</i> Variables estacionarias ajustadas por estacionalidad estimadas por los modelos DSGE	20
<i>Gráfico 1-10</i> Inflación de Ecuador vs EEUU.....	26
<i>Gráfico 1-11</i> Salario mínimo real ajustado estacionalmente.....	26
<i>Gráfico 1-12</i> Predicción dentro de la muestra.....	27
<i>Gráfico 1-13</i> Variable dependiente contra predictores.....	28
<i>Gráfico 1-14</i> Distribución de los residuos.....	30
<i>Gráfico 1-15</i> Rolling Window Regression.....	30
<i>Gráfico 1-16</i> Función Cusum.....	31
<i>Gráfico 1-17</i> Predicción dentro de la muestra de los modelos DSGE	33
<i>Gráfico 1-18</i> Comparación antes y después del ajuste al valor atípico para la variable dmp	34
<i>Gráfico 1-19</i> Tasa de rendimiento de los bonos estadounidenses con vencimiento a 10 años.....	35
<i>Gráfico 2-1</i> Evolución de las principales variables macroeconómicas en relación al PIB para Ecuador en el periodo de la dolarización (2003-2015).....	54
<i>Gráfico 2-2</i> Evolución del sueldo mínimo (básico) real y nominal por persona para Ecuador en el periodo de la dolarización (2000-2015).....	55
<i>Gráfico 2-3</i> Sueldo básico real vs renta per cápita real de Ecuador en el periodo de la dolarización (2000-2015).	55
<i>Gráfico 2-4</i> Distribución de la ratio de ingresos de las personas pertenecientes al área urbana	56
<i>Gráfico 2-5</i> Logaritmo del consumo real y de la renta real para Ecuador en el periodo de la dolarización (2000-2015).....	57

<i>Gráfico 2-6</i> Proxy de la riqueza real ajustada por estacionalidad de Ecuador en el periodo dolarizado (2000-2015).	58
<i>Gráfico 2-7</i> Tasa de interés activa efectiva referencial del segmento comercial prioritario corporativo ajustada por estacionalidad (periodo 2000 – 2015).	59
<i>Gráfico 2-8</i> Tasa de desempleo ecuatoriano en el periodo dolarizado (2000 - 2015) ajustado por estacionalidad.....	59
<i>Gráfico 2-9</i> Comparación predictiva entre modelos ARDL y VEC	69
<i>Gráfico 2-10</i> Pronóstico ajustado por la variable dummy.....	70
<i>Gráfico 3-1</i> Exportaciones logarítmicas reales del Ecuador expresadas en valores trimestrales para el periodo 2000-2015, año base 2007	83
<i>Gráfico 3-2</i> Exportaciones logarítmicas reales por grupo de productos exportables de Ecuador, medición mensual para el periodo 2013-2018	89
<i>Gráfico 3-3</i> Cociente entre exportaciones y Pib de Ecuador en el periodo 2000-2015 .	90
<i>Gráfico 3-4</i> Evolución del Pib real de EEUU expresado en miles de millones, periodo 2000-2015.....	90
<i>Gráfico 3-5</i> Pib real de Perú, Colombia y Chile en el periodo 2000-2014	91
<i>Gráfico 3-6</i> Logaritmos de las tasas de cambio real multilateral y bilaterales de Ecuador con respecto a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015	92
<i>Gráfico 3-7</i> Tasas de cambio nominales de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015.....	93
<i>Gráfico 3-8</i> Cociente entre inflación extranjera y doméstica de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015	94
<i>Gráfico 3-9</i> Volatilidad de las tasas de cambio real multilateral y bilaterales de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2001-2015.....	95
<i>Gráfico 3-10</i> Logaritmo del índice VIX en el periodo 2013-2018.....	95
<i>Gráfico 3-11</i> Logaritmo de las exportaciones ecuatorianas reales desestacionalizadas hacia Perú en el periodo 2003-2015	104

Tabla 1-1 <i>Inventario de las estructuras de las Canastas del IPC (Base: 2004=100) e IPC (Base: 2014=100)</i>	7
Tabla 1-2 <i>Ponderaciones por divisiones de gasto de las Canastas del IPC</i>	8
Tabla 1-3 <i>Prueba de raíz unitaria</i>	23
Tabla 1-4 <i>Matriz de correlaciones</i>	24
Tabla 1-5 <i>Regresiones MCO y MCO2E</i>	25
Tabla 1-6 <i>Estimaciones DSGE</i>	32
Tabla 2-1 <i>Gasto promedio mensual de los hogares ecuatorianos (año 2012)</i>	48
Tabla 2-2 <i>Gasto por decil de ingreso de los hogares ecuatorianos (año 2012)</i>	49
Tabla 2-3 <i>Regresión por deciles</i>	50
Tabla 2-4 <i>Gasto de consumo mensual per cápita por nivel de instrucción de la jefatura (año 2012)</i>	51
Tabla 2-5 <i>Gasto de consumo mensual por tamaño del hogar en Ecuador (año 2012)</i>	52
Tabla 2-6 <i>Sitio de compras para alimentos y bebidas de los hogares ecuatorianos (año 2012)</i>	53
Tabla 2-7 <i>Matriz de correlaciones de las variables</i>	61
Tabla 2-8 <i>Prueba de raíz unitaria ADF</i>	62
Tabla 2-9 <i>Selección de rezagos y adelantos para los modelos ARDL con MCO</i>	63
Tabla 2-10 <i>Pruebas de cointegración de Engle – Granger y Johansen</i>	64
Tabla 2-11 <i>Coefficientes de largo plazo de los modelos ARDL y VEC</i>	68
Tabla 2-12 <i>Elasticidades de corto plazo de los modelos ARDL y VEC</i>	71
Tabla 2-13 <i>Teoría del consumo de Campbell-Mankiw aplicada a Ecuador (periodo 2003-2015)</i>	72
Tabla 3-1. <i>Principales exportaciones ecuatorianas (año 2015)</i>	84
Tabla 3-2 <i>Principales exportaciones del Ecuador en el año 2000</i>	86
Tabla 3-3 <i>Correlaciones entre variables presentes en las estimaciones</i>	102
Tabla 3-4 <i>Prueba ADF</i>	103
Tabla 3-5 <i>Selección óptima de adelantos y rezagos para los modelos ARDL estimados con MCO</i>	105
Tabla 3-6 <i>Pruebas de cointegración</i>	106
Tabla 3-7 <i>Selección de rezagos de los modelos VAR mediante criterios de información</i> ..	107
Tabla 3-8 <i>Elasticidades de corto plazo de los modelos VAR</i>	108
Tabla 3-9 <i>Resultados de corto y largo plazo para los modelos ARDL y VEC</i>	110
Tabla 3-10 <i>Estimaciones ARDL con método de Pesaran, Shin y Smith</i>	112

PRÓLOGO

Los tres artículos han tratado de delinear los principales rasgos que definen la macroeconomía ecuatoriana considerando tres aspectos importantes: la curva de Phillips, el consumo de los hogares y las exportaciones. La razón principal para abordar este tema es la carencia de investigaciones realizadas al respecto; las que se han emprendido, en la mayoría de casos, corresponden a tesis de grado en economía y las demás referencias de mayor nivel se atribuyen a autores extranjeros quienes, valga destacarlo, han enfatizado el notable aumento de datos disponibles para un estudio de esta naturaleza y el vacío investigativo existente para sistematizar esa información.

Estudiar la curva de Phillips, tema del primer artículo, resulta de particular relevancia dentro de los temas macroeconómicos porque muchas instituciones implementan esta ley para pronosticar la inflación. El objetivo de esta parte es comprobar de manera empírica esta teoría económica aplicada al caso ecuatoriano. Con la finalidad de tratar el asunto de forma profunda, metodológicamente se aplicaron los modelos uniecuacionales y después los resultados fueron comparados con tres modelos de equilibrio general dados por la literatura. Como resultado, se halló que la curva de Phillips se valida únicamente implementando la brecha del desempleo.

El segundo artículo considera la función consumo final de hogares. Se ha seleccionado este tema puesto que esta variable representa el principal componente del PIB y el menos volátil, así que convenía encontrar la relación existente respecto a los ingresos. El análisis, efectuado con base en las estimaciones realizadas, pudo verificar de manera econométrica la ausencia de una renta transitoria significativa y sustentó la hipótesis de ingreso permanente, es decir que los hogares deciden su gasto conforme los ingresos futuros esperados.

El tercer artículo es inherente la elasticidad de la demanda de exportaciones. La decisión de incorporar este tópico se debe a que la balanza de pagos ecuatoriana depende mucho de esta variable. Ciertamente, en la dolarización es necesario que la cantidad de divisas extranjeras que sale del país sea por lo menos igual a la que entra, por lo que resultaba importante entender los factores que determinan la venta de los productos en el extranjero. El análisis para este caso se trabajó de manera agregada y después se enfocó el tema vinculando a los principales socios comerciales del país. Además, fue necesario separar el análisis por tipología de producto, ya que es notorio que para el caso

ecuatoriano reviste particular importancia el petróleo. A grandes rasgos, lo que se encontró es que la tasa de cambio real, el índice de precios de los productos y la renta del socio comercial constituyen variables fundamentales y significativas a largo plazo para explicar las exportaciones.

Los tres ensayos comparten una metodología común puesto que tratan tópicos macroeconómicos de Ecuador en el periodo de la dolarización y, en la mayoría de casos, los datos tienen una cadencia trimestral que comprende el periodo 2003-2015. Los primeros años son excluidos de las estimaciones puesto que Ecuador enfrentó una de las peores crisis económicas de su historia reciente entre 1999 y el año 2000, por lo que la estabilidad de las principales variables se dio con un efecto rezagado. Se excluyeron los últimos años puesto que en el momento de realizar las regresiones muchos valores actuales no estaban disponibles y otros resultaban provisionales. El segundo y tercer artículo comparten técnicas econométricas similares puesto que aplican modelos ARDL y VEC en donde se implementa cointegración, por lo que es posible encontrar resultados que varían de acuerdo con el horizonte temporal considerado. Como resultado se halló que, en general, los coeficientes de corto plazo no resultan significativos o acordes a la teoría económica, pero no ocurre lo mismo al considerar las estimaciones de largo plazo.

Los hallazgos encontrados en esta investigación dan cuenta de que políticas económicas enfocadas en el corto plazo no parecen ser la solución para los problemas macroeconómicos de Ecuador, por lo que se sugieren cambios estructurales que entrevean, por ejemplo, aspectos culturales, sociales, institucionales y legislativos. De manera un poco más concreta, por lo que se refiere al primer artículo, se destaca que estimular el empleo con políticas fiscales expansivas puede ser útil únicamente en periodos recesivos para evitar una posible deflación. El segundo artículo evidencia que los hogares ecuatorianos son previsivos y consumen de acuerdo al ingreso permanente, por lo que multiplicadores keynesianos no tendrán efectos inmediatos esenciales. Y el último artículo muestra cómo una depreciación real favorece la venta de los productos ecuatorianos en el extranjero, y lo mismo ocurre cuando existe crecimiento económico del socio comercial. Debido a que una continua depreciación real a través del tiempo no parece ser algo factible, una posible receta para la política comercial debería consistir sobre todo en la consecución de acuerdos comerciales, en particular con EE.UU, el principal mercado de destino de los productos ecuatorianos.

1. LA CURVA DE PHILLIPS PARA LA ECONOMÍA DOLARIZADA DE ECUADOR

Resumen

Este trabajo de análisis consiste en aplicar la curva de Phillips para Ecuador en el periodo de la dolarización. Los datos fueron ajustados por un quiebre estructural presente al principio de la muestra y abarcan un horizonte temporal que va desde el primer trimestre 2003 hasta el cuarto trimestre 2015. Se contextualizaron las variables a la realidad ecuatoriana, pero el núcleo central está constituido por la estimación econométrica. La primera parte prevé regresiones MCO con expectativas adaptativas, y las brechas del desempleo y del producto fueron obtenidas mediante un filtro de Hodrick y Prescott. Después se repitió el proceso mediante variables instrumentales con expectativas racionales y al final se estimaron también tres modelos DSGE neokeynesianos. Se encontró que la curva de Phillips se valida únicamente con la brecha del desempleo, mientras que las expectativas de inflación resultan significativas únicamente en los modelos multiecuacionales que involucran la brecha del producto. En conclusión, políticas que quieran estimular el empleo tienen un efecto de alza en los precios, por lo que la situación puede justificarse en periodos recesivos para evitar una eventual deflación.

Palabras clave: curva de Phillips, filtro de Hodrick y Prescott, variables instrumentales, DSGE

Clasificación JEL: C22, C26, E24, E31

Abstract

This paper consists of applying the Phillips curve for Ecuador in the period of dollarization. The data were adjusted for a structural break present at the beginning of the sample and cover a time horizon that goes from the first quarter of 2003 to the fourth quarter of 2015. The variables were contextualized to the Ecuadorian reality, but the core is based on the econometric estimation. The first part foresees OLS regressions with adaptive expectations, and the unemployment and output gaps were obtained using a Hodrick and Prescott filter. The process was then repeated using instrumental variables with rational expectations and at the end three New Keynesian DSGE models were also estimated. It was found that the Phillips curve is validated only with the unemployment gap, while inflation expectations are significant only in the multi-equation models that involve the output gap. In conclusion, policies that want to stimulate employment have a rising effect on prices, so this policy can be justified in recessive periods to avoid a possible deflation.

Keywords: Phillips Curve, Hodrick and Prescott filter, Instrumental Variables, DSGE

JEL classification: C22, C26, E24, E31

I. INTRODUCCIÓN

Entender la dinámica de corto plazo entre dos realidades tan importantes para la macroeconomía como la inflación y la actividad económica representa un desafío para la mayoría de estudios empíricos tanto a nivel académico como también de bancos centrales e instituciones dedicadas al análisis económico. Para este fin, la curva de Phillips sigue siendo la mejor manera de poder estimar esta relación. La pregunta que deriva es si las políticas e intervenciones gubernamentales expansivas pueden tener efectos sensibles sobre el alza de los precios en una economía dolarizada como la ecuatoriana. La finalidad de la investigación es ayudar en la toma de decisiones de política económica, sabiendo que en condiciones estables de la economía una pendiente fuerte desmotivaría un aumento del gasto público porque más allá de la deuda que implica a largo plazo, en el corto plazo ocasionaría un aumento considerable de la inflación y por tanto podría crear inestabilidad en el sistema; al contrario, en condiciones recesivas aquello sería algo positivo puesto que se evitaría el problema de la deflación.

Hasta ahora, la mayoría de estudios al respecto pertenecen a casos aplicados a Norteamérica y Europa (Blanchard, 2016; Hossain y Mitra, 2017; Mustafa y Rahman, 2017; Roberts, 2017; Rusticelli, Turner y Cavalleri, 2015). Granger y Jeon (2011), por ejemplo, dan cuenta de las distintas metodologías de aplicación de la curva de Phillips para EE.UU y Reino Unido a lo largo del tiempo. Gordon (2008) se enfocó en la diversidad de resultados entre los estudios inerciales que miran al pasado y sus rivales racionales que se basan en expectativas futuras. Si se desea tener una idea sobre las aplicaciones econométricas que se han sucedido a lo largo del tiempo se puede mirar a la publicación de Qin (2011). Por lo que se refiere al área latinoamericana se destaca la aportación de D'Amato y Garegnani (2009) y también de Chelala (2014) sobre el caso argentino; el estudio de Pincheira Brown y Rubio Hurtado (2015) que analiza el caso chileno; el trabajo de Portal Boza, Feitó Madrigal y Valdés Paserón (2015) que propone un estudio empírico para el caso cubano; y están Machado y Humberto (2015) que investigan el caso colombiano.

Por lo que se refiere a las investigaciones aplicadas al caso ecuatoriano se puede tal vez afirmar que algunos estudios pudieran actualizarse mediante la incorporación de nuevos datos (Criollo Nole, 2013; Flores y Stephany, 2014; Gualotuña y Alberto, 2015); otros más recientes, como por ejemplo el de Alexander y Montalvo (2017), se pueden

complementar ampliando el análisis del tema con técnicas econométricas alternativas respecto a la de vectores autorregresivos (VAR); y otros estudios como el de Campoverde, Ortiz y Sánchez (2016) se han manejado con valores no tan grandes para la muestra, lo cual puede sustituirse por un mayor número de observaciones con la finalidad de obtener mejores propiedades para los estimadores y en general contar con inferencias estadísticas un poco más robustas. Se puede decir entonces que este proyecto podría convertirse en una herramienta metodológica útil porque analiza el fenómeno con datos actualizados y, si bien no rastrea un horizonte temporal amplio debido a que la economía dolarizada de Ecuador es un fenómeno relativamente reciente, los 50 valores de la muestra que emplea parecen ser suficientes y son más deseables para los estimadores. A esta virtud se debe sumarse el hecho de que todo el trabajo intenta ofrecer los resultados con cierta profundidad descriptiva y cuantitativa.

El primer dato representativo que se encontró es que el componente cíclico del desempleo, al contrario de la brecha del producto, resulta estadísticamente significativo para explicar la inflación en la regresión MCO, en donde su respectivo coeficiente resulta cercano a -1.37. Por lo que se refiere a las regresiones con variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas, los coeficientes de interés no resultan significativos con un nivel de confianza del 95 %, aunque sí del 90 % cuando se considera el componente cíclico del desempleo, aquí el valor resulta notablemente mayor en términos absolutos respecto a la regresión estimada con mínimos cuadrados ordinarios. Una nota aparte merecen las expectativas de inflación, las cuales adquieren importancia únicamente en las regresiones que involucran la brecha del producto en los modelos DSGE, cuando se registran coeficientes poco superiores a la unidad. Por otro lado, las materias primas que se insertan como variable de control, resultan estadísticamente significativas en muchos casos, aunque por lo general con coeficientes relativamente pequeños. Ahora, aplicando específicamente los modelos multiecuacionales, no se encontró una curva de Phillips aplicando la brecha del producto.

II. ESTADO DE LA CUESTIÓN

De acuerdo a Chacón (2012), en los estudios iniciales sobre el tema se consideraban únicamente la inflación y el desempleo como variables de interés. Después, en los años 70, empezó a afirmarse el modelo neoclásico o modelo de Friedman y Phelps aumentado por expectativas, aplicado esencialmente a los EE.UU. Todo empezó por la

ecuación resultante de la interacción de las dos curvas pertenecientes a los precios de las firmas y de los salarios de los trabajadores:

$$\pi_t = \pi_t^e + (m + z) - \alpha u_t$$

en donde π_t es la inflación actual, π_t^e son las expectativas de inflación, m es el margen de precios que aplican las empresas, z son los demás factores que afectan la fijación de los salarios, α parámetro refleja la fuerza del efecto que produce el desempleo en los salarios y u_t es la tasa de desempleo. Parece importante explicar con un poco más de detalle estas variables: entonces, la inflación por lo general es calculada a partir del índice de precios al consumidor (IPC) aplicando a este una diferencia logarítmica mientras que las expectativas de inflación representan lo que los agentes económicos prevén sobre el futuro de los precios y en este caso, entre otras, existen dos teorías dominantes que son las expectativas adaptativas en donde los agentes miran a su pasado más reciente y las expectativas racionales en donde se toma en cuenta toda la información disponible hasta el presente. Entonces, expectativas futuras de alza de los precios pueden condicionar también al alza la inflación actual y viceversa en periodos de baja demanda o recesión puede que las expectativas de los hogares sean negativas, de tal modo condicionando a la baja la inflación actual. Por otra parte el margen de precios representa la brecha que existe entre precios y costos marginales de los productos de las empresas (Syverson, 2019). Al mismo tiempo, z considera factores como el seguro de desempleo y de manera más amplia la protección del empleo (Blanchard, 2017). Así, a medida que z aumenta, ceteris paribus, también lo hace la tasa de desempleo. Esta representa el cociente entre número de desempleados y población económicamente activa (empleados más desempleados).

Después de algunos ajustes algebraicos, cuando la tasa de inflación efectiva es igual a la esperada, se obtiene la tasa natural de desempleo u_n que se expresa de la siguiente forma:

$$u_n = \frac{m+z}{\alpha}$$

Recordando además que la expresión original puede arreglarse como se muestra a continuación:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha \left(u_t - \frac{m+z}{\alpha} \right)$$

Entonces, por sustitución se obtuvo la ecuación final de la curva de Phillips que actualmente manejamos:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_n)$$

Después la literatura señala cómo, de manera aproximada, en un periodo anterior se puede predecir correctamente las expectativas de inflación por lo que la fórmula resulta:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n) \text{ (Blanchard, 2017).} \quad (1.1)$$

Resumiendo, la curva está ahora caracterizada por las variables de la variación de la inflación (parte izquierda) y la brecha del desempleo (parte derecha), debido a que los agentes económicos, en particular los trabajadores y empresarios, toman en cuenta las expectativas futuras de inflación para la determinación de los salarios, pues están interesados en mantener intacto su poder adquisitivo en términos reales.

Por esa estrecha relación que existe entre el desempleo y el producto (a tal propósito se puede recordar la ley de Okun), muchos economistas deciden estimar usando el diferencial entre PIB potencial y real. En este caso la ecuación es la siguiente:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta(Pibp_t - Pibr_t) \quad (1.2)$$

Hoy en día se tiende a considerar principalmente modelos neokeynesianos con expectativas racionales, algunos únicamente orientados hacia la inflación futura y otros híbridos que combinan información del pasado y del futuro para determinar la inflación actual. Muchos autores han presentado críticas en contra de estos modelos (Mavroeidis, Plagborg-Moller y Stock, 2013). Se debe tomar en cuenta también que no todos los países poseen datos tan abundantes como los que disponen los países adelantados y que no siempre existen encuestas sobre las proyecciones de inflación. Chow (2011), en cambio, sostuvo que las expectativas adaptativas pueden en ciertos casos otorgar inclusive mejores resultados que las expectativas racionales. Debido a estos factores, en este análisis el parámetro que mide las expectativas de inflación se obtuvo, en la primera parte, utilizando datos rezagados y, en la segunda parte, a partir de estimaciones con

expectativas racionales mediante variables instrumentales para luego comparar resultados.

Cabe añadir que para Stock y Watson (1999) el principal indicador de referencia para predecir la inflación es el desempleo por lo que muchas instituciones públicas y privadas manejan estos modelos econométricos. A veces, se decide añadir otras variables en la ecuación que define la curva de Phillips, aunque no siempre resultan significativas; en este caso se ha considerado oportuno incluir en los modelos las materias primas, debido a su relevancia para toda la economía de Ecuador, constituyen su principal fuente de importaciones. De hecho, las materias primas representan una aproximación de la inflación importada, por lo que se puede hablar de una curva de Phillips de economía abierta.

III. LA INFLACIÓN

Tabla 1-1

Inventario de las estructuras de las Canastas del IPC (Base: 2004=100) e IPC (Base: 2014=100)

DIVISIÓN	IPC(04)	IPC(14)	IPC(04)	IPC(14)	IPC(04)	IPC(14)	IPC(04)	IPC(14)
	GRUPO		CLASE		SUBCLASE		PROD	ART
Alimentos y bebidas no alcohólicas	2	2	11	11	29	34	90	115
Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes	2	2	3	3	3	3	4	4
Prendas de vestir y calzado	2	2	6	6	9	12	47	44
Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles	4	4	5	7	5	7	7	11
Muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar	6	6	7	12	13	14	37	40
Salud	3	3	7	7	7	7	28	26
Transporte	3	3	8	9	9	9	17	23
Comunicaciones	3	3	3	3	3	4	6	6
Recreación y cultura	4	6	11	18	12	18	30	34
Educación	3	4	3	4	3	4	10	9
Restaurantes y hoteles	2	2	2	2	2	2	6	11
Bienes y servicios diversos	1	6	2	11	3	11	17	36
TOTAL	35	43	68	93	98	125	299	359

Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos INEC

Nota. El número de *productos* de la canasta del IPC (Base: 2003-2014) es comparable con el número de *artículos* de la canasta del IPC (Base: 2004 = 100), por ser los niveles más bajos con ponderación fija en ambas canastas

La tabla 1.1 muestra cómo fue medida la inflación. Básicamente se efectuó una comparación entre los años base 2004 y 2014; para la muestra considerada (trimestres 2000 hasta el 2015) el IPC presenta 3 años base: 1995, 2004 y 2014. No se registraron problemas operativos ya que el empalme o ajuste ha sido efectuado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) y, por lo tanto, la serie del IPC con la cual se ha realizado la investigación revisa únicamente como año base el 2014, donde el índice toma valor igual a 100. Cada artículo de la canasta es clasificado según un orden jerárquico que empieza por el grupo y después se divide en clase, subclase y producto. Se puede observar que en los dos períodos de la muestra han surgido cambios fundamentales: (a) aumentaron los artículos considerados: pasaron de 299 a 359; (b) el grupo de mayor cambio fue el de bienes y servicios diversos que pasó de 1 a 6; y (c) la división de bebidas alcohólicas y las comunicaciones han permanecido igual o han variado muy poco, aunque no se excluyen cambios cualitativos en sus componentes.

Tabla 1-2

Ponderaciones por divisiones de gasto de las Canastas del IPC

DIVISIÓN	Ponderación %		Posición	
	IPC(04)	IPC(14)	IPC(04)	IPC(14)
Alimentos y bebidas no alcohólicas	25,1	22,45	1	1
Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes	0,89	0,66	12	12
Prendas de vestir y calzado	8,97	7,69	4	6
Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles	10,17	8,3	3	4
Muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar	6,08	5,86	7	8
Salud	6,03	7,34	8	7
Transporte	13,6	14,74	2	2
Comunicaciones	4,37	4,74	11	11
Recreación y cultura	5,91	5,3	9	9
Educación	6,78	5,09	6	10
Restaurantes y hoteles	6,84	7,96	5	5
Bienes y servicios diversos	5,25	9,86	10	3

Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos INEC.

Nota. La posición corresponde al orden de la división, según valor de ponderación.

La tabla 1.2 muestra el peso relativo de cada división dentro del IPC. Lo que se aprecia al respecto es que el mayor porcentaje de ponderación está constituido por los alimentos y bebidas no alcohólicas, segmento que ha visto reducir su peso en la canasta, pero en el 2014 su valor sigue siendo más del 22 %. La segunda categoría por importancia dentro del IPC está constituida por el transporte que alcanza casi un 15 %, y si sumamos

estas dos divisiones obtenemos un valor superior a un tercio de la canasta. De nuevo, la categoría bienes y servicios diversos ha pasado de la décima a la tercera posición, lo que parece sugerir una mejora en el poder adquisitivo de los ecuatorianos.

Antes de la dolarización, la inflación en Ecuador era particularmente alta y persistente, lo que penalizaba toda la economía del país principalmente por la elevada inestabilidad que comportaba. El problema fue la consecuencia de una crisis económica severa ocasionada esencialmente por la caída del precio del petróleo y la crisis financiera internacional. Adicionalmente, se sumaron los siguientes factores (Larrea Maldonado, 2004): la guerra que el país mantuvo con el Perú en 1995 y que generó un costo muy grande, sus efectos se sintieron por largo tiempo; el fenómeno del Niño en 1998 que causó severos daños a los cultivos y penalizó un sector considerado estratégico para todo el país; la desregulación financiera que provocó una especulación del crédito sin las necesarias medidas de control (Páez Pérez, 2004); la eliminación de la autonomía financiera de Petroecuador en 1992 que dificultó su capacidad de inversión a lo largo del tiempo y debilitó una de las fuentes principales de recursos fiscales y, finalmente, la inestabilidad política caracterizada por una fuerte alternancia de partidos y presidentes al mando del gobierno estatal.

Como se puede observar en el gráfico 1.1, la inflación permanece de dos dígitos en los años noventa y siempre por encima del 20 % anual, ya que se utilizaba la política monetaria para financiar al gobierno a través del impuesto inflacionario. Tales valores se pueden considerar muy altos si los comparamos con aquellos registrados por países adelantados como EE.UU, pero resultan más o menos en línea con los demás países del área, lo que sugiere que los problemas macroeconómicos afectaban en aquel entonces a varios países de la región. El problema se agudizó a partir de 1995, y se agravó en el año 2000 (todo ello está graficado por una pendiente cada vez más positiva) cuando se obtiene un valor para la inflación cercano al 100 %. Para salir de la crisis se pensó recurrir a la dolarización, medida que fue oficializada el 9 de enero del 2000 bajo el mandato del presidente de ese entonces, Jamil Mahuad. La medida, según nos deja ver la figura, parece haber dado buenos resultados en el mediano plazo porque frenó el crecimiento incontrolado de los precios; además se observa como existió un rezago en los precios y salarios hasta adaptarse al nuevo sistema dolarizado; de hecho, la estabilidad en el valor de la inflación se alcanza solo a partir del año 2003 cuando su valor muestra por primera

vez un solo dígito y permanece así en los siguientes años hasta el final de la serie representada.

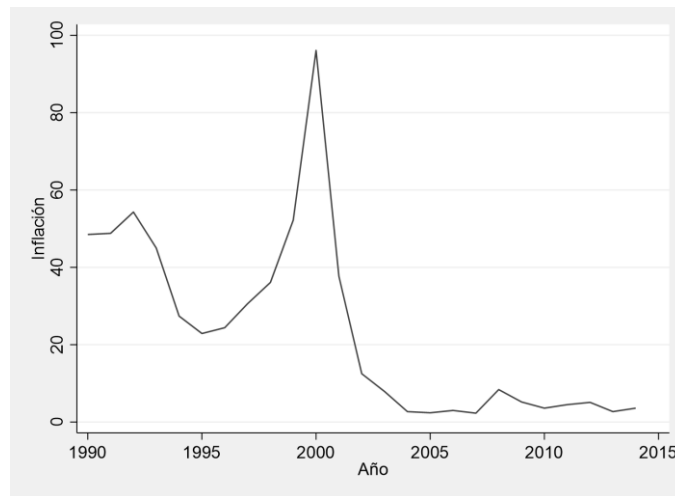


Gráfico 1-1 Inflación histórica - IPC anual en porcentaje

Fuente: elaborado por el autor con base en datos del BANCO MUNDIAL

IV. EL DESEMPLEO

A lo largo del período considerado, el de la dolarización, Ecuador ha experimentado variaciones consistentes en su tasa de desempleo. A tal propósito, puede resultar útil mirar el gráfico 1.2, el cual descompone mediante un filtro de Hodrick y Prescott la parte tendencial respecto al componente cíclico. Resulta interesante observar en la parte de arriba la línea que representa el componente tendencial y que corresponde en este análisis a una tasa de desempleo natural que va cambiando leve y gradualmente en el tiempo: registra valores superiores al 12 % a principios del año 2000 y después cantidades progresivamente más contenidas que en los últimos trimestres oscilan entre un 4 y 6 %. Hasta el año 2007 ello es debido principalmente a la mayor estabilidad económica fruto de la dolarización y al progresivo aumento de la cotización del crudo, el principal ingreso del país. Después de ese año, el presidente de ese entonces, Rafael Correa, fomentó ampliamente como política el empleo en el sector público, por lo que se crearon muchos cargos dentro de ministerios y aparatos estatales.

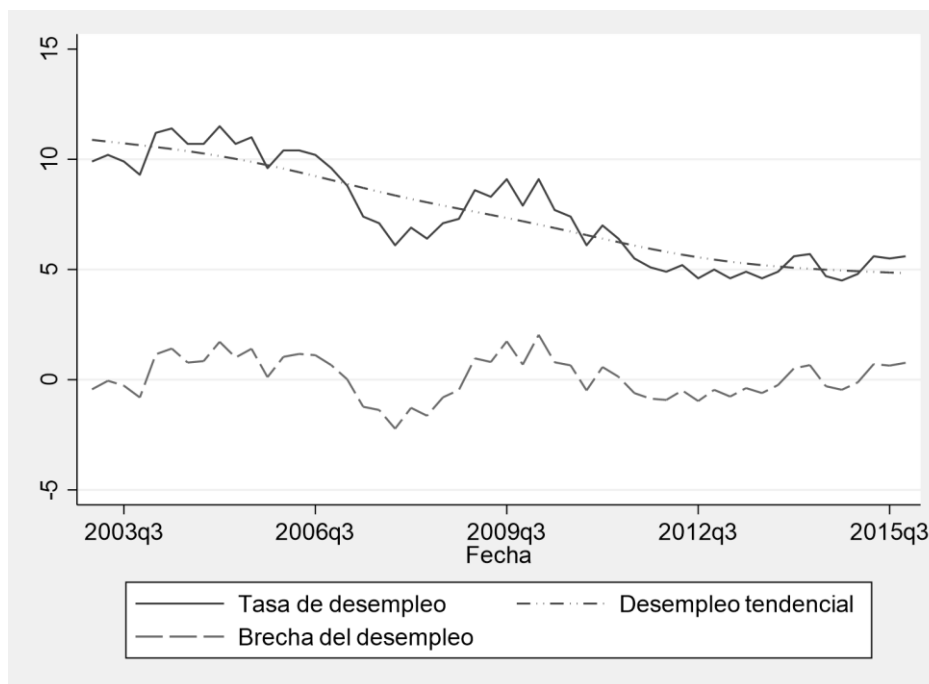


Gráfico 1-2. Aplicación del filtro HP al desempleo

Fuente: elaborado por el autor.

La línea de abajo se refiere al componente cíclico que entra en la regresión con el nombre de Filtro, el cual está determinado por variaciones temporáneas en la economía debido a distintos factores como pueden ser, por ejemplo, recesiones, choques externos, fenómenos climáticos adversos, catástrofes, etc. En particular, se puede observar en una primera instancia una disminución de este componente a partir del año 2000 a consecuencia sobre todo de las fuertes migraciones de ecuatorianos con destinos hacia EE.UU y Europa. Después, a partir del año 2003, el Sistema Integrado de Indicadores Sociales del Ecuador (SIISE) (2006) explica que:

La estructura del mercado laboral en el país ha cambiado como consecuencia de las transformaciones institucionales y legales que han buscado flexibilizar el mercado de trabajo y reducir el tamaño del Estado, en el marco de un modelo de mayor apertura y liberalización económica. Parte de estos cambios se reflejan en un aumento del subempleo y en general en una mayor precariedad del empleo. (p.3)

Entre 2006 y 2008 el desempleo cíclico vuelve a bajar por efecto de un aumento del precio de las exportaciones, principalmente hidrocarburos y de otras materias primas. Al contrario, después de este periodo, con la crisis financiera se obtiene un efecto recesivo

como consecuencia del choque externo, por lo que el desempleo vuelve a subir. Esta crisis duró en Ecuador aproximadamente dos años (2008 y 2009), para luego volver a una condición de normalidad cuando el valor de filtro permanece cercano a cero.

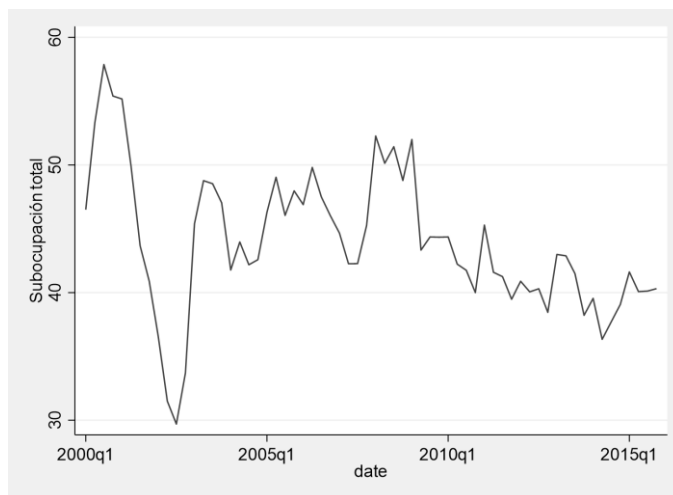


Gráfico 1-3 Tasa de subocupación total en la zona urbana

Fuente: elaborado por el autor, datos BCE

Nota. Datos mensuales para el periodo 2000 – 2007 compactados trimestralmente mediante promedio, después datos trimestrales.

Para una mayor comprensión del mercado laboral se puede mirar el gráfico 1.3, el cual muestra cómo se ha comportado la tasa de subocupación total en relación con la población económicamente activa (PEA). Fundamentalmente esta variable representa la suma de la subocupación informal, visible e invisible¹. Se puede observar entonces cómo, hasta el año 2003, el análisis es muy parecido al que se realizó para el componente cíclico del desempleo. Después, la subocupación total parece mantenerse casi siempre dentro de una banda comprendida entre el 40 y 50 %, con excepción del periodo de crisis financiera global, en donde el porcentaje se incrementó. Todo esto parece indicar que, al principio, en los primeros años, el ciclo domina la tendencia y luego ocurre lo contrario: prevalecen los fenómenos estructurales del mercado laboral. Para mayor claridad, se puede afirmar que

La crisis de 1999 implicó una fuerte contracción de la economía (...). Desde la dolarización, el crecimiento ha dependido fundamentalmente del petróleo y de la

¹ En el anexo B se pueden encontrar las definiciones asociadas a cada uno de estos grupos mencionados

demanda externa, mientras que la demanda interna ha crecido a niveles bajos y, en consecuencia, implica una menor demanda de empleo (SIISE, 2006, p.11).

En segundo lugar, se puede apreciar que, a partir de la dolarización, hay una mayor participación femenina en el mercado laboral respecto al pasado, sin embargo, este segmento junto con el de los jóvenes es el que más sufre del problema del desempleo y del subempleo: el desempleo femenino en diciembre de 2013 se ubicó en 5 %, un punto más que el nacional y 2 puntos más que el desempleo masculino (Larrea, 2014). En lo que respecta a los jóvenes desempleados, los de la zona urbana alcanzan mayor valor absoluto. De acuerdo con las cifras de Quiroz y Vásquez (2016), en la temporada 2007 - 2015 el porcentaje de jóvenes desempleados (abierto y oculto) sufrió una tendencia a la baja, registró 18,03 % en el año 2008 y terminó con un 14,75 % en el año 2015.

V. EL PRODUCTO

Otra variable explicativa está constituida por el producto y en este caso el mismo está representado por el PIB real, el cual puede verse en el gráfico 1.4. Lo que se observa es que a lo largo de los 16 años considerados esta variable duplica prácticamente su valor. Se pasa así de poco más de 9 000 millones de dólares para el primer trimestre del año 2000 a casi 18 000 millones para el cuarto trimestre del año 2015. En segundo lugar, se aprecia una clara tendencia ascendente interrumpida únicamente por los años 2008 y 2009 correspondientes al choque externo. Para el año 2015 se afronta una nueva crisis puesto que el PIB real ostenta una baja, consecuencia de la deuda acumulada en los años anteriores y de la reducción del precio de las materias primas.

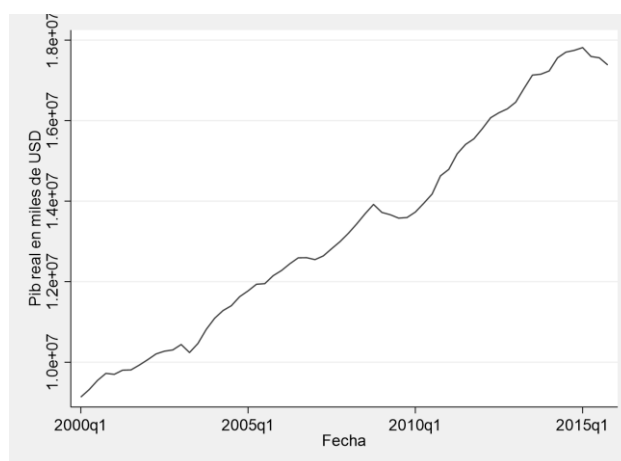


Gráfico 1-4. Evolución del Pib real ecuatoriano (años 2000 - 2015)

Fuente: elaborado por el autor, datos BCE

Nota. Miles de USD del año 2007.

Los argumentos para explicar el crecimiento prolongado en el periodo dolarizado pueden ser varios, algunos se asemejan a las razones ya señaladas para el caso del desempleo. Entonces la dolarización ha comportado mayor estabilidad en los precios y, por tanto, en la economía en general. Ello se ha reflejado en una mayor confianza tanto para los consumidores como para los inversionistas. Seguramente hubo también un componente impulsado por el gasto público incrementado en el tiempo tanto para fomentar el empleo como para invertir en infraestructuras, como por ejemplo carreteras, viviendas y represas. Muchos periodistas económicos señalan que este aumento ha sido posible en el pasado gracias al aumento del precio del petróleo y se ha fundamentado en una dependencia de ello. Además, es notorio el hecho de que se realizaron inclusive preventas, es decir, se han comprometido ingresos futuros. Los últimos reportes económicos señalan también un progresivo aumento de la deuda que ha superado el techo del 40 % del PIB establecido por la ley². Al mismo tiempo las exportaciones netas se han aventajado de una progresiva prioridad dada por los productos nacionales con aumento de los impuestos aduaneros, lo que explica la progresiva reducción en los supermercados de los productos extranjeros, o bien que estos productos aumenten de precio.

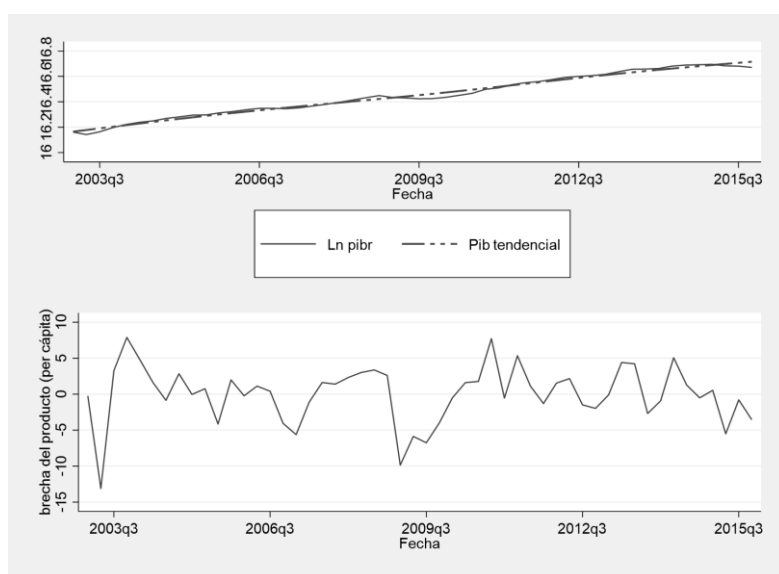


Gráfico 1-5 Filtro HP aplicado al producto

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. La imagen de arriba hace referencia al logaritmo del producto total, la de abajo al componente cíclico en términos per cápita.

² Ello si se suma la deuda externa e interna y otros componentes de deuda.

Es necesario ahora visualizar el PIB potencial, el cual no representa una variable directamente observable, sino que viene dada por el efecto suavizante del filtro HP. A tal propósito y mirando el gráfico 1.5, se puede observar la línea recta en la parte de arriba que representa el producto potencial, la cual se sitúa muy cerca de la otra línea que representa el logaritmo del PIB real. En la parte de abajo se muestra el componente cíclico del PIB per cápita.

VI. METODOLOGÍA

Los datos del estudio son tomados con cadencia trimestral para los meses correspondientes a marzo, junio, septiembre y diciembre a partir del año 2000 hasta el 2015. Puesto que en 1999 el país enfrentó una de las peores crisis económicas de su historia reciente se decidió introducir el dólar en el año 2000, pero la estabilidad de las principales variables macroeconómicas se obtuvo con un cierto efecto rezagado, para comprenderlo, se puede volver atrás y mirar nuevamente el gráfico 1.1 inherente a la inflación. No es posible entonces realizar una estimación econométrica tomando toda la muestra, debido al quiebre estructural que corresponde al comienzo del nuevo milenio. Por lo tanto, se optó por un corte que delimita el tiempo únicamente el período 2003Q1 hasta el 2015Q4.

La primera serie histórica recolectada es la del índice de precios al consumidor (IPC) otorgada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). A partir de ella, la inflación se encontró siguiendo el ejemplo de Stock y Watson (2012), multiplicando por 400 la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor y esto porque existe la voluntad de contar con valores anualizados expresados en términos de porcentaje.

Los datos para el desempleo fueron proporcionados por la CEPAL mediante su banco de datos Cepalstat. Esto se debe a que dispone de una serie histórica trimestral, cosa que no ocurre con el Banco Central del Ecuador, que proporciona datos de distinta cadencia, primero mensuales hasta el año 2007 y después trimestrales. Como se explicó anteriormente, el componente cíclico del desempleo que entra directamente en la estimación fue obtenido usando un filtro de Hodrick y Prescott con λ igual a 1600. Puede resultar interesante mirar el gráfico 1.6: evidencia cómo la inflación y el componente cíclico del desempleo dan una idea de ser inversamente proporcionales, pues cuando una sube el otro baja. Ello resulta particularmente evidente si se observa el período comprendido entre el 2005 y el 2009.

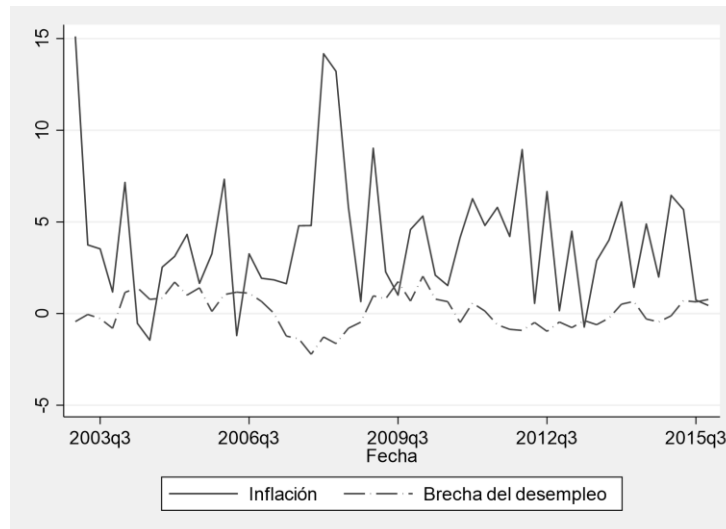


Gráfico 1-6 Inflación vs. Componente cíclico del desempleo

Fuente: elaborado por el autor

Los datos para el producto, es decir la serie histórica del PIB real, fueron encontrados en las publicaciones económicas del Banco Central del Ecuador, donde los valores están expresados en miles de dólares en el año 2007. El PIB *per cápita* fue encontrado dividiendo el PIB real por la población. Esta ha sido elaborada con base en los valores anuales para los años 2000 y 2015 e interpolando todos los valores trimestrales de manera lineal. Luego se aplicó al PIB *per cápita* una diferenciación logarítmica con la finalidad de considerar el crecimiento del producto y también porque la variable no es estacionaria en niveles, la cual a su vez fue multiplicada por 400 con la finalidad de tener valores expresados en porcentaje anualizado. Aquí también, como ocurrió para el caso del desempleo, el componente cíclico fue obtenido mediante el filtro HP (una resta entre producto real y potencial).

Otra variable insertada en el modelo son las expectativas de inflación determinadas al principio de manera adaptativa, y calculadas encontrando el promedio de los 4 periodos anteriores de la inflación (gráfico 1.7 – imagen de arriba). Se ha obrado de ese modo porque, aparte de algunas críticas recientes que han recibido las expectativas racionales, no se disponen de encuestas sobre la inflación futura esperada para el caso de Ecuador. Asimismo, en un país pobre parece razonable pensar que los individuos toman sus decisiones sin fijarse demasiado en las acciones que pueda emprender el Banco Central o el Tesoro, sino más bien en lo que aconteció en el período más cercano para ellos. Y hay un punto tal vez más convincente: el país tiene como moneda el dólar por lo

que su inflación es baja, sufre pequeñas variaciones, por lo que los agentes toman ese valor como estable, dado, confiable y predecible para el futuro.

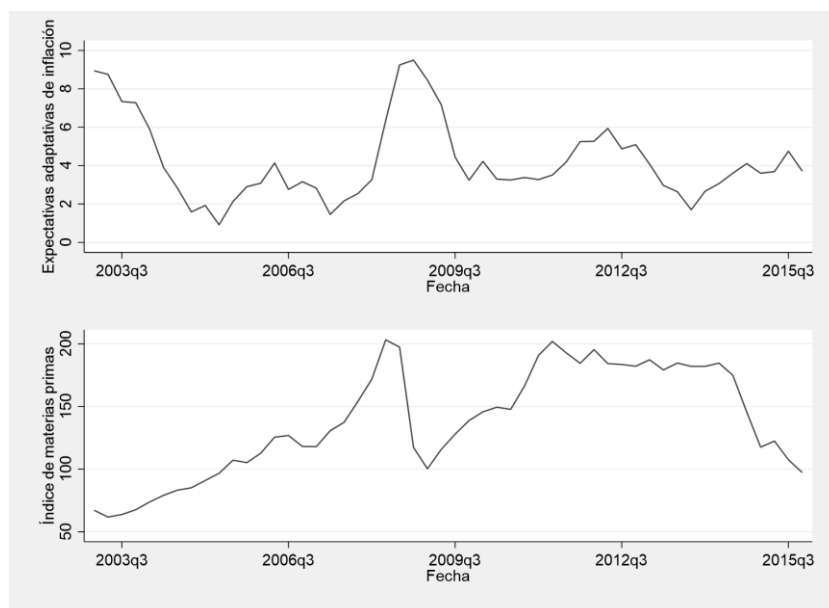


Gráfico 1-7 Expectativas adaptativas de inflación e índice de materias primas

Fuente: elaborado por el autor, datos FMI para la variable materias primas

La serie histórica de las materias primas fue otorgada por el Fondo Monetario Internacional (FMI) y entre las varias opciones disponibles se tomó la primera columna que es la más agregada, entonces, más allá de materiales, minerales y *commodities* de valor se incluyó también el sector energético fuel, puesto que Ecuador exporta petróleo bruto, pero al mismo tiempo importa el refinado de petróleo. Como los datos tienen una cadencia mensual, para determinar el valor trimestral se promedió los tres valores que lo definen (para encontrar el valor correspondiente al 2003q1 se promedió los 3 valores mensuales del índice que corresponden a enero, febrero y marzo) y se decidió usar el precio de las materias primas como proxy de la inflación importada, ya que los principales productos importados están formados por estas (Andes, 2013). Mirando el gráfico 1.7, en la imagen de abajo, se puede observar que su valor ha aumentado hasta el 2008, cuando se dio la crisis económica global, después de una caída abrupta recuperan más o menos el valor preciso en el año 2011 para después descender nuevamente a partir del año 2014.

Habiendo llegado hasta este punto, se debe acotar que en el momento de efectuar las regresiones uniecuacionales, la variable diferenciada de las materias primas comporta un dato completamente atípico correspondiente al cuarto trimestre de 2008, su valor fue

cercano a -80 , a casi 7 desviaciones estándares por debajo de la media cuando se lo excluye. Como existen muchos métodos para tratar los *outliers*, aquí se decidió promediar los dos valores contiguos, respectivamente, el que antecede (2008q3) y el que sigue (2009q1) corrigiendo así la muestra. Este cambio determinó un aumento en la media de casi tres veces y una reducción de la desviación estándar de cerca del 28 %. Todo ello parece indicar que el ajuste ha sido determinante puesto que el valor atípico condicionaba seriamente al conjunto de datos. Otra técnica que se hubiese podido implementar es la sustitución del valor problemático por la mediana de los valores, excluido el atípico, pero en este caso específico parecía poco conveniente puesto que no se captaría el ciclo económico negativo para esa fecha. El anexo A grafica las dos series, la original y la corregida.

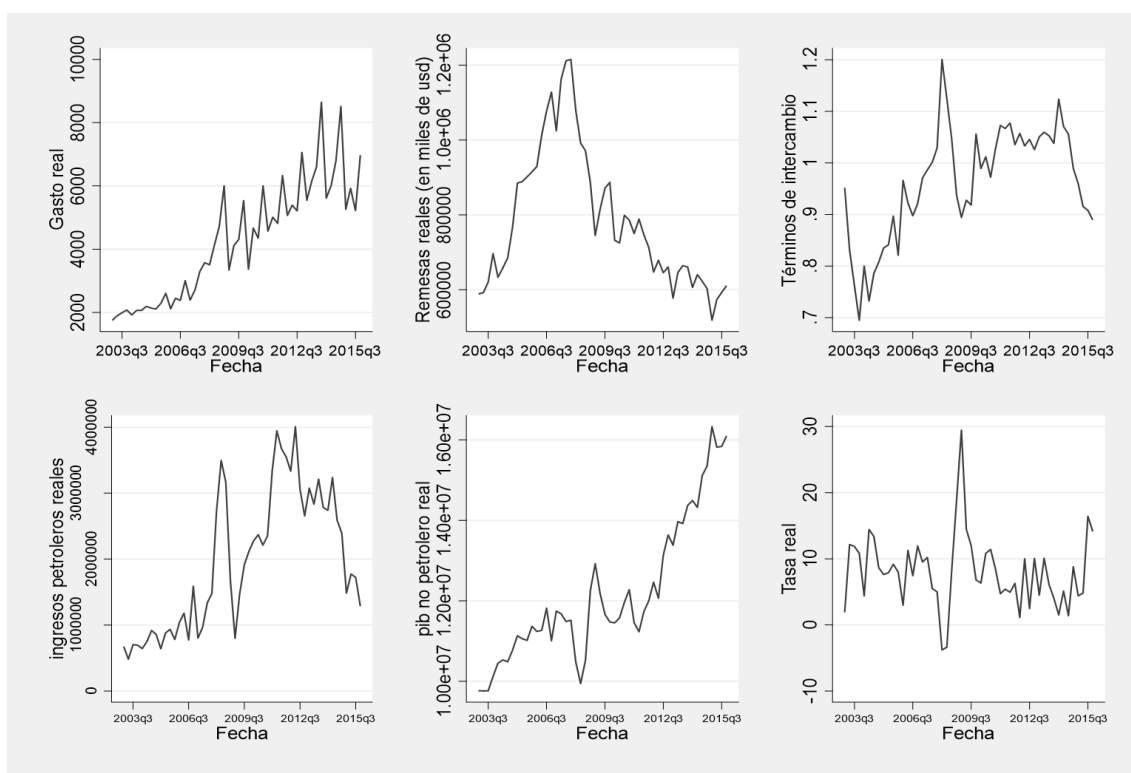


Gráfico 1-8. Variables añadidas en los modelos DSGE (series brutas reales no ajustadas por estacionalidad).

Fuente: elaborado por el autor.

Por lo que se refiere de manera específica a los modelos de equilibrio general, una variable importante que se añade es el gasto público (imagen arriba a la izquierda), el cual engloba la suma de gastos corrientes y gastos de capital. Los valores mensuales expresados en millones de dólares se sumaron para encontrar los respectivos trimestrales.

Después, el gasto real se encontró ajustando el gasto nominal por el IPC. La imagen que sigue a la derecha muestra las remesas reales, mismas que han tenido una fase ascendente hasta el año 2007 y después de esa fecha experimentaron una trayectoria descendente. Arriba a la derecha se muestra la variable términos de intercambio que fue encontrada realizando el cociente entre el deflactor implícito de las exportaciones sobre el de las importaciones. En la imagen de abajo a la izquierda se observan los ingresos petroleros reales, los cuales recuerdan un poco la imagen de las materias primas presente en el gráfico 1-7 anteriormente mostrado. Después abajo en la parte central se encuentra el PIB no petrolero real, en fin, abajo a la derecha se encuentra la tasa de interés real. Esta se conforma con la suma de la tasa de los bonos del Tesoro norteamericano³ con vencimiento a 10 años, al cual se le añade el riesgo país EMBI, pero para tener valores reales se resta el valor de la inflación. Son necesarias aquí un par de aclaraciones. En lo que se refiere a la tasa exógena, esta serie estaba disponible directamente de manera trimestral en el banco de datos de la Reserva Federal de San Louis, y en lo que concierne al riesgo país, los valores proporcionados por el BCE son diarios por lo que se consideraron como útiles aquellos que aludían al primer día después de cada trimestre, así por ejemplo, el valor registrado para el primer trimestre de 2003 corresponde al valor encontrado el primero de abril de ese mismo año. La razón, que puede parecer arbitraria, se debe al software Gretl que pide ese dato en el momento de compactar las cifras. Cabe señalar como también la variable remesas que entra en la estimación (d_re) ha sido corregida por un valor atípico⁴ positivo presente en 2005q1 por lo que se lo cambió por el máximo de la serie, entonces el valor pasó de 18.76 a 8.71. Las variables que se mostraron en el gráfico 1-8 no son estacionarias por lo que a continuación se muestra el gráfico de las variables que sí lo son y se estiman en los tres modelos DSGE (Gráfico 1-9). Entonces, la inflación, la tasa de cambio real, la primera diferencia de las materias primas y de los términos de intercambio subieron únicamente un ajuste estacional⁵. Al contrario, las tres brechas del producto, el gasto y las remesas primero fueron expresadas en términos *per cápita*, luego se transformaron en logaritmos, se les aplicó el filtro HP y al final el ajuste estacional, siendo expresadas en porcentaje anualizado. A más de ello, la brecha no petrolera y las remesas

³ Long Term Government Bond Yields: 10-year: Main (Including Benchmark) for the United States (percent, quarterly, not seasonally adjusted).

⁴ Se considera atípico todo valor que se encuentra alejado a más de 3.3 desviaciones estándares de la media.

⁵ El ajuste estacional aplicado a todas las variables fue realizado mediante técnica ARIMAX13.

tuvieron también una primera diferenciación puesto que no resultaban estacionarias mediante la prueba de Phillips – Perron.

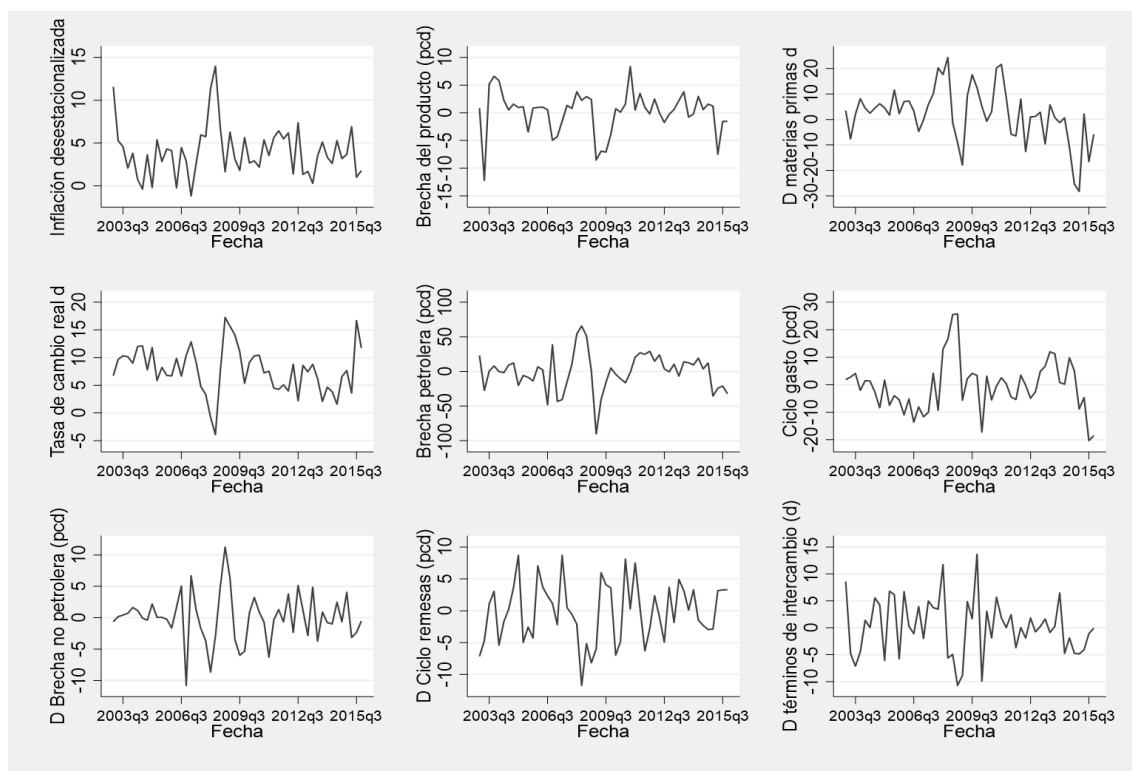


Gráfico 1-9. Variables estacionarias ajustadas por estacionalidad estimadas por los modelos DSGE

Fuente: elaborado por el autor.

En la primera parte las estimaciones son realizadas por mínimos cuadrados ordinarios e involucran expectativas adaptativas. En la misma tabla constan también los resultados de las regresiones calculadas mediante variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas con expectativas racionales, la finalidad es tratar de manera adecuada un eventual problema de endogeneidad. De hecho, el supuesto sobre la formación de expectativas es diferente y bajo esta alternativa se tiene que $\pi_{t+1} = E_t(\pi_{t+1}) + \varepsilon_{t+1}$, en donde π_{t+1} es la inflación en t+1, $E_t(\pi_{t+1})$ denota la expectativa de inflación futura con la información disponible en t (anteriormente definida como π_t^e) y ε_{t+1} es el error de pronóstico. Bajo MCO no se puede incluir π_{t+1} porque no es consistente, está correlacionada con el error de la regresión de la curva de Phillips, es decir, correlacionada con los determinantes no observados de la inflación en t. Otro problema radica en las brechas del desempleo y del producto por ser calificadas como variables supuestamente endógenas. Al contrario, al realizar la regresión por variables instrumentales, los

instrumentos son válidos bajo el supuesto de que los determinantes no observables de la inflación en t no eran predecibles con la información en t-1 o t-2. Luego, estos valores rezagados de las variables endógenas no están correlacionados con los errores de la ecuación y, por tanto, son instrumentos válidos. En cuanto a los modelos de equilibrio general, los coeficientes se han estimado mediante log máxima verosimilitud y aplicativo Stata 16, siguiendo el algoritmo de optimización de Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (BFGS).

VII. MODELOS

El presente trabajo emula el siguiente modelo (Blanchard, Cerutti, y Summers, 2015):

$$\pi_t = \theta(u_t - u_t^*) + \lambda\pi_t^e + \mu\pi_{mt} + \mathcal{E}_t \quad (1.4)$$

en donde π_t es la inflación actual, θ es el parámetro que mide la inclinación de la curva de Phillips, u_t es el desempleo en el momento t, u_t^* es la tasa de desempleo natural o NAIRU, π_t^e son las expectativas de inflación calculadas tomando un promedio de los 4 períodos anteriores, π_{mt} es la inflación de importación, λ y μ son parámetros, \mathcal{E}_t es el error.

En segundo lugar, se puede decir que la regresión implementada aquí por MCO posee la siguiente estructura básica de fondo:

$$\pi_t = \alpha + \theta(u_t - u_t^*) + \lambda\pi_t^e + \gamma mp_t + \mathcal{E}_t \quad (1.5)$$

En donde, respecto al modelo anterior, α es la constante, mp_t es el precio de las materias primas y γ es el parámetro que las mide. Para mayor claridad se vuelve a escribir el modelo estimado mediante MCO con el nombre de las variables que aparecen en la regresión:

$$Inf_t = c + Filtro_t + Infexp_t + Dmp_t + Dq + \mathcal{E}_t \quad (1.6)$$

En donde DQ son variables dicotómicas estacionales menos una para evitar perfecta colinealidad.

La segunda regresión MCO se parece a la primera, pero en lugar de considerar el componente cíclico del desempleo se lo sustituye por el componente cíclico del crecimiento del producto (brecha):

$$Inf_t = c + Brecha_t + Infexp_t + Dmp_t + Dq + \epsilon_t \quad (1.9)$$

Después se repite el mismo análisis mediante variables instrumentales implementando la técnica de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). En este caso, las variables independientes exógenas están representadas por las materias primas (en primera diferencia) y por las variables dicotómicas estacionales. Las variables endógenas están constituidas respectivamente por las brechas del producto y del desempleo y las expectativas de inflación futura; los instrumentos escogidos, como ya se mencionó anteriormente, fueron los primeros dos rezagos de estas variables endógenas.

La última parte involucra tres modelos DSGE neokeynesianos, en donde el primero de estos lleva las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \beta E_t \pi_{t+1} + (1 - \beta) \pi_{t-1} + k y_t + \lambda m p_t + \epsilon_t \\ y_t &= \alpha E_t y_{t+1} + (1 - \alpha) y_{t-1} - \gamma r_{t-1} + \chi g_t + \eta_t \end{aligned} \quad (1.10)$$

Entonces π_t representa como siempre la inflación, y_t es la brecha del producto, mp son las materias primas, ϵ_t es un proceso estocástico que capta todos los otros factores que afectan la inflación. Por lo que se refiere a la segunda ecuación, r_t es la tasa de interés real, g representa el gasto público y η_t es la innovación constituida por los demás determinantes del producto no observados de manera explícita entre los regresores.

Se debe explicar que la tasa de interés, el gasto público y los shocks representan procesos AR (1) y que la variable materias primas es exógena. La primera ecuación representa la curva de Phillips, mientras que la segunda es una expresión de Euler modificada y merece un poco más de atención puesto que es presentada aquí por primera vez. Entonces esta última ecuación refleja la curva IS inherente al equilibrio que se obtiene en el mercado de bienes y considera principalmente el output gap, el cual tiene un factor de inercia representado por su propio rezago y también un factor de expectativas racionales determinado por $E_t y_{t+1}$. A su vez, el signo negativo asociado con la tasa de interés indica que es inversamente proporcional con respecto a la variable dependiente

puesto que un aumento del costo del capital afecta contractivamente la economía. Al contrario, se espera que g sea positiva puesto que el gasto público debería tener un efecto multiplicador.

El segundo modelo DSGE es igual al primero en donde se sustituye la variable brecha del producto por la brecha no petrolera: ello es debido a que Elosegui y Grosman (2016) afirman que la relación neokeynesiana para Ecuador se cumple considerando únicamente esta última variable, puesto que los shocks macroeconómicos son absorbidos de manera directa por la demanda agregada no petrolera, modelando así una curva IS que solo considera dicha brecha. En fin, el tercer modelo añade respecto al segundo como regresores adicionales exógenos las remesas, los términos de intercambio y la brecha petrolera en la segunda ecuación.

VIII. ESTIMACIÓN

A. Modelos uniecuacionales

Tabla 1-3

Prueba de raíz unitaria

Variable	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico t	Valor p	Estadístico t	Valor p
INF	-4.90	0.00		
FILTRO	-3.43	0.01		
BRECHA	-5.10	0.00		
INFEXP ^a	-3.66	0.00		
MP ^b	-1.88	0.66	-4.80	0.00

Fuente: elaborado por el autor

Nota. Prueba ADF con constante y variables estacionales para todas las variables menos infexp y mp. Se ha implementado el criterio bayesiano para la selección del número óptimo de rezagos.

^a Prueba ADF realizada con constante sin variables estacionales, puesto que se promedian los 4 valores trimestrales dentro de un año.

^b Prueba realizada con constante, tendencia lineal y variables estacionales.

Para poder emprender cualquier tipo de análisis se debe efectuar una prueba de raíz unitaria, en este caso se aplicó la prueba de Dickey-Fuller aumentada ADF. Considerando los resultados de la tabla 1.3, se procedió a diferenciar la variable materias

primas, pues resultó no estacionaria en nivel, aunque sí en su primera diferencia, y esta registró un valor p aproximado a 0 y no presenta una tendencia determinística significativa.

Parece importante ahora mostrar la tabla de correlaciones entre variables para tener un indicio que confirme la teoría económica, debería existir una relación lineal positiva entre la inflación y brecha, mientras que la inflación y el desempleo supuestamente son inversamente proporcionales y, por tanto, es lógico esperar una relación negativa entre desempleo y producto.

Tabla 1-4
Matriz de correlaciones

	INF	FILTRO	BRECHA	DMP	INFEXP
INF	1,000				
FILTRO	-0,319	1,000			
BRECHA	0,014	-0,295	1,000		
DMP	0,268	0,027	0,176	1,000	
INFEXP	0,241	-0,184	-0,122	-0,183	1,000

Fuente: elaborado por el autor

Al mismo tiempo se espera *a priori* una relación positiva entre inflación, crecimiento de la producción y materias primas. Se observa una correlación negativa entre la variable Inf y Filtro (-0,32) y también entre brecha y filtro (-0,30). Cabe señalar la casi ausencia de correlación entre Inf y Brecha, lo cual puede implicar una señal de alerta, tal vez indique la ausencia de una relación lineal entre estas dos variables, sin embargo, puede ser prematuro llegar a cualquier tipo de conclusión puesto que correlación y causalidad son dos cosas diferentes.

Se procedió a realizar las regresiones. La tabla 1.5 entrega los resultados de los cuatro modelos, primero de los dos MCO y después de los otros dos estimados mediante variables instrumentales, alternando respectivamente el componente cíclico del desempleo y del producto. Conforme el primer modelo, se observa que el componente cíclico del desempleo (FILTRO) tiene un coeficiente negativo y significativo al 99 %, lo que quiere decir que en promedio la baja de un punto de esta variable determinaría una subida en la inflación superior a 1,35 %. Este resultado tan importante explicaría por qué,

por ejemplo, durante el período de expansión del gasto que se dio bajo el mandato del presidente Correa a partir del año 2007, en donde se registró un aumento de empleo particularmente relevante en el sector público, la inflación en Ecuador ha sido superior respecto a la inflación de EE.UU, careciendo de una política monetaria propia.

Tabla 1-5
Regresiones MCO y MCO2E

	MCO (1)	MCO (2)	2SLS (3)	2SLS (4)
FILTRO	-1.37 *** (-3.08)		-2.68 * (-1.95)	
BRECHA		0.04 (0.41)		0.01 (0.03)
INFEXP	0.32 (1.37)	0.46 * (1.74)	-0.44 (-0.73)	1.08* (1.67)
DMP	0.08 * (1.95)	0.09 * (1.72)	0.08 ** (2.59)	0.02 (0.59)
R cuadrado	0.55	0.43		

Nota. Las regresiones 1 y 2 se estimaron usando errores robustos a heterocedasticidad y se consideran los estadísticos t entre paréntesis. Las regresiones 3 y 4 llevan errores estándares HAC y consideran los estadísticos z entre paréntesis. No se presentaron los resultados de las variables estacionales ni de la constante por razones de claridad, pero resultan en casi todos los casos significativos con un nivel de confianza del 99 %.

Valores p *, **, *** significativos respectivamente con un nivel de confianza del 90, 95 y 99 %.

El gráfico 1.10 muestra que casi siempre la línea correspondiente a la inflación ecuatoriana está por arriba de la inflación estadounidense y que la mayor distinción entre las dos líneas ocurre en plena crisis financiera (años 2008 y 2009) cuando el país sudamericano no experimentaba deflación y sufría repercusiones negativas mucho menores. Otro factor responsable de este fenómeno está representado por las distintas instituciones laborales existentes en los dos países, así por ejemplo se puede afirmar que las leyes estadounidenses garantizan una mayor flexibilidad laboral (Peneva y Rudd, 2017) mientras que en Ecuador se da una mayor rigidez de los salarios nominales especialmente a la baja (Varela, 2017).

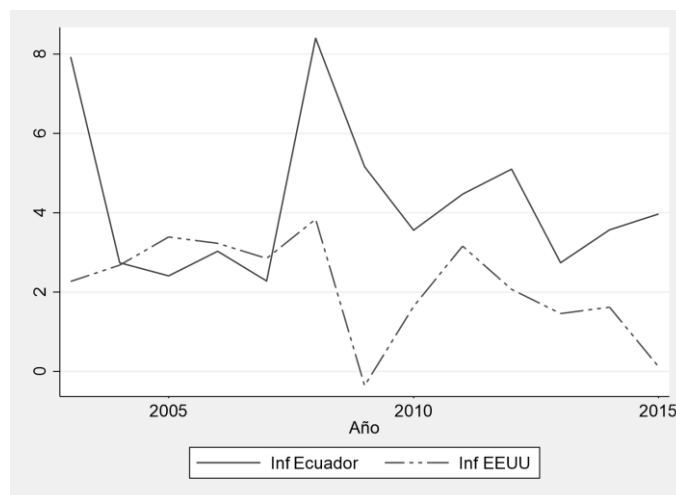


Gráfico 1-10 Inflación de Ecuador vs EEUU

Fuente: elaborado por el autor, datos Banco Federal de San Louis (FRED)

Nota. Datos expresados en porcentaje anuales no ajustados por estacionalidad tomados con base en los precios al consumidor.

Al mismo tiempo, el modelo 2 MCO, en el que la variable de análisis es el componente cíclico del crecimiento del producto, carece de coeficientes significativos, con lo cual no se cumple en este caso la teoría de la curva de Phillips. Una posible explicación de ello es que los salarios y el desempleo se relacionan con la dinámica de los precios no transables y tienen al mismo tiempo una relación más fuerte y significativa con la inflación respecto al producto. Este a su vez puede que esté más bien relacionado con los precios mayoristas o con los precios de los bienes transables.

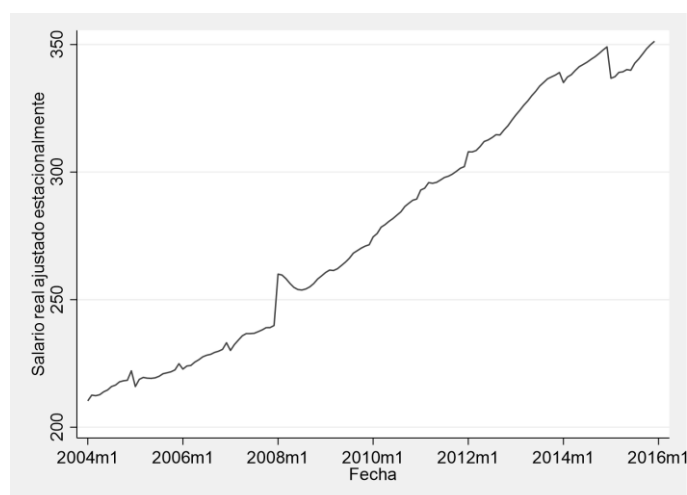


Gráfico 1-11 Salario mínimo real ajustado estacionalmente

Fuente: elaborado por el autor, datos del Banco Central del Ecuador (BCE)

Nota. Datos expresados en dólares y ajustados por estacionalidad

Si se toma en cuenta la tercera columna de la tabla 1-5, se observa que, al estimar con mínimos cuadrados en dos etapas, el coeficiente asociado al desempleo se vuelve mucho más grande en términos absolutos, pero la significancia se redujo al nivel del 10 % y ya no al 5 % como antes. Para este caso específico, la variable de control materias primas (en primera diferencia) resulta importante estadísticamente. En fin, al revisar la última columna el modelo 4 no añade nada al análisis.

Puede resultar interesante comparar el nivel predictivo dentro de la muestra de cada uno de los cuatro modelos estimados (Gráfico 1-12): se observa como el primero de ellos (imagen arriba a la izquierda), que utiliza la brecha del desempleo y se estima mediante MCO tiene mayor poder predictivo, sin embargo si se considera únicamente el periodo a partir del año 2007, entonces el cuarto modelo (imagen de abajo a la derecha) que hace referencia al uso de variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas para la brecha del producto probablemente tiene los mejores resultados.

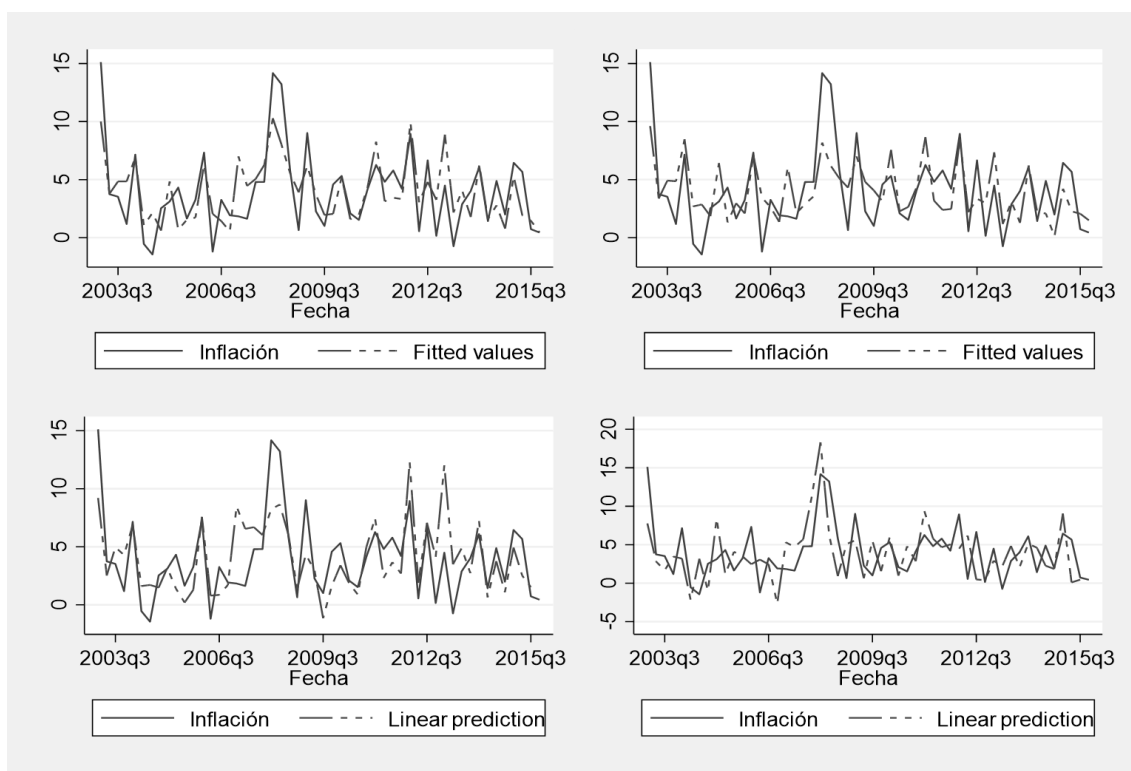


Gráfico 1-12. Predicción dentro de la muestra

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Imagen arriba a la izquierda modelo MCO1, imagen arriba a la derecha modelo MCO2, imagen abajo a la izquierda 2SLS (3), imagen abajo a la derecha 2SLS (4).

Con base en lo analizado en el párrafo anterior, parece oportuno aplicar algunas pruebas de robustez para el caso del modelo 1, potencialmente el único en confirmar una curva de Phillips estimada mediante la brecha del desempleo. Se puede empezar verificando el supuesto de linealidad de los parámetros; la prueba informal consiste en mirar los gráficos de la variable dependiente contra cada una de las variables explicativas. El análisis no indica una no linealidad de los parámetros, es decir, no se requeriría la incorporación de términos al cuadrado y al cubo. Para mayor seguridad se aplicó el método formal RESET de Ramsey, en el que la hipótesis nula consiste en que no hay variables omitidas y el estadístico F (3,42) lleva un valor p igual a 0.08 por lo que el modelo no se rechaza al nivel de confianza establecido, es decir al 95 %.

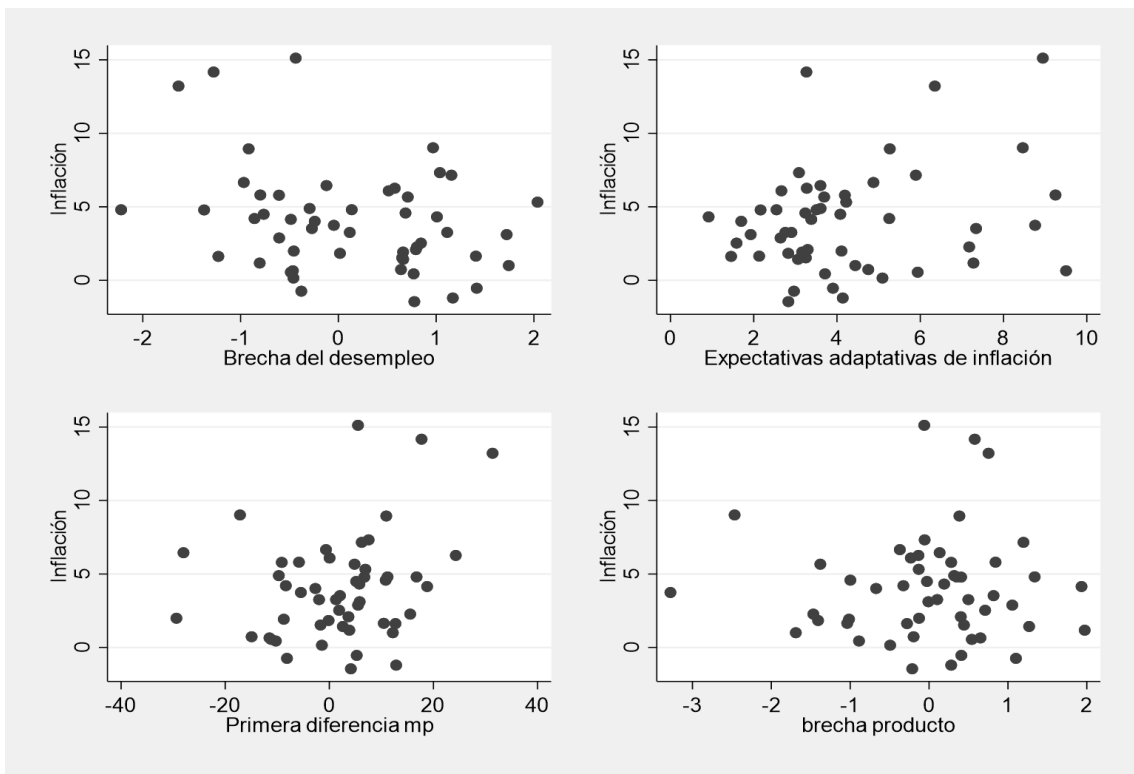


Gráfico 1-13. Variable dependiente contra predictores

Fuente: elaborado por el autor

Nota. Imagen arriba a la izquierda muestra la inflación vs. filtro. Arriba a la derecha se visualiza la inflación vs. las expectativas de inflación. Abajo a la derecha se contrasta la inflación y brecha. Abajo a la izquierda se compara la inflación y la primera diferencia de las materias primas.

El segundo supuesto se vincula con la ausencia de una perfecta colinealidad entre regresores. Para comprenderlo, se puede volver a mirar los resultados de la tabla 1.4 y ratificar la carencia de altas correlaciones entre variables, es decir que en ningún caso se

supera el valor de 0.7 en términos absolutos. Además, al considerar los factores inflacionarios de la varianza, el valor más alto resulta de 1.65, muy lejano al umbral de 10, por lo que hasta el momento la estimación resulta robusta.

El tercer supuesto prevé una media condicional igual a cero, por lo que fundamentalmente se busca que los predictores sean exógenos, en este caso particular se quiere verificar que la variable filtro cumpla este importante requisito. Entonces se considera la prueba de Durbin y Wu-Hausman ponderada por errores estándares HAC aplicada a la tercera regresión estimada con variables instrumentales. Se obtiene en este caso un valor p de 0.12, por lo que no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula, lo que indica que la variable es probablemente exógena.

El cuarto supuesto para la validación de la estimación con el método MCO es el de homocedasticidad. Lamentablemente, como se pudo leer en la nota de la tabla 1.5, las primeras dos regresiones no satisfacen este supuesto. De hecho, la prueba de Breusch-Pagan al aplicar el estadístico Chi-cuadrado le otorga a la primera de estas un valor p de 0.01, por lo que existen pocas dudas sobre la presencia de heterocedasticidad en los residuos. Para resolver este problema, los modelos 1 y 2 han sido estimados con errores robustos, por lo que las inferencias asociadas deberían ser confiables.

El quinto supuesto, que resulta particularmente importante en el momento de implementar datos de series de tiempo, es la ausencia de autocorrelación. Para ello, la prueba de Breusch-Godfrey aplicada a 4 rezagos conforme el estadístico Chi-cuadrado lleva un valor p de 0.55, así que no hay suficiente evidencia como para rechazar la hipótesis nula.

Debido a que la muestra es finita y no asintótica, se debe verificar que los residuos se distribuyan normalmente, con la finalidad de ser consistentes con los estimadores y que puedan resultar confiables las pruebas t y F. La prueba de Jarque-Bera arrojó un valor p de 0.97; y como algunos estadísticos objetan la validez de esta prueba, se ha decidido aplicar también el test de Shapiro-Wilk que arrojó un valor p de 0.92, o sea existe probabilidad suficiente como para aceptar la hipótesis nula de normalidad. El gráfico 1.14 exhibe la densidad de Kernel estimada en comparación con la normal estándar, se puede en este caso notar una buena aproximación y cercanía entre las dos líneas trazadas.

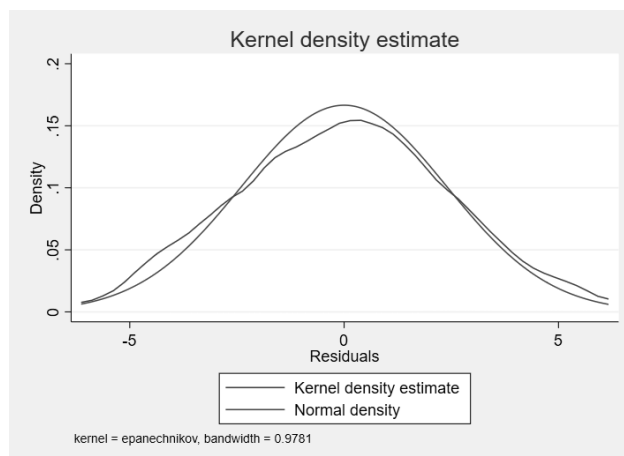


Gráfico 1-14 Distribución de los residuos

Fuente: elaborado por el autor.

Si bien el análisis desarrollado hasta el momento parece demostrar una solidez en los resultados encontrados, se puede obtener aún más robustez, para ello se verifica la estabilidad de los parámetros estimados. En primer lugar, se conoce que las variables insertadas son estacionarias, pero como pueden existir quiebres estructurales primero se muestra una gráfica de ventanas rodantes, luego se ejecuta la prueba para puntos de quiebre desconocido, dejando como de costumbre un margen de recorte del 15 % al principio y al final de la muestra.

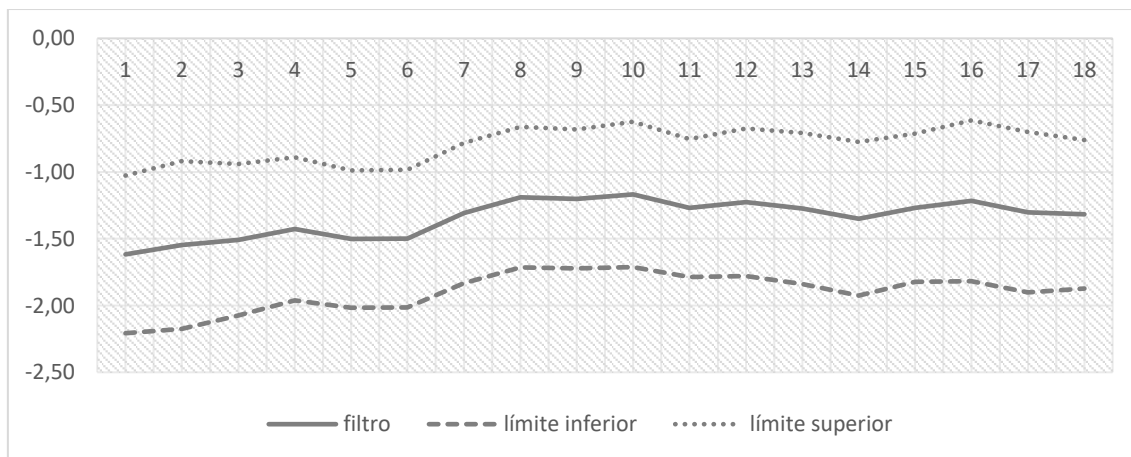


Gráfico 1-15 Rolling Window Regression

Fuente: elaborado por el autor

Nota. Los valores que aparecen en la parte superior representan las ventanas rodantes, cada una de estas tiene 35 observaciones.

En el gráfico 1.15 se manifiesta una estabilidad bastante marcada y una muy pequeña tendencia al alza si se aprecia todo el periodo y el test Swald arroja un valor p de 0.96 por lo que es muy razonable pensar que no haya quiebres estructurales en el periodo analizado. En general, se observa en el gráfico 1.16 una completa estabilidad de los residuos recursivos, la línea permanece todo el tiempo dentro de las bandas de significancia del 5 %.

Resumiendo los hallazgos encontrados hasta el momento, se puede confirmar la validez de la primera regresión, en la que figuraba el componente cíclico del desempleo, que a su vez detenta una curva de Phillips bastante pronunciada.

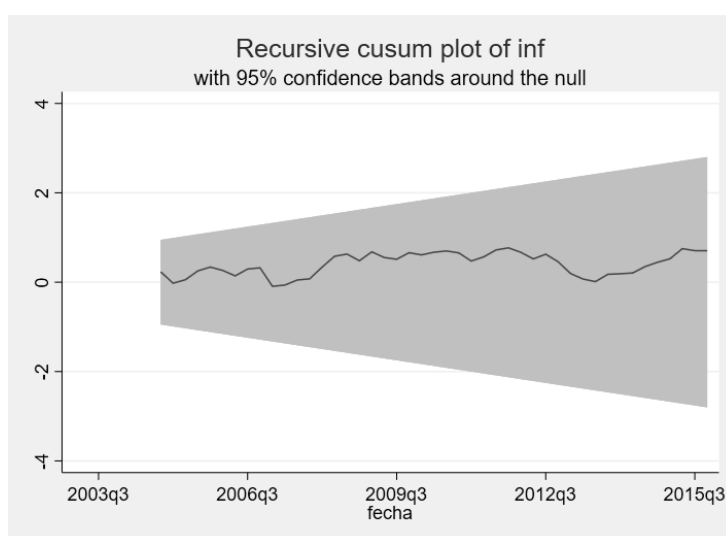


Gráfico 1-16 Función Cusum

Fuente: elaborado por el autor.

B. Modelos multiecuacionales DSGE neokeynesianos

Mirando a los resultados de la tabla 1-6 se observa cómo las expectativas de inflación con un adelanto presentan un coeficiente grande y positivo, al contrario, su primer rezago resulta negativo. Los resultados son un poco distintos respecto a los encontrados por Elosegui y Grosman (2016) quienes evidenciaron expectativas racionales de inflación positiva, pero inferiores a la unidad mientras que las expectativas adaptativas llevaban un signo distinto. Los estudios de Kappa, en cambio, ostentan un valor nunca estadísticamente distinto de 0 indicando la ausencia de una curva de Phillips implementando la brecha del producto; aquí los autores argentinos encontraron un

coeficiente levemente mayor aplicado a la variable del *output gap* rezagada un periodo, un valor cercano a 0.09.

Tabla 1-6.
Estimaciones DSGE

VARIABLE	ECUACIÓN	DSGE 1	DSGE 2	DSGE 3
Inflación (+1)	Curva de Phillips	1.09 *** (11.60)	1.17 *** (11.07)	1
Inflación (-1)	Curva de Phillips	-0.09 *** (11.60)	-0.17 *** (11.07)	0
Brecha del producto	Curva de Phillips	0.07 (1.55)	-0.12 * (-1.89)	-0.04 (-1.25)
Materias primas	Curva de Phillips	-0.03 ** (-2.04)	-0.04 ** (-2.09)	-0.03 ** (-2.06)
Brecha del producto (+1)	Curva IS	0.78 *** (5.47)	1.03 *** (5.29)	1.44 *** (6.23)
Brecha del producto (-1)	Curva IS	0.22 *** (5.47)	-0.03 *** (5.29)	-0.44 *** (6.23)
Tasa de interés (-1)	Curva IS	0.00 (-0.77)	0.02 (1.12)	0.00 (0.61)
Gasto público	Curva IS	0.01 (0.48)	0.05 (1.52)	0.09 ** (1.97)
Remesas	Curva IS			-0.23 ** (-2.07)
Brecha petrolera	Curva IS			-0.09 *** (-2.71)
Términos de intercambio	Curva IS			-0.10 (-0.83)

Nota. Variable dependiente inflación para la curva de Phillips, brecha del producto total (modelo 1) y brecha del producto no petrolero (modelos 2 y 3) para la curva IS. Valores z entre paréntesis. En el modelo DSGE 3 se ha restringido el parámetro beta para que sea igual a 1. Entonces, bajo esta especificación se cuenta únicamente con expectativas racionales para la inflación. La restricción queda justificada puesto que en los dos modelos anteriores el valor de 1 está dentro del intervalo de confianza del 95%. Valores p *, **, *** significativos respectivamente con un nivel de confianza del 90, 95 y 99 %.

Por lo que se refiere a las materias primas, las remesas y la brecha petrolera, estas variables presentan coeficientes inesperados a priori, es decir que tienen valores negativos estadísticamente significativos al nivel de confianza del 95%. Por otro lado, la tasa de interés presenta resultados prácticamente iguales a 0, tal vez ello no sea de sorprender en

una economía dolarizada priva de política monetaria y también los términos de intercambio no son importantes en el presente estudio. Al contrario, en el modelo 3 el gasto público de acuerdo a la teoría neokeynesiana parece tener un efecto positivo sobre la brecha no petrolera. Para terminar se desea evidenciar también los amplios valores de los coeficientes de expectativa futura de las brechas.

Ahora, antes de pasar a la siguiente sección se desea mostrar también la capacidad predictiva dentro de la muestra de los tres modelos analizados (Gráfico 1-17). Aquí la técnica implementada es la de predicción un paso adelante (one step ahead) en donde se implementa un filtro de Kalman. Entonces, respecto a las regresiones uniecuacionales aquí las predicciones parecen estar más cercanas a los valores observados.

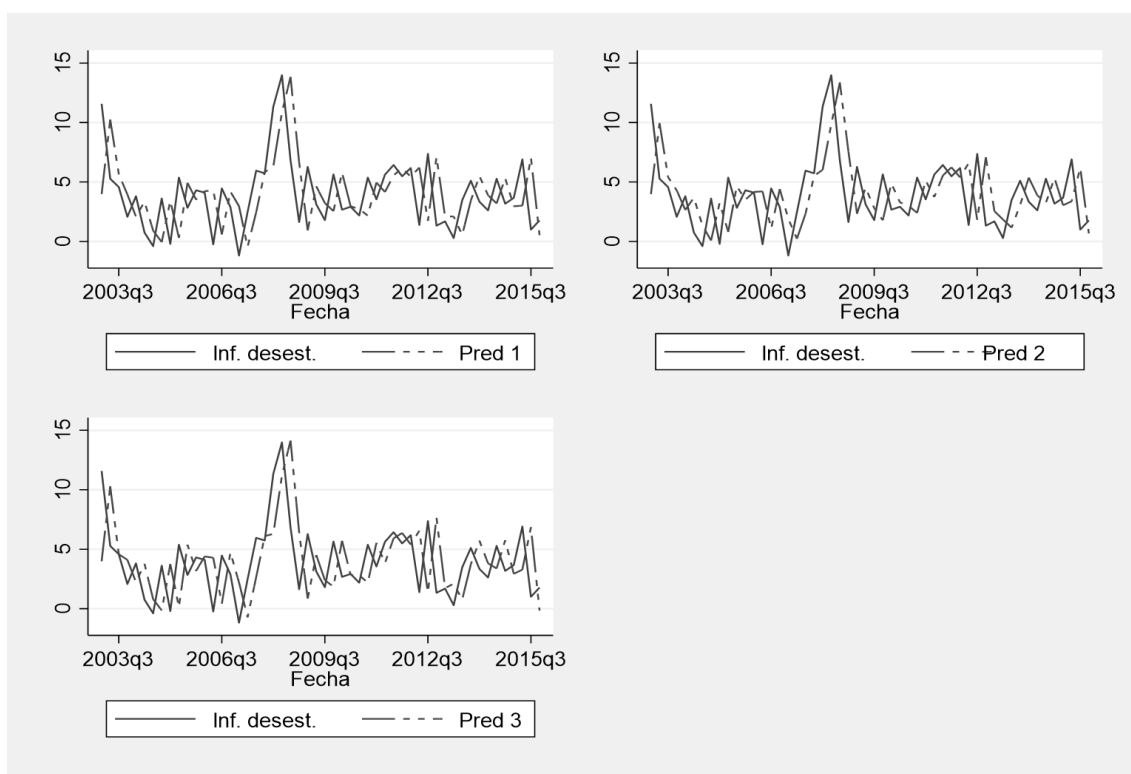


Gráfico 1-17. Predicción dentro de la muestra de los modelos DSGE

IX. CONCLUSIONES

Este trabajo intentó demostrar la existencia de una curva de Phillips para Ecuador en el período de la dolarización. La muestra fue corregida debido a un claro quiebre estructural manifiesto en los primeros años de ajuste económico después de la crisis ocurrida en 1999. Por lo tanto, el análisis se centró en un horizonte temporal que va desde el primer trimestre del 2003 hasta el cuarto trimestre de 2015. Los principales resultados

encontrados validan esta teoría cuando se usa el desempleo como variable explicativa de interés, pero ello no acontece al utilizar la variable producto. Como se escogió el primer modelo MCO, puesto que supera con éxito todas las pruebas de robustez, si el desempleo se reduce en un punto porcentual se espera que en promedio la inflación aumente en más de 1,35 %. Entonces, políticas fiscales expansivas que quieran estimular el empleo en periodos recesivos, pueden ser útiles para evitar un problema asociado con la deflación. Por lo que se refiere a los resultados de las regresiones implementadas usando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas, las variables de análisis no resultan significativas, sin embargo, el componente cíclico del desempleo sigue siendo importante al nivel de confianza del 90 % y en este caso la curva de Phillips se vuelve mucho más pendiente puesto que el coeficiente asociado se vuelve mayor en términos absolutos, es decir, más negativo. Otros hallazgos están relacionados con los principales resultados de los tres distintos modelos DSGE: aquí los coeficientes asociados a la brecha del producto una vez más no exhiben una significancia estadística, indicando la ausencia de una curva de Phillips, sin embargo, en este punto, las expectativas racionales resultan importantes para explicar la inflación.

Como recomendación, en posteriores estudios podría ser conveniente efectuar un modelo de equilibrio general para Ecuador que se derive del ciclo económico real y que tome en cuenta el mercado laboral, en particular las funciones de demanda y oferta.

X. ANEXOS

A. Gráficos adicionales

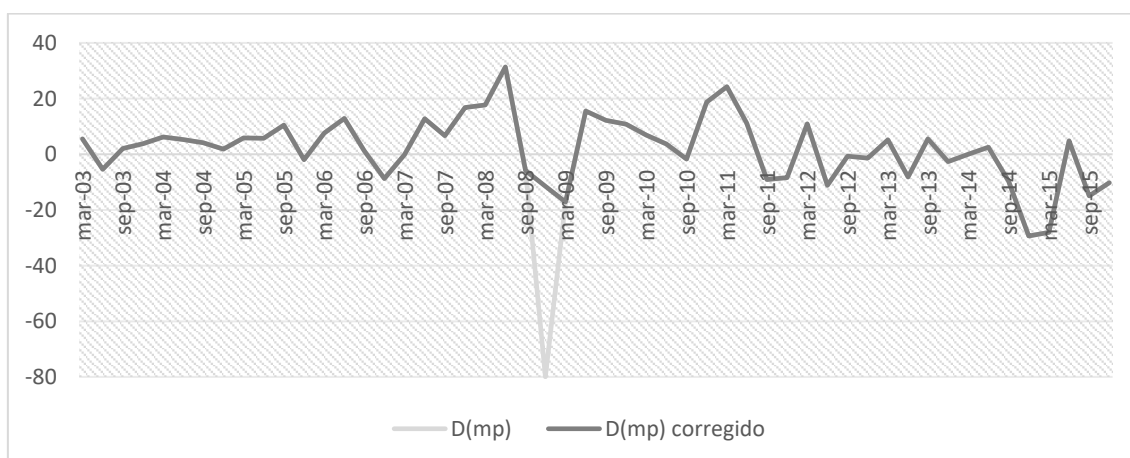


Gráfico 1-18 Comparación antes y después del ajuste al valor atípico para la variable dmp

Fuente: elaborado por el autor.

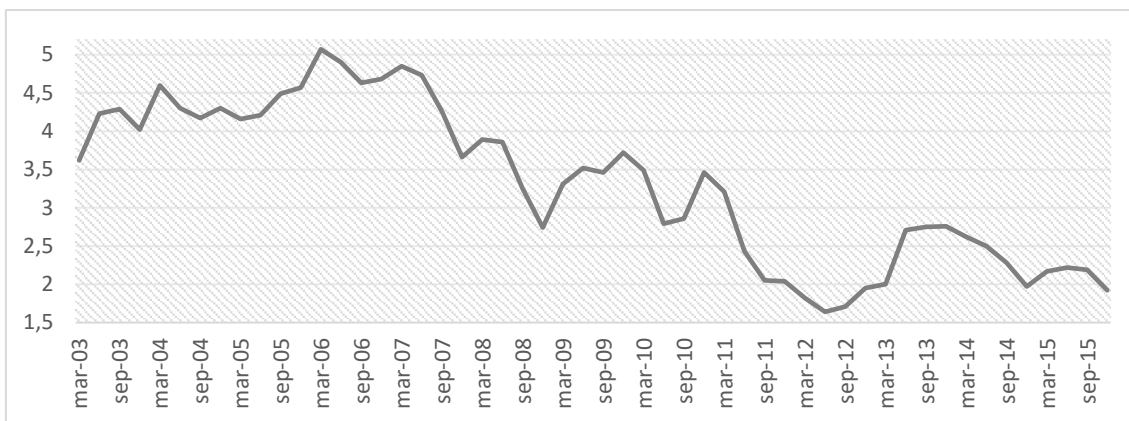


Gráfico 1-19 Tasa de rendimiento de los bonos estadounidenses con vencimiento a 10 años

Fuente: elaborado por el autor

B. Definición de subocupación total

Subocupado: quien, pese a encontrarse ocupado, está en condiciones de subocupación visible o invisible.

Subocupación informal: condición en la que se encuentran los ocupados en actividades de baja productividad, que deben trabajar más tiempo del horario normal para obtener un ingreso apropiado para satisfacer sus necesidades. A este grupo corresponden quienes han respondido la indagación sobre horas de trabajo requeridas para obtener un ingreso suficiente.

Subocupado visible: el ocupado que trabaja involuntariamente menos de la jornada legal (40 horas) y que argumenta reducción de actividad económica; falta de crédito, financiamiento, materias primas o maquinaria; imposibilidad de conseguir otro trabajo, imposibilidad de conseguir más trabajo y deseo manifiesto de trabajar más horas.

Subocupado invisible: aquel ocupado que, pese a trabajar la jornada normal o más horas, percibe ingresos inferiores a los contemplados en la ley. Para el cálculo del subempleo invisible se toma como referencia al salario mínimo legal que incluye el SMV vigente a la fecha de relevamiento de la encuesta, más los beneficios adicionales como compensaciones al costo de vida, décimo tercero, cuarto, quinto y sexto sueldos, bonificación complementaria y compensación de transporte (Banco Central del Ecuador, 2000).

XI. BIBLIOGRAFÍA

- Alexander, Y., & Montalvo, J. (16 de mayo de 2017). Inflación en dolarización en Ecuador: un análisis empírico. *Tesis de licenciatura*. Quito, Ecuador.
- Andes. (2013). *La mayor parte de importaciones del Ecuador son materias primas y maquinarias*. Quito: Agencia Pública de Noticias del Ecuador y Suramérica.
- Banco Central del Ecuador (2000). *Indicadores de Coyuntura del Mercado Laboral Ecuatoriano*. Quito, Guayaquil y Cuenca, p. 15.
- Banco Central del Ecuador. (2017). *Metodología de la información estadística* (cuarta ed.). Quito: Editogran-Medios Públicos.
- Barnett, A., & Ellison, M. (2005). *Practical DSGE Modelling*. Bank of England.
- Blanchard, O. (2016). The Phillips Curve: Back to the '60? *American Economic Review*, 106(5), 31-34.
- Blanchard, O. (2017). *Macroeconomía*. Madrid: Pearson.
- Blanchard, O., Cerutti, E., & Summers, L. (2015). Inflation and activity - two explorations and their monetary policy implications. *IMF Working Paper*, 1-27.
- Campoverde, A., Ortiz, C., & Sánchez, V. (2016). Relación entre la inflación y el desempleo: una aplicación de la curva de Phillips para Ecuador, Latinoamérica y el Mundo. *Revista Económica*, 20-32.
- Chacón, J. L. (2012). El ayer y hoy de la curva de Phillips. *eXtoikos*, 55-63.
- Chelala, S. (2014). Una curva de Phillips con doble pass through. Estimación para el caso argentino. *Ensayos de economía*, 23(44), 101-116.
- Chow, G. C. (2011). *Usefulness of adaptive and rational expectations in economics*. Princeton University: Center for Economic Policy Studies.
- Criollo Nole, W. M. (Julio de 2013). Determinantes de la inflación en la economía ecuatoriana un enfoque neokeynesiano: 1970-2011. *Tesis de licenciatura en economía*. Loja, Ecuador.
- D'Amato, L., & Garegnani, M. L. (2009). La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007). *Ensayos Económicos*, 55, 33-56.
- Elosegui, P., & Grosman, N. (2016). Structural economic model for Ecuador: a dollarized and oil-ized economy. *Económica*, 23-53.
- Flores, L., & Stephany, K. (28 de agosto de 2014). Curva de Phillips: variaciones en tasas de inflación y desempleo en el Ecuador, periodo 2008-2013. *Tesis de licenciatura en economía*. Guayaquil, Ecuador.

- Gordon, R. (2011). The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation. *Economica*, 10-50.
- Granger, C., & Jeon, Y. (2011). The Evolution of the Phillips Curve: A Modern Time Series Viewpoint. *Economica*, 51-66.
- Gualotuña, G., & Alberto, S. (2015). La curva de Phillips para el caso ecuatoriano, período 2000-2011. *Tesis de licenciatura*. Quito, Ecuador.
- Hossain, S., & Mitra, R. (2017). The determinants of price inflation in the United States: a multivariate dynamic cointegration and causal analysis. *The Journal of Developing Areas*, 51(1), 153-175.
- Larrea Maldonado, C. (2004). *Pobreza, Dolarización y crisis en el Ecuador*. Quito: Abya-Yala.
- Larrea, A. M. (5 de mayo de 2014). La mujer ecuatoriana mejora sus condiciones laborales. *El Telégrafo*.
- Machado, T., & Humberto, J. (2015). La tasa natural de desempleo en Colombia 2003-2010. *Revista Entramado*, 11(1), 12-30.
- Mavroeidis, S., Plagborg-Moller, M., & Stock, J. H. (2014). Empirical evidence on inflation expectations in the new keynesian Phillips curve. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 88-124.
- Mustafa, M., & Rahman, M. (2017). Empirics of the traditional U.S. Phillips Curve: evidence from 1930-2016. *Journal of Business Strategies*, 34(2), 97-110.
- Páez Pérez, P. (2004). Liberalización financiera, crisis y destrucción de la moneda nacional en Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 5-71.
- Peneva, E., & Rudd, J. (2017). The Passthrough of Labor Costs to Price Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(8), 1777-1802
- Pincheira Brown, P., & Rubio Hurtado, H. (2015). El escaso poder predictivo de simples curvas de Phillips en Chile. *Revista de la CEPAL*(116), 177-202.
- Portal Boza, M., Feitó Madrigal, D., & Valdés Paserón, S. (2015). La curva de Phillips para la economía cubana. Un análisis empírico. *Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo*.(27), 3-18.
- Qin, D. (2011). The Phillips Curve from the perspective of the history of econometrics. *History of Political Economy*, 43, 283-308.
- Quiroz, G., & Vásconez, L. (12 de abril de 2016). Para jóvenes de 15 a 24 años es más difícil encontrar un empleo en Ecuador. *El Comercio*.
- Roberts, P. C. (2017). Phillips Curve, R.I.P. *International Economy*, 31(4), 36-64.

- Rusticelli, E., Turner, D., & Cavalleri, M. C. (2015). Incorporating anchored inflation expectations in the Phillips curve and in the derivation of OECD measures of the unemployment gap. *OECD Journal: Economic Studies*, 2015(1), 299-331.
- Sistema Integrado de Indicadores Sociales del Ecuador-SIISE. (2006). *Desempleo en el Ecuador*. Quito: Unidad de información y análisis.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 293-335.
- Stock, J. H., & Watson, M. M. (2012). *Introducción a la econometría* (tercera ed.). Madrid: Pearson.
- Syverson, C. (2019). Macroeconomics and Market Power: Context, Implications, and Open Questions. *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 23-43
- Varela, M. (2017). El principio de demanda efectiva y el mercado de trabajo: enfoque teórico del modelo Kaleckiano de dos bienes para el Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 27(1), 115-154.

2. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN CONSUMO FINAL DE HOGARES PARA ECUADOR EN EL PERIODO DE LA DOLARIZACIÓN.

Resumen

Este artículo estudia la elasticidad de la función consumo final de hogares respecto a la renta para Ecuador en el período de la dolarización (2003-2015) con datos trimestrales. La importancia del tema reside, por un lado, en que esta variable es el principal componente del PIB y el menos volátil y, por otro lado, en lo novedoso que resulta una evaluación empírica al respecto en el país. La técnica econométrica que se implementa es la Cointegración Autorregresiva de Rezagos Distribuidos (ARDL) y para mayor robustez se estima también un modelo de Vectores Autorregresivos Cointegrados (VEC). Mediante estos modelos de corrección de errores se desean encontrar los coeficientes de corto y largo plazo, asociados respectivamente con la renta transitoria y permanente. Las variables reales involucradas en el análisis son el logaritmo del consumo y de la renta, la riqueza, la tasa de interés y el desempleo. Adicionalmente, al final, se estima mediante variables instrumentales el modelo de Campbell y Mankiw. Los principales hallazgos indican que la renta transitoria y el modelo de agentes heterogéneos no confirman la teoría del consumo, sin embargo, se encuentra una tendencia estocástica común entre las variables consideradas y al mismo tiempo la renta permanente resulta siempre fuertemente significativa.

Palabras clave: Función consumo, hipótesis de ingreso permanente, ARDL, VEC, variables instrumentales

Clasificación JEL: C26, C32, E12, E21

Abstract

This paper studies the consumption income elasticity function of the final household for Ecuador in the dollarization period (2003-2015) with quarterly data. The importance of the subject lies, on the one hand, in that this variable is the main component of GDP and the least volatile and, on the other hand, in the novelty that is an empirical evaluation in this regard in the country. The econometric technique that is implemented is the Cointegrated Autoregressive Distributed Lags (ARDL) and for greater robustness a Cointegrated Autoregressive Vectors Model (VECM) is estimated. Through these error correction models we want to find the short- and long-term coefficients, associated respectively with the temporary and permanent income. The real variables involved in the analysis are the logarithm of consumption and income, wealth, interest rate and unemployment. Additionally, in the end, the Campbell and Mankiw model is estimated using instrumental variables. The main findings indicate that the transitory income and the model of heterogeneous agents do not confirm consumption theory, however, there is a common stochastic trend among the variables considered and at the same time permanent income is always strongly significant.

Keywords: Consumption function, Permanent income hypothesis, ARDL, VECM, Instrumental variables

JEL classification: C26, C32, E12, E21

I. INTRODUCCIÓN

Conocer la elasticidad de la función consumo respecto al ingreso es de vital importancia para la economía de un país, debido a que un exceso de consumo, a menos que haya flujos netos de capitales extranjeros, no deja espacio para el ahorro y, por tanto, tampoco para la inversión, lo cual puede ser un problema para un país en desarrollo como Ecuador. En tal sentido, resulta de singular valor preguntarse cómo es la propensión marginal a consumir de las familias ecuatorianas, ¿exhiben tasas altas o bajas de consumo?, ¿constituye la renta una variable explicativa significativa del consumo de los hogares ecuatorianos o existen otros factores influyentes?, ¿la renta permanente es efectivamente mayor que la renta transitoria?

Para poder contestar todas estas preguntas se propone aquí una estimación cuantitativa econométrica que, en la primera parte, implementa un Modelo de Cointegración Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) y, en la segunda parte, para mayor robustez, compara los resultados mediante un Modelo de Vectores Autorregresivos Cointegrados (VEC). La premisa de estudio es que las variables están cointegradas, pues se ligan por una raíz unitaria y poseen una tendencia estocástica común. Estas identificaciones, que involucran un modelo de corrección de errores, ayudan a encontrar parámetros de corto y largo plazo. El coeficiente del ingreso a corto plazo presenta un sentido económico preciso, ya que representa la renta transitoria; la estimación de largo plazo está enlazada con el sentido de una renta permanente, lo que, según la teoría económica, debería resultar más grande respecto de la primera.

Un segundo elemento clave de la investigación es el ahorro privado, es decir, lo que queda del ingreso neto después del consumo, puesto que reviste particular relevancia en cuestiones inherentes a infraestructura, pensiones, salud, educación, entre otras. Tal y como lo demuestran estudios emprendidos para Latinoamérica (Roa y Mejía, 2018), los individuos que carecen de aspectos previsivos adecuados, es decir, aquellos que no ahorran lo suficiente, no pueden optimizar los recursos a nivel intertemporal. Lamentablemente, en un país como Ecuador, en donde la mayoría de trabajadores reciben bajos ingresos salariales, el dinero es empleado casi totalmente en bienes de primera necesidad, por lo que no queda mucho espacio para el ahorro privado.

En función de lo dicho, esta investigación enfoca un aspecto relevante para la macroeconomía: estima la función consumo de los hogares para Ecuador durante un

período de la dolarización, concretamente el periodo 2003-2015. Se han eximido los primeros años (2000-2002) de la dolarización porque uno de los supuestos para el estudio de las series temporales es que haya un largo proceso en la generación de los datos (Enders, 2015); además, debido a la crisis económica de fin de milenio, algunas series al principio exhiben claros quiebres estructurales. Los datos son tomados con una frecuencia trimestral y las variables fundamentales en la ecuación de regresión son el logaritmo del consumo real y el logaritmo de la renta real. Sin embargo, debido a que las frecuencias no son anuales, surge la limitante de no considerar los impuestos, por lo que no se tiene una renta neta, sino únicamente bruta. Un posible ejemplo de lo dicho es aquello que recuerda la ecuación del consumo ya identificada hace tiempo por Keynes:

$$C = \alpha + \beta_1 Y_D + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

en donde C representa el consumo, e Y_D , la renta disponible.

Cabe mencionar como hoy en día, sería demasiado simplista considerar la renta como único regresor, por lo tanto, en la presente investigación se añaden otras variables explicativas, como por ejemplo la riqueza que están descritas en la sección metodología.

Lo que se encontró, entonces, es que para Ecuador únicamente el ingreso permanente es capaz de explicar de manera estadísticamente significativa el consumo. En ese caso, la elasticidad de largo plazo para la renta resultó ser mayor a uno para el modelo ARDL y cercano a 0.84 en la estimación VEC; en cambio, el consumo transitorio ofrece coeficientes negativos y contrarios a la teoría económica. Paralelamente se invalida la teoría de agentes heterogéneos, que afirma que supuestamente existen dos distintos grupos de hogares, unos que miran el ingreso presente y otros, el ingreso futuro.

II. ESTADO DE LA CUESTIÓN

En primer lugar, al hablar de consumo es importante distinguir entre consumo de bienes percederos y durables: en efecto los primeros tienen un tiempo de duración generalmente menor y se usan una o pocas veces, por lo que, a esta categoría, entre otros, le pertenecen los alimentos y bebidas no alcohólicas mientras que los bienes durables son mayormente longevos y también son más volátiles, por lo que esta característica los asemeja a la inversión (Carroll & Higgins, 2015). Los bienes tal vez más representativos de esta categoría son las viviendas, los automóviles y los electrodomésticos. Entonces,

para estudiar la función consumo, se debería tomar en cuenta este aspecto, sin embargo, muchas veces resulta difícil contar con los datos desagregados, puesto que no están disponibles. Dicho esto, uno de los primeros economistas que ha estudiado a fondo la función consumo ha sido Keynes (1998). Este autor sostuvo que existen factores objetivos y subjetivos por los que las personas no consumen toda su renta, esto quiere decir que la propensión marginal a consumir está comprendida entre 0 y 1, de tal forma que existe un margen para el ahorro. El principal componente objetivo está constituido por la renta (Absolute Income Hipótesis), principal variable que se toma en cuenta en la función de regresión. Si los individuos ganan más, consumirán más, pero menos que proporcionalmente – lo cual está demostrado empíricamente–; por eso los individuos con mayores ingresos ostentan niveles de ahorro más altos mientras que el primer decil de la población, en la mayoría de casos, no puede satisfacer completamente ni siquiera sus necesidades primarias y básicas de consumo.

Estrechamente relacionado con la renta está el nivel de riqueza, que posee un efecto muy parecido, puesto que es directamente proporcional al consumo. Paradójicamente, un individuo puede disfrutar de un consumo alto y no percibir un salario si ya goza de un *stock* de riqueza que se lo permita. Otra variable importante para el estudio son los impuestos, los cuales merman la renta disponible: a mayor número de recursos que hay que entregar al Estado, menores son los bienes y servicios que se pueden adquirir. Afortunadamente para Ecuador los impuestos son todavía mucho menores si se comparan con los de otros países como los escandinavos y, sin ir tan lejos, con países como Argentina y Brasil cuyo nivel de recaudación fiscal es mucho mayor.

Entre los factores subjetivos que explican por qué las personas no consumen toda su renta y por qué prefieren ahorrar se encuentran, en primer lugar, el hecho de que es importante disponer de una reserva de dinero para enfrentar imprevistos que pudiesen ocurrir en el futuro. En este caso estarían, por ejemplo, gastos para un matrimonio o para intervenciones médicas, que en algunos casos pueden resultar muy ingentes por lo que es vital acudir a una reserva que se haya guardado con anterioridad. En segundo lugar, se ahorra en función de las necesidades de previdencia como puede ser el ahorro para una pensión de jubilación. Al respecto, ocurre en muchos países, y en particular en Ecuador, que los montos acumulados para ese fin no garantizan prestaciones suficientes por lo que es imperativo acudir a una previdencia complementaria contributiva del sector privado, o

bien recurrir a pólizas de seguro que ofrecen protección contra accidentes de distinta naturaleza.

Un tercer factor subjetivo lo constituyen las preferencias intertemporales, es decir, a veces se ahorra porque se quiere consumir más en el futuro y esto está estrechamente relacionado con la idea de mejorar las condiciones de vida. Un ejemplo al respecto ocurre cuando una persona es joven y no tiene reparos en pasar sus vacaciones en hostales no muy acogedores, pero conforme alcanza la adultez ese mismo individuo estará menos propenso a ese tipo de experiencias y querrá recibir un mejor trato. De manera más general, este rubro nace de la ambición que experimentan las personas de tener un hogar y auto propio por lo que sienten la obligación de ahorrar de alguna forma.

Otra razón por la que algunas personas no consumen todos sus ingresos está determinada por la voluntad de crear empresa. Los emprendedores, además de pedir prestado dinero al banco, muchas veces deben utilizar su propio capital para empezar o para hacer crecer su actividad, como es el caso de muchas *start up* o de empresas que por cuestiones de economía de escala deben aumentar su volumen de negocios. Las personas también ahorran porque sienten el deseo de recurrir a actividades especulativas, como por ejemplo comprar activos, en particular bonos y acciones, que les aseguren disponer de un dinero extra a largo plazo. Y se puede colegir que muchos individuos desean ahorrar para dejar una herencia a sus hijos y esto los lleva a sacrificar parte de su consumo en el presente. En resumen, existen diversas razones que pueden impulsar a las personas a ahorrar, el problema está en que, en muchos países en desarrollo, por más que se quiera hacerlo, no se puede porque poseen ingresos demasiado bajos que no les alcanzan para suplir todos los gastos.

Duesenberry (1949) sostuvo la Relative Income Hipotesis según la cual la satisfacción o utilidad del consumo de un individuo depende del contexto social en el cual el sujeto está insertado y, por lo tanto, se mide en relación con un promedio de individuos considerados semejantes (*peers*). Su teoría supone un valor relativo y no absoluto, ya que involucra aspectos psicológicos vinculados con el estatus de las personas. Algún tiempo después surgieron las teorías de Modigliani (1966) sobre el ciclo vital y la teoría de la renta permanente de Friedman (1957). Ambos autores llegan a un mismo resultado LCPIH –Life Cycle Permanent Income Hipotesis (Fuhrer, 1992), si bien analizan el problema desde distintas perspectivas. De acuerdo con Dornbusch, Fischer y Startz (2009), la teoría

del ciclo de vida considera que los individuos planean su consumo y ahorro para períodos prolongados con la intención de distribuir su consumo de la mejor manera en el decurso de toda su vida. La teoría del ingreso permanente de Friedman sostiene que el ingreso permanente es la tasa continua de gasto que puede mantener una persona durante el resto de su vida dada su riqueza actual y el nivel de ingreso de ahora y del futuro. Sintetizando, se puede decir que, si una persona aumenta de manera transitoria sus ingresos, esta acción modificará poco su consumo actual y futuro, pero si el aumento del ingreso se prevé como permanente el consumo aumentará mucho más y acorde con el ingreso.

Disponemos de la hipótesis de Hall (Mankiw, 1982), quien acogió la crítica de Lucas y añadió expectativas racionales y, después de algunos arreglos algebraicos, llegó a la siguiente función consumo:

$$C_{t+1} = C_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Como se puede ver, la expresión 2.2 muestra un paseo aleatorio, lo que significa que no es posible llevar a cabo ningún tipo de previsión sobre el consumo futuro, ya que la mejor predicción está determinada siempre por el consumo actual.

Desde el punto de vista empírico, ya hace algunas décadas muchos economistas se han cuestionado sobre la validez de este tipo de conceptos. Un avance fundamental en tal sentido se obtuvo con la publicación del artículo de Campbell y Mankiw (1989), en el cual se lanzó un nuevo modelo que testeaba la hipótesis de Hall. En este caso, los resultados aplicados a nivel internacional los llevó a rechazar el modelo de ingreso permanente en favor de un modelo de agentes heterogéneos, en el cual un primer grupo mira al ingreso actual y el segundo, al ingreso futuro.

En la actualidad, al analizar cómo se estima la función consumo, las variables explicativas incluidas en las estimaciones econométricas suelen ser la renta disponible y la riqueza, aunque a veces aparecen otras como el desempleo o la tasa de interés. La renta está constituida por el PIB, y, por lo general, la riqueza es identificada tomando en cuenta las viviendas y activos financieros. En Ecuador no se consideran los activos financieros porque no son consistentes, la bolsa de valores tiene un carácter más bien simbólico y no hay una cultura financiera como ocurre en los países adelantados. Además, tampoco entran en la ecuación los bienes raíces, ya que no se dispone de un índice al respecto; hay que recordar que la tasa de interés de crédito al consumo se formó recién por lo que

tampoco hay serie temporal. Naturalmente, todos estos aspectos son limitaciones para la aplicación del modelo y, para suplirlo, se decidió considerar como referencia o proxy para la variable riqueza el índice de precios a la construcción IPCO, asumiendo que si este sube se incrementarán los bienes inmuebles.

La situación de países pequeños y en general pobres o en desarrollo ha sido estudiada por algunos autores. Así, Nikbin y Panahi (2016) decidieron estimar la función de consumo para Irán: la variable dependiente es el consumo privado y los regresores son el PIB y la inflación. Usando datos anuales correspondientes al periodo 1978-2012 encontraron coeficientes significativos tanto para la renta de corto plazo como de largo plazo. Otro trabajo destacado fue llevado a cabo por Alimi (2015), se trata de un estudio de cointegración para Nigeria y África del Sur con datos anuales 1980-2013. Las variables involucradas en este caso son el consumo final de los hogares, la tasa de interés real y el PIB real, y se valida la hipótesis de ingreso permanente. Kazmi (2015) propuso un modelo para Pakistán que involucra el consumo, la riqueza, el ingreso, la tasa de interés y la tasa de desempleo. El estudio, efectuado con datos anuales correspondientes al periodo 1971-2010, reveló las variables validadas como significativas y, además, que el ajuste del vector de corrección de errores es bastante rápido: los consumidores se adaptan de manera muy veloz a cambios que puedan percibir en el ingreso o la riqueza permanentes. Saad (2011) estudió el caso de Líbano con datos anuales para el periodo 1970-2008, y encontró que las variables macroeconómicas regresoras de interés –constituidas por la renta disponible real, la tasa de interés real, la inflación anticipada y la riqueza– resultaban significativas para explicar el consumo privado. Otro trabajo que involucra series temporales para los países pertenecientes a la cooperación islámica del D-8, encuentra que tanto las expectativas adaptativas como el ingreso permanente son importantes para explicar la función consumo (Altunc y Aydin, 2014).

Para el caso de Latinoamérica, se puede citar el trabajo de Reis Gomes (2012), quien aplicó su estudio en Brasil con datos que van desde el 1947 hasta el 2010, usando la técnica ARIMA; el autor rechaza la hipótesis de ingreso permanente. Parra Rodríguez (2016) estudió el caso Colombia en el periodo 1952-2014 y obtuvo como resultado que tanto la renta transitoria como la permanente resultan importantes. Para el caso de Ecuador, sobresale el trabajo de Bonilla Bermeo, León Bazán y Delgado Guerrero (2018), que empleó datos trimestrales y abarcó un horizonte temporal que va desde el año 2000 hasta el tercer trimestre del año 2014. Los resultados no encuentran significancia

estadística sobre las variables reales regresoras, que para este caso están constituidas por el ingreso y la tasa de interés; como no se realizó cointegración entre las variables, se consideró la primera diferencia entre ellas para que fueran estacionarias.

Por lo que se refiere al modelo de agentes heterogéneos, Aydilek & Aydilek (2020) en base a los hallazgos de su investigación llegan a afirmar que es mejor considerar esta modalidad antes que el típico agente representativo. Christiano, Eichenbaum y Trabandt (2018) creen que inclusive muchos de los futuros modelos DSGE van a necesitar de la implementación de agentes heterogéneos puesto que para analizar los efectos de las políticas monetarias y fiscales es necesario considerar que muchos hogares enfrentan una restricción presupuestaria que es obligatoria (“binding”) por lo que pudiera no cumplirse la equivalencia ricardiana. Debido a ello Kaplan, Moll y Violante (2018) encuentran que los efectos de la política monetaria son completamente distintos entre las dos especificaciones puesto que bajo el típico agente representativo hay una transmisión directa entre tasa de interés y consumo mientras que con agentes heterogéneos, la no equivalencia ricardiana implica que el resultado final depende de la reacción fiscal ante la expansión monetaria. Ma (2019) afirma que shocks al gasto público tienen efectos distintos sobre el consumo dependiendo de la distribución del ingreso, en particular el consumo se incrementa en los hogares pobres mientras que disminuye en los hogares ricos. En fin, Rao y Sharma (2007) concluyen que para países en desarrollo es normal encontrar únicamente una pequeña proporción de individuos que se rigen bajo la hipótesis de ingreso permanente, confirmando así la necesidad de considerar distintas tipologías de agentes.

III. EL CONSUMO DE LOS HOGARES

Al empezar esta sección se desea en primer lugar, explicar que es el consumo de los hogares.

Se define al gasto soportado por los hogares residentes en bienes y servicios de consumo. Excluye los gastos en activos fijos en forma de alojamientos o en objetos de valor. El consumo final incluye los bienes y servicios que son utilizados por las unidades familiares para satisfacer sus necesidades básicas.

En el caso de las unidades familiares, todos los bienes consumidos, ya sean durables (automóviles, refrigeradores, aparatos de aire acondicionado, etc.) o no

durables (alimentos, vestido), forman parte del consumo final, a excepción de las compras, la construcción por cuenta propia o las mejoras de las viviendas, que se consideran parte de la formación bruta de capital fijo. (BCE, 2017, p.162).

El consumo de los hogares ecuatorianos está muy bien descrito en la encuesta nacional de ingresos y gastos de los hogares urbanos y rurales (ENIGHUR) levantada por el INEC, la cual cubrió 40 932 viviendas entre abril 2011 y marzo 2012; si tuviésemos que actualizar los valores al presente, estos resultarían más elevados debido a la inflación acumulada a lo largo de tantos años. Esta encuesta resulta de singular valor para este análisis porque nos muestra distintos matices que complementan la estimación, es decir, nos enseña que tal vez el resultado cuantitativo sintético otorga únicamente un promedio nacional, el cual esconde una gran variación asimétrica en la distribución. En otras palabras, lo que se está diciendo es que el consumo puede variar mucho entre sujetos y que existen algunos factores relevantes que pueden explicar o describir esta fuerte variación.

Tabla 2-1

Gasto promedio mensual de los hogares ecuatorianos (año 2012)

Tipología de gasto	Total	Urbano	Rural
Alimentos y bebidas no alcohólicas	151	164	124
Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes	17	17	15
Prendas de vestir y calzado	51	58	35
Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles	46	60	17
Muebles, artículos para el hogar y para su conservación	36	43	24
Salud	50	57	36
Transporte	97	113	61
Comunicaciones	37	42	21
Recreación y cultura	33	38	19
Educación	99	106	58
Restaurantes y hoteles	60	70	34
Bienes y servicios diversos	61	72	38
TOTAL	738	840	482

Fuente: datos recolectados a partir del cuadro No. 36 de la encuesta Enighur.

En primer lugar, es necesario mostrar cuánto han consumido en promedio los hogares ecuatorianos. La tabla 2.1 muestra que la mayor parte del gasto se consume en la

categoría de alimentos y bebidas no alcohólicas, cuyo valor alcanza un promedio que superan los 150 dólares mensuales. Esta cifra representa seguramente un valor muy contenido, pero cabe recordar que el costo de la vida es mucho menor respecto a otros países, por lo que si se tomara en cuenta la paridad de poder adquisitivo (PPA) seguramente este valor se multiplicaría al menos por 2. De igual forma, se puede observar cómo el gasto total en el área urbana es casi el doble respecto al área rural donde las personas, prevalentemente indígenas, llevan una vida sencilla, con menores gastos y con más apego al consumo de sus cultivos. La segunda categoría relevante está dada por la educación. En este caso se resalta que en el área urbana el gasto es poco más de 100 dólares, casi el doble respecto al área rural. Resultan particularmente extraños los valores inherentes el alojamiento, pues en la ciudad difícilmente se puede arrendar un departamento a menos de 200 dólares, tal vez ello sea debido a la antigüedad de la encuesta o puede que exista algún tipo de error en el levantamiento de la información.

Tabla 2-2

Gasto por decil de ingreso de los hogares ecuatorianos (año 2012)

Decil	Total	Urbano	Rural
1	251	352	185
2	334	427	243
3	393	484	283
4	440	535	308
5	496	583	339
6	545	659	368
7	621	713	404
8	705	824	421
9	880	1043	502
10	1440	1579	727

Fuente: datos recolectados a partir del cuadro No. 39 de la encuesta Enighur.

Debido a que Ecuador es un país con grandes disparidades resulta interesante verificar el nivel de consumo por decil de ingreso del hogar, lo que se aprecia en la tabla 2.2. En ella se puede inferir la relativa pobreza generalizada de Ecuador, un país en el que aproximadamente la mitad de los hogares tienen gastos superiores respecto a la canasta

básica y únicamente el decil más alto puede compararse al consumo promedio de los países avanzados. Una vez más se evidencia que el área urbana, en términos prácticos, supera en el doble a la rural.

Puede resultar interesante realizar estimaciones a partir de la micro data de esta encuesta, en donde la variable dependiente es el logaritmo del consumo per cápita y la explicativa de interés es el logaritmo del ingreso per cápita. Es necesario incluir variables de control como el área (urbana o rural), el género, el estado civil, la etnia, el nivel de instrucción, la situación laboral (trabajador activo o inactivo) y el número de miembros del hogar. Entonces, para la estimación OLS se consideraron el primer decil, el valor mediano, el valor medio y el noveno decil. Los resultados son también repetidos sin MCO, aplicando regresión de cuantiles, sin embargo, aquí la subdivisión de la muestra es aplicada a la variable dependiente, en este caso el consumo:

Tabla 2-3.
Regresión por deciles

Regresión	Primer decil	Valor mediano	Valor medio	Noveno decil
MCO	0.69 [0.66;0.73]	0.80 [0.64;0.95]	0.79 [0.79;0.80]	0.77 [0.69;0.84]
De cuantiles	0.74 [0.73;0.75]	0.85 [0.84;0.85]	0.80 [0.79;0.81]	0.87 [0.86;0.88]

Fuente: elaborado por el autor a partir de la encuesta Enighur 2011 – 2012.

Nota. Entre corchetes se presentan los intervalos de confianza al 95% para los parámetros estimados. Todos los coeficientes tienen un nivel de significancia del 1%.

En base a los valores otorgados por la Tabla 2-3 se pueden realizar algunas consideraciones: en primer lugar, la regresión de cuantiles es más precisa respecto a la de MCO puesto que en general lleva intervalos de confianza mucho más pequeños y al mismo tiempo presenta coeficientes mayores. En segundo lugar, la mayor propensión al consumo parece estar comprendida en las medidas de tendencia central (mediana y media) cuando se estima por MCO, sin embargo, los grandes errores estándares en este caso no excluyen que el verdadero parámetro sea el mismo para las cuatro columnas. La situación es muy diferente en la regresión por cuantiles, en donde la propensión al consumo es menor en el primer decil y aumenta progresivamente con la media, la mediana y el decil nueve. Cabe señalar como las dos estimaciones en realidad no cuentan con la misma muestra, puesto que la OLS está categorizada por deciles de ingreso mientras que la de cuantiles por deciles

de consumo, como previamente mencionado, por lo que ello puede en parte explicar los diferentes resultados encontrados.

Por lo general, en Ecuador el nivel de instrucción es una variable determinante para el ingreso y, por consecuencia, también para el consumo. La tabla 2.4 explica el gasto individual según el nivel de educación del representante del hogar (padre o madre). Al respecto, lo primero que resalta es el dato sobre el gasto de cada miembro de la familia cuando el padre o la madre (llamado *jefatura* en términos técnicos) poseen un título universitario, si eso ocurre el consumo prácticamente se duplica.

Tabla 2-4

Gasto de consumo mensual per cápita por nivel de instrucción de la jefatura (año 2012)

Estudios	Total	Urbano	Rural
Ningún grado	78	102	64
Centro de alfabetización	94	115	77
Primaria	108	127	86
Secundaria	161	172	116
Superior/Posgrado	329	341	218

Fuente: datos recolectados a partir del cuadro No. 42 de la encuesta Enighur.

En segundo lugar, se observa una clara correlación entre el título de estudio y el nivel de consumo: se nota una serie creciente de valores cuando se empieza por ningún grado y aumenta hasta que se llega a la categoría superior/posgrado. Obviamente esto no implica causalidad, de hecho, se debería emprender un estudio que incorpore todas las variables de control, es decir, diseñar un modelo causal con diversas variables explicativas. Para explicarlo mejor se puede suponer un hogar constituido por 4 personas, formado por padre, madre y dos hijos: el gasto esperado de esa familia, si el padre cuenta con un título de secundaria es de 644 dólares mensuales (161 por 4).

Otra cuestión para relevar está relacionada con el tamaño del hogar: a mayor número de hijos debería aumentar el gasto, pero a nivel empírico esto no siempre ocurre por lo que puede resultar interesante mirar la tabla 2.5. Como se observa, el consumo marginal que resulta de aumentar un miembro del hogar es decreciente y cada vez menor. Sin embargo, si se multiplica el número de participantes de una familia por el consumo

per cápita se puede ver que el gasto total del hogar aumenta progresivamente hasta la categoría de 5 miembros. Para explicarlo mejor, nuevamente pongamos un caso, un individuo que vive solo en una ciudad, se espera que gaste aproximadamente 350 dólares mensuales, y el mismo individuo, si estuviese casado con dos hijos a cargo, gastaría aproximadamente 812 dólares.

Tabla 2-5

Gasto de consumo mensual por tamaño del hogar en Ecuador (año 2012)

Personas	Total		Urbano		Rural		
	N	per cápita	familiar	per cápita	familiar	per cápita	familiar
1		277	277	350	350	135	135
2		235	470	288	576	126	252
3		196	588	228	684	120	360
4		176	704	203	812	107	428
5		147	735	172	860	93	465
6 o más ^a		101	606	122	732	69	414

Fuente: datos recolectados a partir del cuadro No. 43 de la encuesta Enighur.

Nota. ^a Para calcular el valor familiar de 6 o más se consideró el valor de 6.

Otra pregunta que puede surgir está relacionada con las costumbres de gasto en Ecuador, en particular ofrece datos de valor entender en dónde realizan sus compras los ciudadanos. La tabla 2.6 muestra los gastos para alimentos y bebidas de acuerdo con el lugar de la compra: los resultados dan cuenta de una sociedad tradicional en la que los consumidores prefieren comprar en pequeñas tiendas que muy probablemente están ubicadas cerca del hogar. Todavía no se ha dado el salto hacia la sociedad de masas que se dio en los años 50 del siglo anterior en los EE.UU y poco después en Europa. Si bien en los últimos años ha aumentado el número de supermercados y *malls*, estos siguen ocupando el cuarto lugar de la lista (año 2012). Nótese que un componente valioso para el consumo de alimentos y bebidas está dado por la categoría de *mercados* y *ferias libres*, particularmente relevantes en la zona rural, con un porcentaje aproximado del 37 %.

Tabla 2-6*Sitio de compras para alimentos y bebidas de los hogares ecuatorianos (año 2012)*

Sitio de compra	Total	Urbano	Rural
Hipermercados, supermercados de cadena	9%	11%	3%
Tiendas de barrio, bodegas y distribuidores	48%	48%	46%
Mercados y ferias libres	30%	27%	37%
Vendedores ambulantes	4%	3%	6%
Kioscos fijos y otros	10%	11%	7%

Fuente: datos recolectados a partir del cuadro No. 45 de la encuesta Enighur.

De lo analizado hasta ahora, se puede decir que la sociedad de consumo ecuatoriana representa aquella típica de un país pobre en desarrollo en la que una porción significativa de las familias posee ingresos inferiores a la canasta básica y en la que el sector rural muestra una situación particularmente desfavorable. Ciertamente, el componente principal de consumo está dado por necesidades primarias de alimentos y las categorías de gasto para recreación y restaurantes, que para otras realidades del primer mundo representan un porcentaje relevante, aquí resultan absolutamente marginales. Además, en general las personas siguen prefiriendo comprar en pequeñas tiendas o en la feria. Como un dato positivo, dado por el alto índice de correlación entre consumo y nivel de estudios, parecería indicar un buen retorno de dinero para la educación.

En segundo lugar, se puede observar la dinámica del consumo de los hogares respecto al PIB. En el gráfico 2.1, a lo largo del periodo considerado, este disminuye. En resumidas cuentas, se puede afirmar que la reducción del consumo, por un lado, ha sido compensada por un aumento de la inversión, lo cual es positivo; y, por otro lado, ha sido compensada por un aumento del gasto de consumo final del gobierno, lo cual, al contrario, resulta negativo a largo plazo puesto que aumenta el stock de deuda y los intereses, si bien esto ha evitado a corto plazo la deflación y el empeoramiento de la situación económica en el periodo de choque externo inherente a la última crisis financiera global que arrancó después del año 2008.

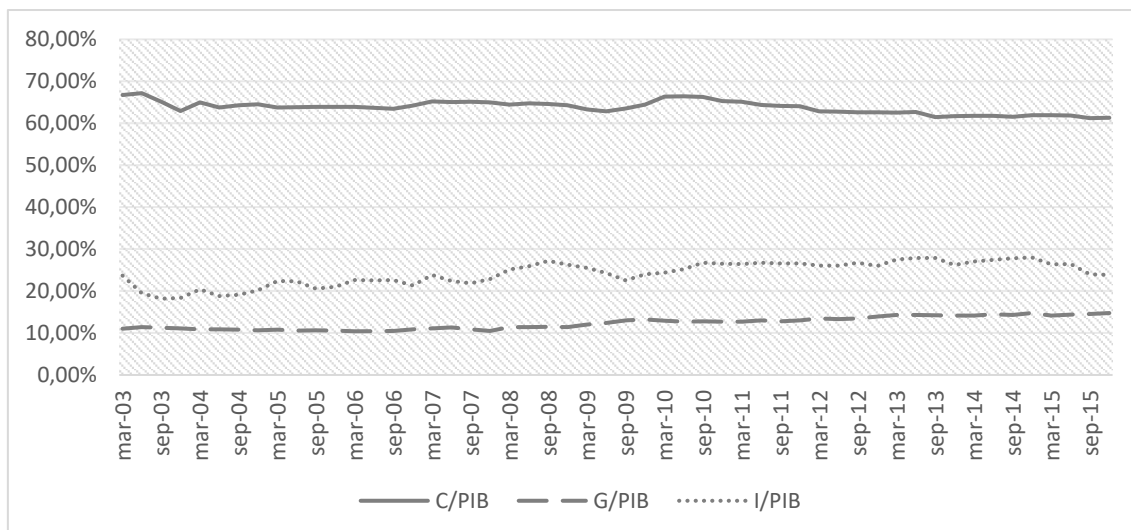


Gráfico 2-1 Evolución de las principales variables macroeconómicas en relación al PIB para Ecuador en el periodo de la dolarización (2003-2015).

Fuente: valores trimestrales tomados del Boletín No. 97 del BCE.

Nota. C representa el consumo, G el gasto de consumo final del gobierno, I la inversión.

Otro aspecto particular del área latinoamericana, conforme el estudio de Rius y Román (2015), es que para el periodo comprendido entre 1970-2012 la propensión media a consumir de la región osciló en torno al 70 % con una tendencia levemente decreciente, un dato congruente con lo encontrado en el presente estudio.

IV. EL INGRESO DE LOS ECUATORIANOS

La mayoría de ecuatorianos lamentablemente recibe bajos ingresos con lo que el sueldo mínimo (básico) representa un indicador importante y representativo. El gráfico 2.2, diseñado con los datos otorgados por el Banco Central del Ecuador (BCE), destaca la tendencia de los salarios mínimos nominales y reales. Debido a que se tomó en cuenta el IPC con año base 2014, explica por qué las dos líneas se intersecan justo después de ese año. Lo que se observa es que ambas series poseen una marcada tendencia positiva, lo cual sugiere un aumento del poder de compra a lo largo del tiempo. Sin embargo, el salario mínimo nominal exhibe una tendencia más marcada respecto al real; este último es casi plano hasta el año 2007 y después se vuelve un poco más empinado, consecuencia directa de la acción del Gobierno para mejorar las condiciones de vida y sacar a más gente de la pobreza.

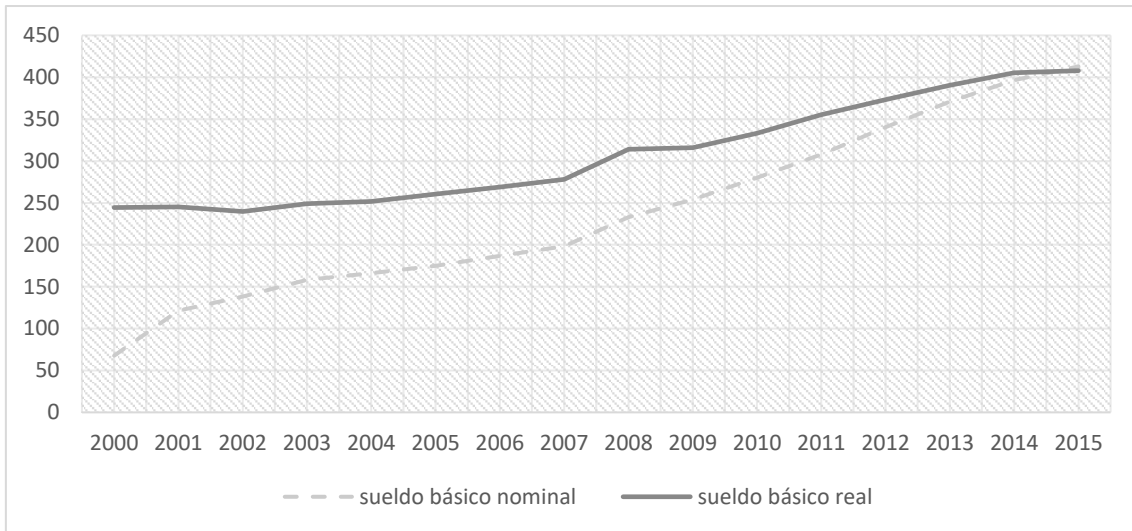


Gráfico 2-2 Evolución del sueldo mínimo (básico) real y nominal por persona para Ecuador en el periodo de la dolarización (2000-2015)

Fuente: Banco Central del Ecuador.

Asimismo, es necesario dar cuenta de la renta promedio por persona – PIB per cápita real – conforme indican los datos del Banco Mundial (gráfico 2.3)

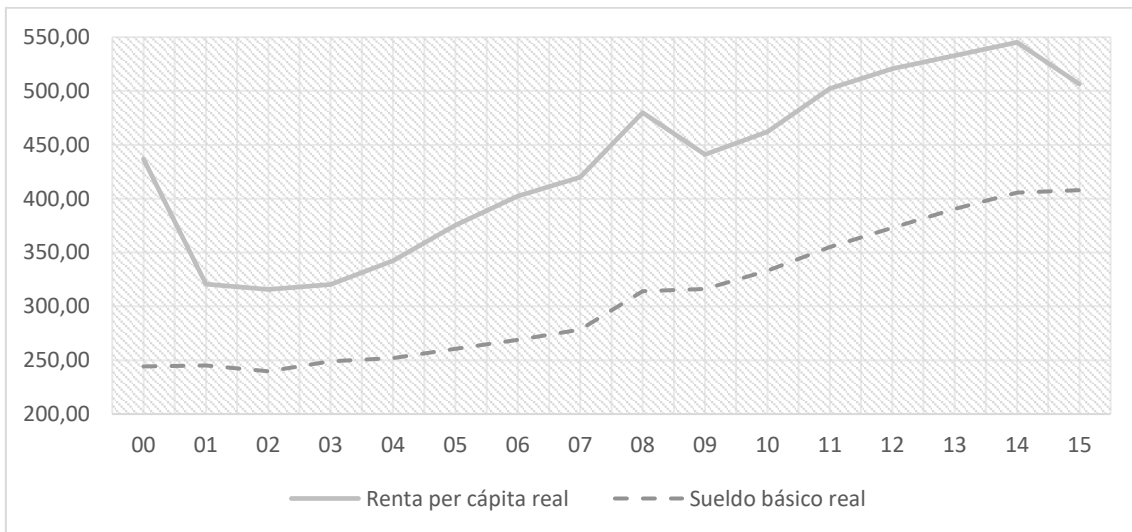


Gráfico 2-3 Sueldo básico real vs renta per cápita real de Ecuador en el periodo de la dolarización (2000-2015).

Fuente: Banco Central del Ecuador y Banco Mundial.

En este caso se examina la renta promedio de todos los ciudadanos por lo que resulta sugestivo comparar con la serie histórica anterior que se refería al sueldo básico real. Debido a los bajos ingresos prevalentes en la población, no se encuentra una diferencia fundamental entre las dos líneas trazadas: aproximadamente 70 dólares en el

2001 y 100 en el 2015. Los datos parecen subrayar un pequeño aumento en la brecha del ingreso entre las personas más pobres y el resto de la población. Para resumir, con base en lo visto en estas dos figuras, se puede proponer que las personas de menores ingresos han mejorado notablemente su condición de vida en esta época de dolarización, y a las otras clases sociales les ha ido inclusive mejor. Obviamente este último gráfico da pie únicamente a conclusiones generales, pues no se sabe exactamente si, por ejemplo, la clase media aprovechó tanto como la clase de mayores ingresos.

Un último gráfico, el 2.4, puede ser importante para entender un poco más sobre la distribución del ingreso. Se observa como el cociente de la participación del mismo en la zona urbana entre ricos (percentil 90) y pobres (percentil 10) es seguramente alto, sin embargo, ha ido disminuyendo en el periodo entre 2005 y 2015 pasando de 10 a 8.

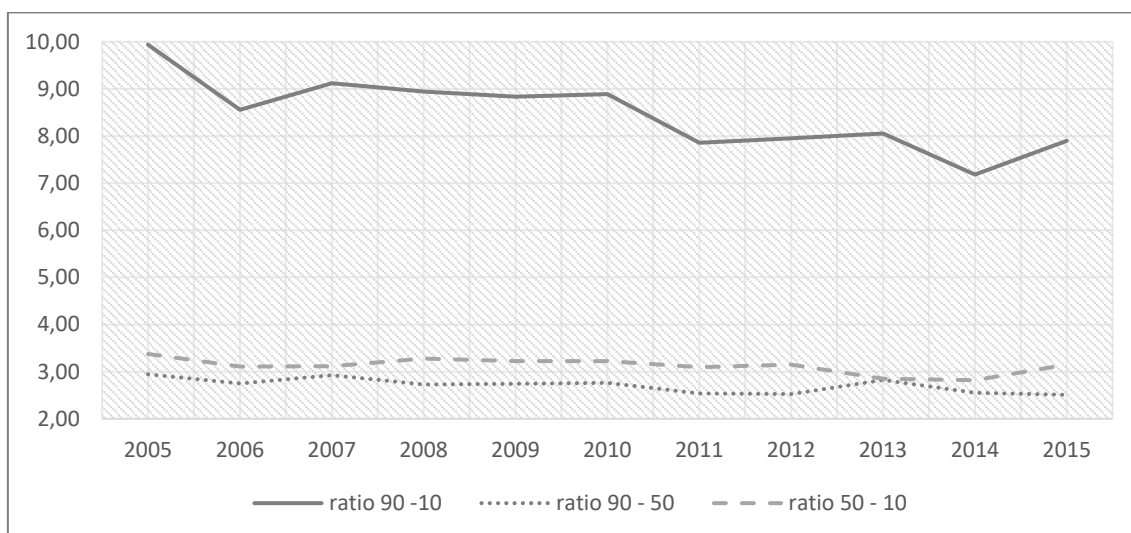


Gráfico 2-4 Distribución de la ratio de ingresos de las personas pertenecientes al área urbana

Fuente: elaborado por el autor, dato Cepal, años 2005 – 2015.

En segundo lugar, la ratio entre el percentil 90 y la participación mediana del ingreso se ha mantenido casi constante, tal vez disminuyendo un poco y llegando a un valor de 3 al final de la serie. En fin, respecto a esta, el cociente entre la participación del quinto decil y el primero se ha colocado un poco debajo a la anterior serie y también aquí la evolución muestra una muy leve baja acabando con un valor entorno al 2.5.

V. METODOLOGÍA

Para las dos variables fundamentales del estudio, el consumo final de hogares y la renta, se usan datos trimestrales reales con año base 2007 en miles de USD ajustados para

la estacionalidad a partir del año 2003 hasta el año 2015. Los datos fueron tomados del Banco Central del Ecuador. En un segundo momento se aplicó a estas series el logaritmo que en las regresiones sobre el consumo real lleva el nombre de LNRCONS mientras que el logaritmo de la renta real es clasificado como LNRGDP. Ambas variables están registradas en el gráfico 2.5, en el que se aprecia una tendencia creciente y muy parecida, lo cual parece justificar una relación de cointegración.

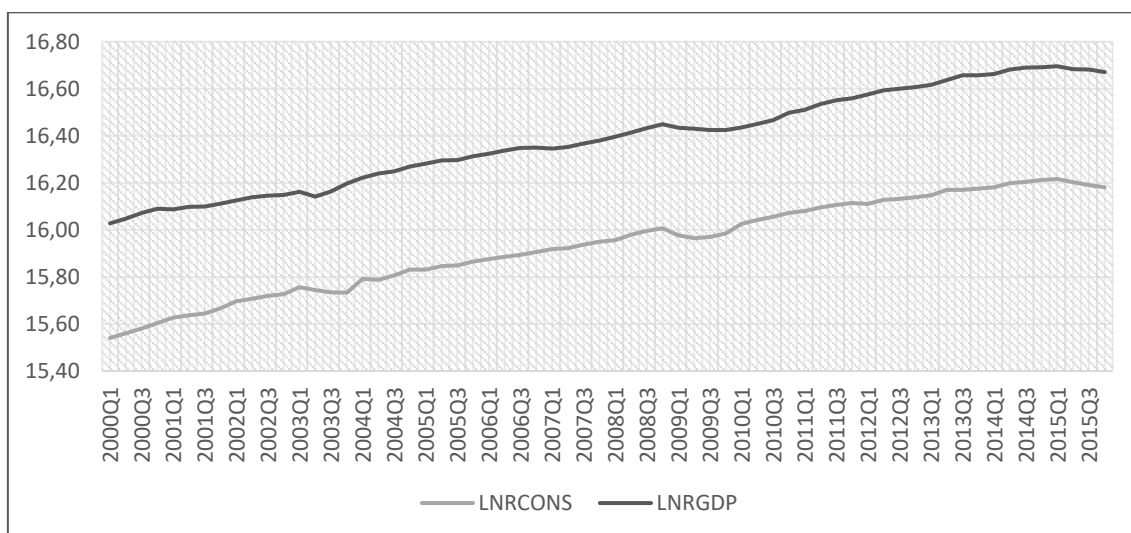


Gráfico 2-5 Logaritmo del consumo real y de la renta real para Ecuador en el periodo de la dolarización (2000-2015)

Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos del Banco Central del Ecuador (BCE).

La segunda variable explicativa por importancia es la riqueza, la cual se divide en financiera y bienes inmuebles. La ausencia de la primera no constituye un problema para la estimación debido a que no hay una cultura difusa de inversión en el mercado de capitales, de hecho, la bolsa de valores ecuatoriana es totalmente ilíquida y simbólica si se compara, por ejemplo, con la de los EE.UU. El segundo componente sí resulta relevante, pero lamentablemente Ecuador es uno de los pocos países que no dispone de un índice de referencia para los bienes raíces. Aquí lo que se ha decidido hacer entonces es tomar de manera aproximada el índice de precios para la construcción IPCO porque, como ya se mencionó anteriormente, si este precio aumenta debería aumentar proporcionalmente el valor de las casas. Esta serie es otorgada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de manera mensual por lo que, para poder obtener valores trimestrales, se consideraron útiles las fechas de marzo, junio, septiembre y diciembre. Con el objetivo de disponer de una serie expresada en términos reales, se decidió dividir esta serie

nominal por el IPC y después se le ha quitado la estacionalidad mediante la técnica ARIMAX13 obteniendo así la variable RRIQ.

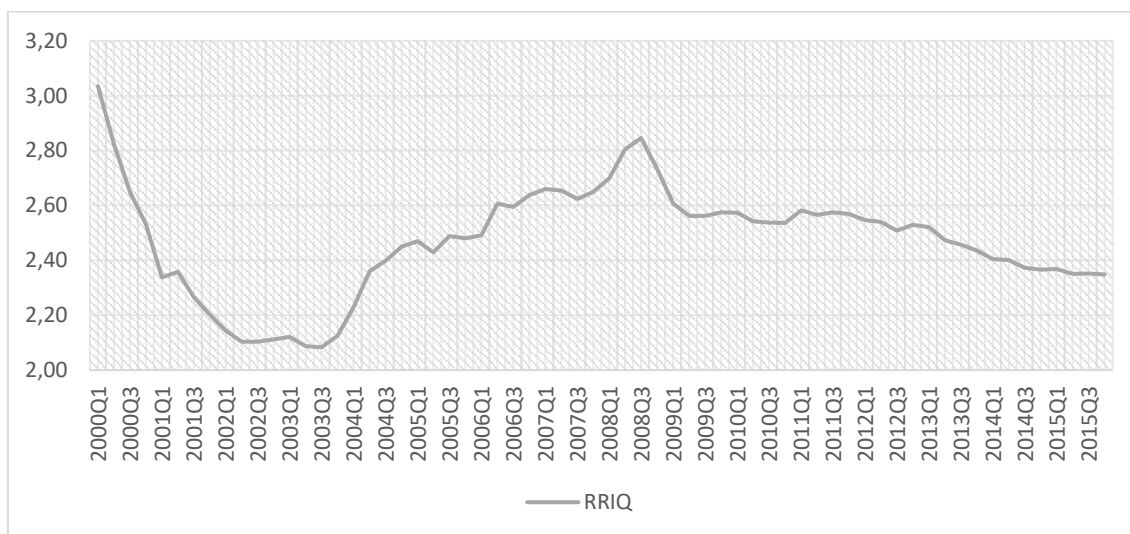


Gráfico 2-6 Proxy de la riqueza real ajustada por estacionalidad de Ecuador en el periodo dolarizado (2000-2015).

Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos del INEC.

En el gráfico 2.6 se puede observar claramente el quiebre estructural al principio de la muestra que tiene un evidente fundamento económico, se trata de los años de ajuste después de la grave crisis económica que llevó a la dolarización, aspecto que justifica la exclusión de los valores inherentes a los primeros trimestres.

La tercera variable explicativa es la tasa de interés (gráfico 2.7). Hay aquí otra limitación para el estudio porque no existe en el país una serie con metodología uniforme para el crédito al consumo por lo que se decide usar la tasa de interés activa proporcionada por el Banco Central.⁶ Cuando hubo más valores en un mismo trimestre se promedió los datos y se realizó un ajuste estacional por lo que al final la variable en cuestión lleva el nombre de TASA. La razón de no incluir variables dicotómicas estacionales a lo largo de todo este trabajo es debido a la necesidad de contener el número de parámetros que en un modelo dinámico suelen ser muchos.

⁶ Tasa de interés activa efectiva referencial del segmento comercial prioritario corporativo.

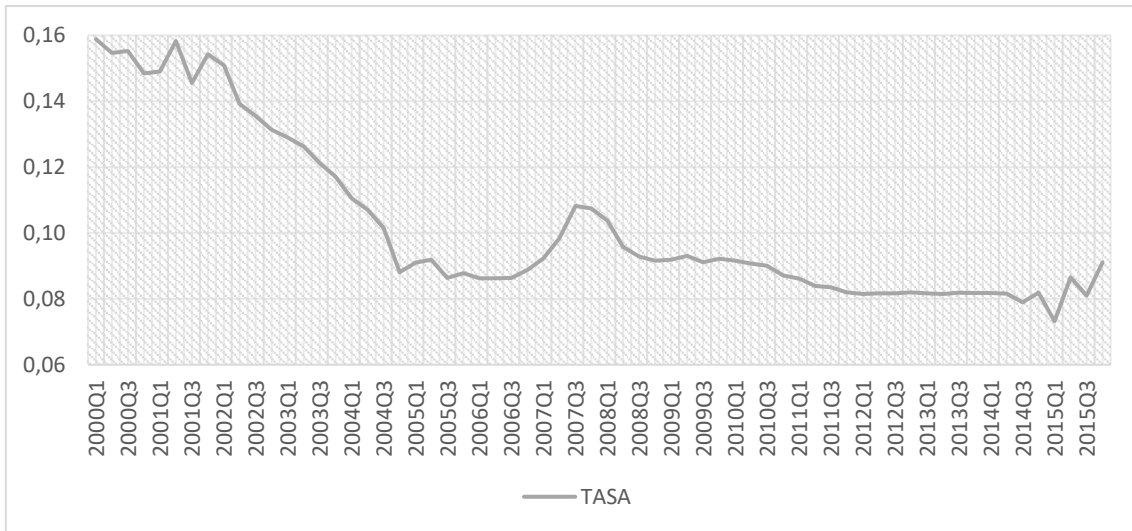


Gráfico 2-7 Tasa de interés activa efectiva referencial del segmento comercial prioritario corporativo ajustada por estacionalidad (periodo 2000 – 2015).

Fuente: elaborado por el autor a partir de los datos BCE.

La última serie involucrada es el desempleo. Los datos son tomados de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL): para este caso se realizó un ajuste estacional y la variable lleva el nombre de DES (gráfico 2.8).

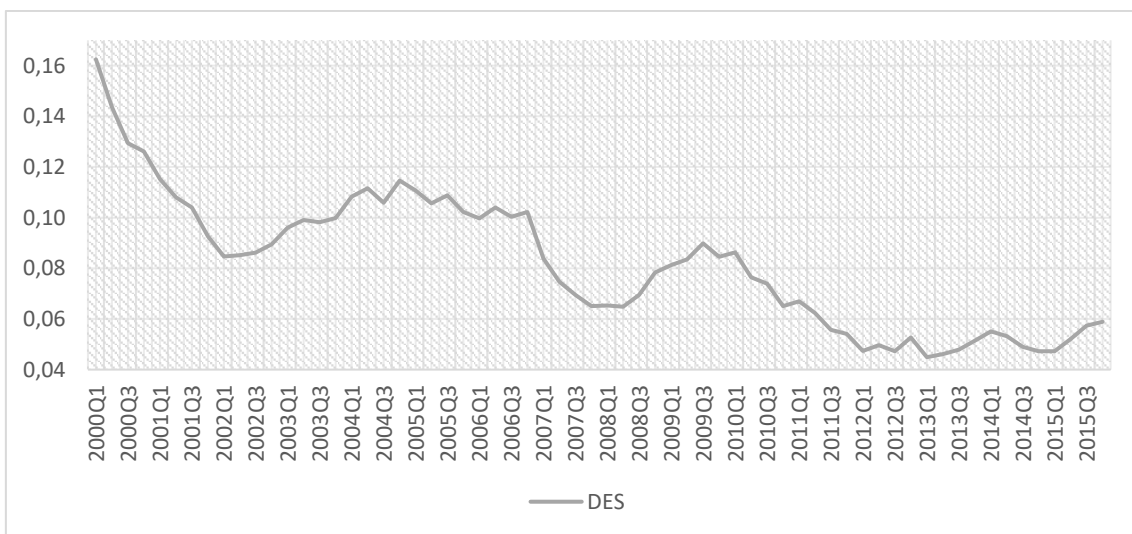


Gráfico 2-8 Tasa de desempleo ecuatoriano en el periodo dolarizado (2000 - 2015) ajustado por estacionalidad.

Fuente: elaborado por el autor, datos CEPAL.

En lo que concierne a la estimación, primero se elabora una prueba de raíz unitaria ADF. Luego la prueba de cointegración de Engle y Granger es verificada implementando mínimos cuadrados dinámicos (MCOD en español o DOLS en inglés). Para encontrar relaciones de largo plazo, si las variables están integradas de orden (1), debe existir una

combinación lineal de dichas variables que sea estacionaria en nivel o, dicho de otra forma, debe haber una tendencia estocástica en común. En un segundo momento se verifica que exista un único vector de cointegración mediante la prueba de Johansen.

En lo que se refiere a la regresión, se empieza estimando un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) con cointegración. En la segunda parte, se repite el proceso, pero esta vez usando un modelo VEC por lo que puede resultar atractivo comparar los resultados. Otro aspecto importante, como se mencionó en los apartados anteriores, es la estimación de los resultados de los coeficientes tanto de corto como de largo plazo. La elasticidad de corto plazo para la renta nos otorga un resultado transitorio y el mismo valor aplicado a largo plazo ofrece un sentido económico relacionado con la renta permanente. De esta forma se verifica la teoría que nos indica que, cuando el ingreso es esperado como algo estable para el futuro, el efecto sobre el consumo será mayor. Ello se debe traducir en un coeficiente de valor más grande en el resultado de la estimación de largo plazo, lo cual, según la teoría, se espera que, para el caso de Ecuador, un país pobre en desarrollo, exhiba un resultado elevado.

Habiendo llegado a este punto resulta cardinal considerar los modelos que se estiman. El primer modelo involucra las dos variables explicativas que la teoría señala como indispensables, la renta y la riqueza. El segundo modelo añade la tasa de interés, el tercer modelo excluye esta última variable e inserta el desempleo, y el cuarto modelo incluye todas las variables analizadas.

Al considerar los modelos ARDL resulta vital aclarar que las betas no son estimadas a largo plazo como suele ocurrir de manera tradicional, es decir mediante MCO, pues se obtendrían resultados consistentes, pero no eficientes y no se podrían aplicar las pruebas tradicionales para los estadísticos t y F (Stock y Watson, 2012). Se puede solucionar este inconveniente usando mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCO-D): se añaden rezagos y adelantos de las diferencias de las variables explicativas. La selección oportuna de leads y lags se elabora tomando en cuenta el modelo con el mayor R cuadrado ajustado, que minimice los criterios de información considerados, que en este caso son el de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Además, hay que subrayar que no sería factible usar más de dos rezagos y adelantos, ya que se tendrían demasiados parámetros que estimar respecto a los datos disponibles y se reducirían notablemente los grados de libertad. Entonces solo se cuenta con cuatro posibilidades: usar un adelanto y un rezago (1,1), un

adelanto y dos rezagos (1,2), dos adelantos y un rezago (2,1) y dos adelantos y dos rezagos (2,2).

VI. MODELO

En primer lugar, la tabla 2.7 representa la matriz de correlaciones. Se observa que existe una correlación alta y positiva entre el consumo y la renta, lo cual está perfectamente en línea con lo esperado y con lo que mostraba el gráfico 2.5. Algo parecido pasa con la riqueza, sin embargo aquí el valor es mucho más reducido. A su vez, existe una relación congruente y negativa de la variable dependiente respecto a la tasa de interés, lo cual es lógico puesto que si aumenta el interés del préstamo al consumo las personas demandarán menos créditos. Mirando el valor negativo asociado al desempleo se puede deducir que los individuos que no trabajan estarán propensos a consumir menos. A grandes rasgos, se puede afirmar que los datos parecen comportarse de manera acorde con la teoría económica revisada.

Tabla 2-7.

Matriz de correlaciones de las variables

	LNRCONS	LNRGDP	RRIQ	TASA	DES
LNRCONS	1.000				
LNRGDP	0.994	1.000			
RRIQ	0.220	0.183	1.000		
TASA	-0.767	-0.781	-0.417	1.000	
DES	-0.913	-0.899	-0.192	0.537	1.000

Fuente: elaborado por el autor.

Pareció oportuno llevar a cabo una prueba de raíz unitaria ADF con constante y tendencia para todas las variables. Según los resultados de la tabla 2.7, el consumo, la renta y la riqueza presentan una raíz unitaria, pero pueden surgir dudas con respecto a la tasa de interés y el desempleo porque aquí las pruebas rechazan la estacionariedad de las variables expresadas en primeras diferencias con un nivel de confianza del 95 %. Considerando los gráficos asociados (anexo A), todo ello parece bastante extraño, ya que tanto la media como la varianza de estas variables parecen ser constantes. Entonces se repitió la prueba de estacionariedad considerando el test de Phillips-Perron; todas las

pruebas fueron realizadas con constante y tendencia y en ningún caso se encontró una tendencia determinística significativa, y además sí se señaló que las variables son efectivamente I (1) con un nivel de confianza del 99 %.

Tabla 2-8

Prueba de raíz unitaria ADF

Variable	Prueba en nivel		Prueba en primeras diferencias	
	Estadístico t	valor p	Estadístico t	valor p
LNRCONS	-1.34	0.87	-6.61	0.00
LNRGDP	-2.03	0.57	-4.79	0.00
RRIQ	-1.87	0.65	-4.99	0.00
TASA	-2.71	0.24	-4.81 ^a	0.05
DES	-3.07	0.12	-3.39 ^b	0.06

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. ^a En este caso la prueba de estacionariedad de Philips-Perron otorgó un estadístico t de -7.60 con valor p asociado de 0.00.

^b Aquí la prueba de Philips-Perron proporciona un estadístico t de -6.24, al cual corresponde un valor p de 0.00.

Al mismo tiempo, resulta importante mostrar la selección óptima de rezagos y adelantos para los modelos ARDL como muestra la tabla 2.9. Los primeros tres se configuran con dos adelantos y un rezago porque en este caso el valor del R cuadrado ajustado es mayor y al mismo tiempo la mayoría de criterios de información es más negativa, con pocas excepciones relacionadas con el criterio bayesiano de Schwarz, que suele penalizar la inclusión de regresores adicionales. Una nota aparte merece el cuarto modelo, debido a que en este caso es preferible usar dos rezagos y dos adelantos.

A continuación, se puede observar un ejemplo para la ecuación de largo plazo asociada al cuarto modelo:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \sum_{j=-2}^2 \theta_j \Delta Y_{t-j} + \beta_2 R_t + \sum_{j=-2}^2 \vartheta_j \Delta R_{t-j} + \beta_3 T_t + \sum_{j=-2}^2 \gamma_j \Delta T_{t-j} + \beta_4 D_t + \sum_{j=-2}^2 \varphi_j \Delta D_{t-j} + \mu_t \quad (2.3)$$

donde C_t es la variable consumo, Y_t la renta, R_t la riqueza, T_t la tasa de interés, D_t el desempleo y las variables delta representan las primeras diferencias de los regresores. Como se mencionó anteriormente respecto a esta especificación, el modelo 2 ignora el desempleo y el modelo 3, la tasa de interés.

Tabla 2-9

Selección de rezagos y adelantos para los modelos ARDL con MCO

MODELO 1	R2A ^a	AK ^b	SC ^c	HQ ^d
(1,1)	0.989	-5.293	-4.952	-5.163
(1,2)	0.988	-5.223	-4.806	-5.064
(2,1)	0.991	-5.506	-5.085	-5.346
(2,2)	0.991	-5.437	-4.940	-5.248
MODELO 2	R2A	AK	SC	HQ
(1,1)	0.989	-5.302	-4.810	-5.114
(1,2)	0.988	-5.185	-4.579	-4.953
(2,1)	0.991	-5.475	-4.863	-5.242
(2,2)	0.990	-5.356	-4.629	-5.079
MODELO 3	R2A	AK	SC	HQ
(1,1)	0.991	-5.447	-4.955	-5.259
(1,2)	0.990	-5.339	-4.733	-5.108
(2,1)	0.992	-5.551	-4.939	-5.318
(2,2)	0.992	-5.491	-4.765	-5.215
MODELO 4	R2A	AK	SC	HQ
(1,1)	0.992	-5.556	-4.912	-5.310
(1,2)	0.992	-5.581	-4.785	-5.277
(2,1)	0.993	-5.668	-4.865	-5.362
(2,2)	0.994	-5.823	-4.867	-5.459

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. La primera columna indica respectivamente el número de adelantos y rezagos implementados.

^a R cuadrado ajustado

^b Criterio de información de Akaike

^c Criterio de información de Schwarz

^d Criterio de información de Hannan-Quinn

Para verificar la eventual presencia de cointegración se realiza primero la prueba de Engle y Granger, con la finalidad de detectar una posible estacionariedad para los residuos, después se realiza la prueba de Johansen para cerciorarse sobre la existencia de

un único vector de cointegración. Aquí la selección de rezagos es inherente a las variables para el modelo de corrección de errores. Con el objetivo de aclarar más este punto, se ofrece un ejemplo con el siguiente modelo general de corrección de errores:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}\Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{1p}\Delta Y_{t-p} + \gamma_{11}\Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}\Delta X_{t-p} + EC + u \quad (2.4)$$

donde *EC* es la ecuación de cointegración y el número de rezagos seleccionados para esta prueba, está denotado por el subíndice *p*. Como se repitió el análisis para cada modelo considerando la posibilidad de cointegración entre 1 y 4 rezagos, los resultados sintetizados se muestran en la tabla 2.10.

Tabla 2-10.

Pruebas de cointegración de Engle – Granger y Johansen

Prueba de Engle y Granger	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Estadístico t calculado	-3.96	-3.85	-3.30	-4.92
Estadístico t crítico ^a	-4.11	-4.35	-4.35	-4.76
Prueba de Johansen				
Traza				
1 rezago	No	No	No	No
2 rezagos	No	No	No	No
3 rezagos	No	Sí	No	Sí
4 rezagos	No	No	No	No
Máximo Auto valor				
1 rezagos	No	No	No	No
2 rezagos	No	No	No	No
3 rezagos	No	No	No	No
4 rezagos	No	Sí	Sí	No

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. La prueba de estacionariedad de los residuos de Engle y Granger es realizada en la opción con intercepto. La prueba de Johansen verifica la presencia de un único vector de cointegración. Para ello se seleccionó la opción que permite tener una tendencia en los datos. Los rezagos se refieren a los valores delta (Δ) presentes en el modelo de corrección de errores.

^a Valores aproximados para una muestra de 50 observaciones y nivel de significancia del 5% (Engle y Yoo, 1987, pág. 157).

Entonces, la prueba de Engle y Granger es superada únicamente por el cuarto modelo puesto que es el único caso en donde la t calculada es superior a la t crítica correspondiente a un nivel de confianza del 95%.

El primer modelo no presenta un único vector de cointegración, sin embargo no fue fácil decidir el número de rezagos apropiado para los demás modelos porque para la prueba de Johansen se obtienen resultados diferentes al considerar la traza y el máximo valor propio. En este caso, la teoría señala que no hay una prueba significativamente mejor que otra; y en la práctica, mediante simulaciones ejecutadas con el método Monte Carlo, se ha comprobado que, si bien la traza posee mayor poder, muchas veces hay problemas relacionados con el tamaño de la muestra (Lütkepohl, Saikkonen, y Trenkler, 2001). Entonces se decide tomar por bueno cualquier resultado de ambas pruebas y, en la eventual existencia de conflicto sobre el número exacto de retardos, se prefiere tomar el valor más grande con la finalidad de captar mejor el aspecto dinámico. Así, los modelos 2 y 3 se estiman con 4 rezagos, y el modelo 4 con 3 rezagos. Como ejemplo específico relacionado con este último caso se muestra la ecuación de corto plazo :

$$\Delta C_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta C_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \vartheta_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \varphi_i \Delta D_{t-i} - \gamma(\mu_{t-1}) + e_t \quad (2.5)$$

En donde los valores Δ indican *primeras diferencias* y representan lo que ocurre en el corto plazo, los subíndices $t-i$ son los rezagos de las variables, *gamma* es el coeficiente de la ecuación de cointegración y μ_{t-1} es el residuo de la regresión (2.3) retardado un periodo. Como se mira en la ecuación (2.5), se permite una tendencia en los datos (aunque la prueba ADF rechaza esta hipótesis), ya que se acepta tener dos interceptas, la primera representada por α_0 y la segunda dentro de μ_{t-1} . De manera análoga se pueden encontrar las ecuaciones para los otros modelos.

En la última parte de este trabajo se implementa el modelo de Campbell y Mankiw (1989) que involucra variables instrumentales y estimación de mínimos cuadrados en dos etapas. Este modelo prevé lo siguiente:

Existen dos grupos de individuos Y_{1t} e Y_{2t} en el cual el ingreso total es:

$$Y_t = Y_{1t} + Y_{2t}$$

El primer grupo recibe λ del ingreso total y que el segundo grupo recibe $(1-\lambda)$ del ingreso total, por lo cual se puede escribir lo siguiente:

$$Y_{1t} = \lambda Y_t$$

$$Y_{2t} = (1 - \lambda)Y_t$$

Los individuos del primer grupo tienen una visión miope y consumen su ingreso transitorio, entonces:

$$C_{1t} = Y_{1t}, \text{ lo cual implica que:}$$

$$\Delta C_{1t} = \Delta Y_{1t} = \lambda \Delta Y_t$$

Al contrario, los individuos del segundo grupo siguen la hipótesis de ingreso permanente. Esta teoría de Hall nos dice que $E_t C_{t+1} = C_t$ en el que el consumo de hoy representa la mejor predicción para el consumo de mañana. Ello implica que:

$$\Delta C_t = \epsilon_t$$

En donde ϵ_t es un error de previsión racional, la innovación para el ingreso permanente, por lo que el cambio en el consumo es impredecible. Dicho esto, la ecuación del consumo para el segundo grupo de individuos es:

$$\Delta C_{2t} = (1 - \lambda)\epsilon_t$$

Habiendo llegado hasta este punto, el cambio para el consumo agregado es:

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda)\epsilon_t$$

En donde el cambio en el consumo es un promedio ponderado del cambio en el ingreso transitorio y de la innovación impredecible en el ingreso permanente. En este escenario, la hipótesis nula está representada por el ingreso permanente y la hipótesis alternativa es la existencia de estos consumidores miopes. Se quiere, entonces, verificar si existe una significancia tanto económica o práctica como estadística para λ . En el caso de haberla se prefiere esta nueva especificación y, en el caso de que el estimador pueda resultar 0, se puede rechazar la hipótesis de ingreso transitorio. Para efectuar la estimación es necesario que:

$$\mu = (1 - \lambda)\epsilon_t$$

Por lo tanto, la ecuación final estimada es la siguiente:

$$\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + \mu \quad (2.6)$$

En la estimación Δc_t representa la variación logarítmica del consumo y Δy_t representa la variación logarítmica de la renta. Esta última es estimada con los siguientes instrumentos: $\Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-4}, \Delta c_{t-2}, \dots, \Delta c_{t-4}, c_{t-2} - y_{t-2}$ (Campbell y Mankiw, 1989, p. 188).

VII. ESTIMACIÓN

Los resultados de las estimaciones de largo plazo, visibles en la tabla 2.11 y dejando momentáneamente a un lado el modelo 5 que se explica más adelante, sugieren que los únicos candidatos posibles para el análisis son el modelo 4 ARDL y el modelo 3 VEC puesto que presentan la condición necesaria de poseer un único vector de cointegración negativo y significativo. Según el primero de estos, un aumento de un 1 % en la renta permanente aumentaría el 1,13 % en el consumo final de los hogares, caracterizándose así por una fuerte elasticidad. Las otras variables cumplen una función de control, sin embargo resulta interesante e inesperado *a priori* el coeficiente asociado a la variable *tasa*, de hecho su valor positivo y significativo es contrario a la teoría económica, puesto que demuestra que al aumentar los intereses los individuos prefieren consumir más. Por lo que se refiere al vector de corrección de errores, se puede afirmar que para cada trimestre hay un ajuste aproximado del 46 % hacia el valor de largo plazo, y se puede considerar aceptable el R cuadrado ajustado de casi 0.5 relacionado con el modelo de corrección de errores. Una pequeña pero importante nota adicional en este caso hace referencia al criterio de exogeneidad débil (Engle, Hendry & Richard, 1983), el cual se puede comprobar mirando al parámetro relacionado con la velocidad de ajuste cuando a turno se ponen del lado izquierdo cada una de las variables que aparecen como regresores al estimar el consumo. Efectivamente, en este caso no todas ellas cumplen con este requisito puesto que el coeficiente asociado al término de corrección de errores de la riqueza es amplio y estadísticamente significativo con un nivel de confianza del 99 %. Al contrario, todas las demás variables parecen presentar exogeneidad, tal vez algo inesperado *a priori* por lo que se refiere al ingreso.

Tabla 2-11*Coefficientes de largo plazo de los modelos ARDL y VEC*

ARDL	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5 ^a
LNRGDP	0.95 *** (36.69)	0.83 *** (16.17)	1.13 *** (8.85)	1.15 *** (10.11)
RRIQ	0.04 ** (2.58)	0.01 (0.95)	0.06 ** (2.51)	0.03 (1.39)
TASA	0.87 *** (2.84)		2.29 ** (2.75)	2.33 *** (3.04)
DES		-0.51 (-1.39)	0.77 (1.27)	1.04 * (1.86)
VC(-1)	-0.25 (-1.04)	-0.32* (-1.75)	-0.46** (-2.46)	-0.56 *** (-3.05)
R ² ajustado	0.24	0.43	0.49	0.54
VEC				
LNRGDP	1.47 *** (18.02)	0.84 *** (26.53)	0.84 *** (4.35)	0.84 *** (51.43)
RRIQ	0.35 *** (7.02)	0.03 ** (2.04)	0.12 ** (3.49)	0.01 (0.99)
TASA	5.14 *** (5.66)		0.20 (0.15)	
DES		-0.04 (0.17)	-1.32 (1.40)	0.49 *** (3.75)
VC(-1)	0.04 (0.87)	-0.30 ** (-2.07)	-0.03 (-0.40)	-0.52 ** (-2.07)
R ² ajustado	0.17	0.40	0.31	0.39

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Variable dependiente LNRCONS. VC (-1) es el vector de cointegración. Por razones de claridad y síntesis no se muestran los coeficientes asociados a las constantes. Los R cuadrados ajustados se refieren al modelo de corrección de errores.

^a El modelo 5 fue incorporado para incluir una dummy que corrige el pronóstico dentro de la muestra. Valores t de student entre paréntesis. Valores p significativos: *10%, **5%, ***1%.

El modelo VEC, que a diferencia del ARDL fue estimado con mínimos cuadrados ordinarios⁷, exhibe un coeficiente más contenido referente a la renta permanente, en donde un aumento del 1 % daría lugar a un aumento del 0.84 % para el consumo final de

⁷ Gracias a la transformación de la ecuación de su forma estructural a su forma reducida

los hogares. El vector de corrección de errores señala que para cada trimestre existe un ajuste del 30 % hacia el estado estacionario. Otra variable destacada es la riqueza que resulta significativa y con el signo esperado. Se prefiere aquí abstenerse de comentarios sobre el coeficiente ya que esta variable proxy se basa en el índice real de precios a la construcción; en términos generales se puede decir únicamente que cuando aumenta el stock de riqueza debería aumentar el consumo. Por su lado, el R cuadrado ajustado resulta de 0.40, es decir, un poco menor respecto al modelo ARDL. Tal vez puedan existir otros factores capaces de explicar el consumo final de los hogares – posiblemente los factores subjetivos mencionados en el estado de la cuestión – sin embargo, se desea recordar que el modelo implementado aquí es fruto de la teoría econométrica y, por lo tanto, no sería apropiado efectuar una minería de datos con la inclusión y exclusión sistemática de variables según la conveniencia. Una nota aparte merece la variable *desempleo*, que no resulta significativa; el modelo que no la incorpora no registra los requisitos suficientes para relaciones estables de largo plazo (modelo 2) puesto que el vector de cointegración no resulta significativo.

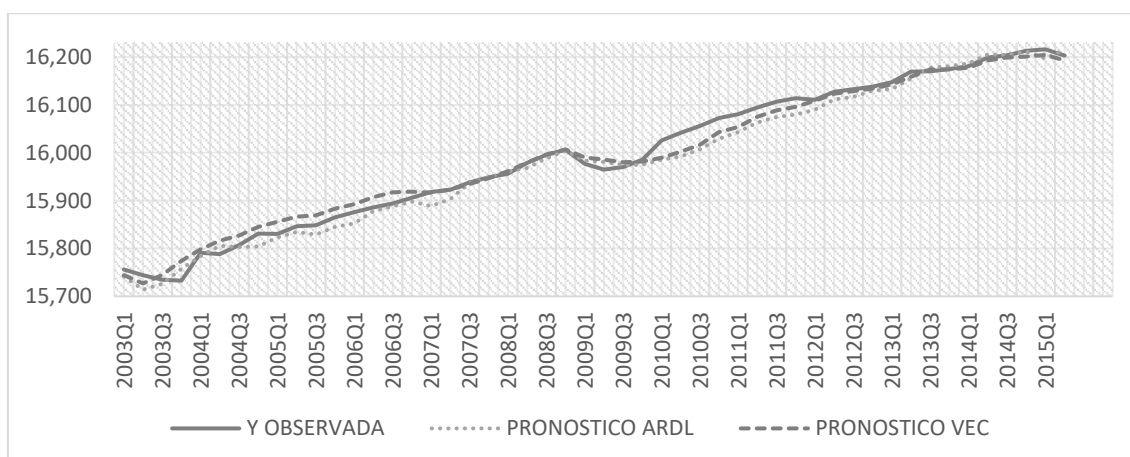


Gráfico 2-9 Comparación predictiva entre modelos ARDL y VEC

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. La y observada representa los valores en logaritmos del consumo final de hogares (LNRCONS) de la muestra. El pronóstico tanto ARDL como VEC representa la y estimada \hat{y} .

Adicionalmente, se puede comparar la capacidad predictiva de los dos modelos mediante el gráfico 2.9. Se puede afirmar que ambos parecen estar muy cercanos respecto a los valores observados y anteriormente al periodo de choque externo no se evidencia una preferencia por alguno de los dos. Al contrario, a partir del tercer trimestre 2008 hasta el cuarto trimestre 2012, el modelo VEC es superior al modelo ARDL, los residuos son

sistemáticamente menores. Cabe señalar aquí que para este periodo ambos modelos predicen menos de lo acontecido, tal vez no tomando plenamente en cuenta el posible efecto expansivo de la política fiscal que bajo el mandato de Correa, sobre todo en los primeros años, aumentó considerablemente el gasto público. Se decide entonces volver a estimar considerando la variable dicotómica $d1$ que toma valor igual a 1 para el periodo (2008q3 – 2012q4). Los resultados de largo plazo están entonces disponibles en la quinta columna de la Tabla 2-10: se observa en este caso que la inclusión de la dummy mejora el modelo ARDL puesto que la misma es estadísticamente significativa y por otro lado el R cuadrado ajustado aumenta de 0.49 a 0.54. Bajo esta nueva especificación la corrección del error es más rápida y pasa de -0.46 a -0.56. El análisis es un poco distinto para el modelo VEC puesto que la variable dicotómica no es estadísticamente significativa al nivel de confianza del 95 %, pero sí del 90 %, y el R cuadrado ajustado baja de 0.40 a 0.39. Una nota a parte la merece el vector de corrección de errores que se vuelve mucho más grande en términos absolutos pues pasa de - 0.30 a - 0.52.

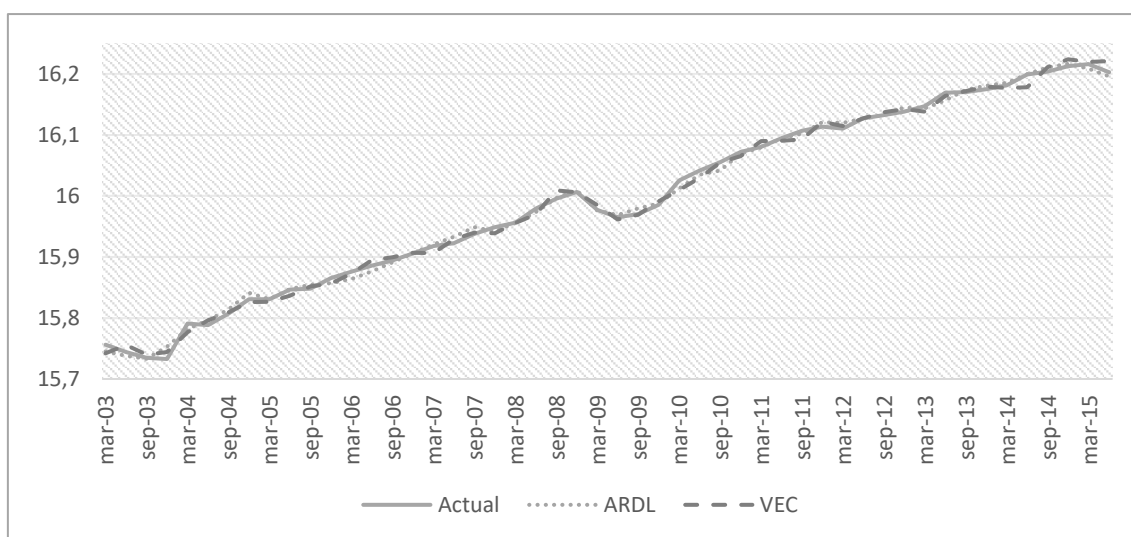


Gráfico 2-10. Pronóstico ajustado por la variable dummy

Fuente: elaborado por el autor.

Habiendo llegado hasta este punto es posible estimar los resultados para las elasticidades de corto plazo del modelo 5. La tabla 2.12 da cuenta de algo inesperado a priori, es decir que un aumento de la renta transitoria tiene como efecto una disminución del consumo, condición que se da con mayor fuerza bajo la especificación VEC. Otro resultado aparentemente contrario a la teoría económica está representado por la tasa de interés y el desempleo que llevan un coeficiente amplio y positivo en la modalidad ARDL.

Al contrario tanto la riqueza como el desempleo tienen coeficientes acordes a lo esperado en el modelo VEC.

Tabla 2-12

Elasticidades de corto plazo de los modelos ARDL y VEC

	D(LNRGDP)	D(RRIQ)	D(TASA)	D(DES)	D1
Modelo ARDL	-0.06	0.15	1.20	1.03	0.01 ** (2.43)
Modelo VEC	-0.50	0.15		-1.04	0.01 * (1.90)

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Variable dependiente D(LNRCONS). Los valores expuestos representan la suma de los coeficientes de los rezagos delta que resultaron significativos en un 95 %.

Resumiendo entonces, es posible que las elasticidades de corto plazo no resultasen significativas antes de la inclusión de la dummy debido, entre otras cosas, al fuerte aumento del gasto público. Para ello se decidió volver a estimar el modelo VEC ya que tiene mejor pronóstico respecto al modelo ARDL y además lleva resultados más acordes a la teoría. Según la prueba de Johansen existe cointegración (mediante traza) entre las variables del consumo, la renta, la riqueza y el gasto público cuando se usan dos rezagos. En la estimación se incluyó también la dummy introducida en el modelo 5. En este caso el vector de cointegración no resulta estadísticamente significativo y su valor es prácticamente igual a 0. Por lo que se refiere a los coeficientes de corto plazo, únicamente la riqueza es distinta de 0 con un nivel de confianza del 95%. Parece entonces que el gasto no es responsable de la subestimación en el pronóstico presentado en el Gráfico 2-9 y al final fue suficiente incluir la variable dicotómica a los modelos ya previamente presentados. De hecho, el gráfico 2-10 con los pronósticos que incluyen la variable ficticia presentan un ajuste muy alto y muy superior al gráfico anterior 2-9.

Se pueden entonces comparar los resultados de este estudio con otros trabajos. Así, por ejemplo, Tierra y Santamaría (2003) estudiaron el caso ecuatoriano en el periodo 1970 – 2001 encontrando un coeficiente de 0.3 relacionado con la elasticidad de largo plazo y de 0.57 para la de corto plazo, en donde la tasa de interés no resulta estadísticamente significativa. A nivel latinoamericano Liquitaya Briceño (2011) realiza

un estudio para México que considera el periodo 1970 – 2009 y sus resultados evidencian una elasticidad de corto plazo igual a 0.47 y una de largo plazo de 0.99.

Finalmente, puede resultar interesante aplicar a Ecuador el modelo de agentes heterogéneos de Campbell y Mankiw, esos resultados son visibles en la tabla 2.12, en la que se observa que los coeficientes encontrados no son estadísticamente significativos, por lo que tal vez se debería rechazar esta especificación alternativa. Sin embargo, el coeficiente asociado a los individuos con visión miope (λ) resulta de gran amplitud y, si se dispusiera de una muestra más grande, tal vez el error estándar se reduciría de tal forma que el estadístico t resultaría significativo.

Tabla 2-13

Teoría del consumo de Campbell-Mankiw aplicada a Ecuador (periodo 2003-2015)

Modelo	Instrumentos	μ	λ
$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t$	$\Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-4}$	0.004	0.495
	$\Delta c_{t-2}, \dots, \Delta c_{t-4}$	(1.143)	(1.670)
	$c_{t-2} - y_{t-2}$		

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Regresión de variables instrumentales con mínimos cuadrados en 2 etapas. Δc_t representa la diferencia logarítmica del consumo real. De manera análoga Δy representa la diferencia logarítmica de la renta real. Valores t de student entre paréntesis y errores estándares HAC (Newey-West).

VIII. CONCLUSIONES

Este artículo intentó estudiar la función de consumo final de hogares para Ecuador en el periodo de la dolarización. Se encontró que la renta transitoria tiene un efecto negativo sobre la variable dependiente, dato que puede constituir un problema para políticas fiscales expansivas puesto que, *ceteris paribus*, a corto plazo no van a estimular el consumo. Al contrario, la renta permanente resultó fuertemente significativa con un nivel de confianza del 99 % tanto en la regresión ARDL como también VEC. En el primer caso se encontró un coeficiente más grande y superior a la unidad y en el segundo caso la elasticidad de largo plazo nos demuestra que al aumentar un 1 % la renta permanente, el consumo final de hogares aumentaría un 0,84 %, lo cual puede considerarse amplio si se compara con otros países. Por tanto, la política económica debe estar orientada, más que por factores coyunturales, a mejorar los componentes estructurales de la economía de tal

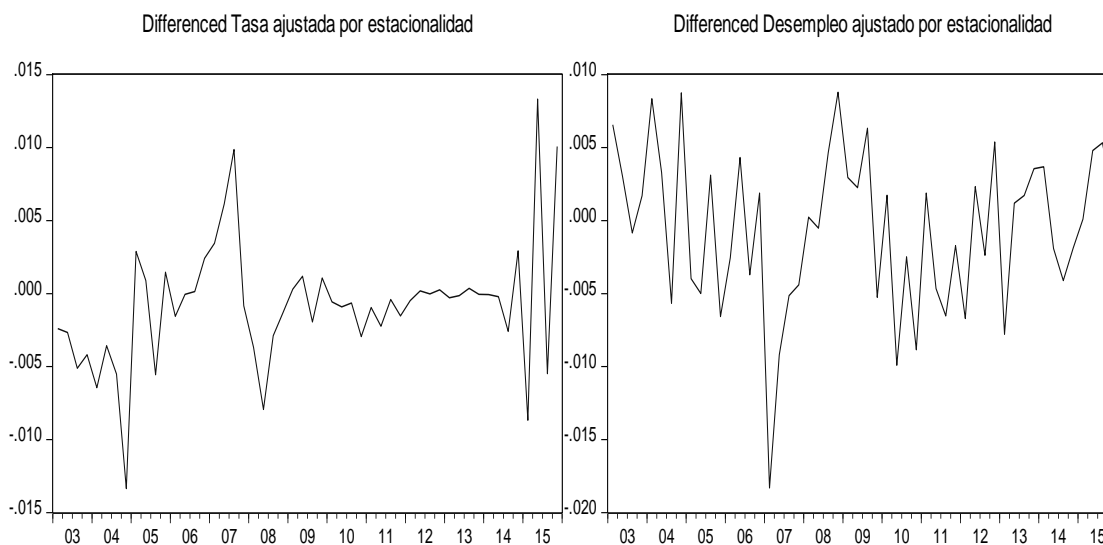
manera que favorezca un aumento de los ingresos considerados “constantes” en el decurso de toda una vida. Aquí la teoría resalta la importancia de la inversión en capital físico y humano, condicionados a una mejora tecnológica.

Otros resultados cardinales fueron que a corto plazo la variable riqueza también explica el consumo y resultó tener un coeficiente significativo y directamente proporcional a esta. Además, el vector de corrección de errores indicó que para cada trimestre existe un ajuste aproximado comprendido entre el 52 % y 56 %, según el modelo considerado, hacia el equilibrio de largo plazo. Y cabe señalar como mediante variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas se debió rechazar de manera estadística el modelo de Campbell y Mankiw de agentes heterogéneos.

Una sugerencia para estudios posteriores es analizar una muestra más grande que tome en cuenta el periodo previo a la dolarización y que use incluso datos anuales para que pueda incluirse el impacto de los impuestos, que reducen la renta disponible. Además, se puede intentar usar otra proxy para la variable riqueza, puesto que aquí se implementó el índice real de precios a la construcción suponiendo que si este aumentaba también lo hacían los bienes y raíces, sin embargo no se consideró el aspecto de la riqueza financiera, ya que la hipótesis inicial fue que la bolsa de valores ecuatoriana reviste un carácter marginal en la economía.

IX. ANEXOS

A. Gráficos inherentes la primera diferencia de la tasa de interés y el desempleo



B. Prueba de cointegración de Johansen

Johansen propuso dos tipos de pruebas para identificar el número de relaciones de cointegración (r):

- La prueba de máximo valor propio está basada en la razón de máxima verosimilitud $\ln[L_{MV}(r)/L_{MV}(r+1)]$. Se efectúa secuencialmente para $r = 0, 1, \dots, n-1$. Fundamentalmente corrobora la hipótesis nula de que el rango de cointegración es r versus la alterna de que el rango de cointegración es $r+1$. El estadístico de prueba es:

$$l_{r+1}^* - l_r^* = -\frac{T}{2} \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

- La prueba de la traza se basa en la razón de máxima verosimilitud $\ln[L_{MV}(r)/L_{MV}(n)]$ y es efectuada secuencialmente para $r = n-1, \dots, 1, 0$. Aquí se comprueba la hipótesis nula de que el rango de cointegración es r frente a la alternativa que el rango de cointegración es n . El estadístico de prueba es:

$$l_A^* - l_0^* = -\frac{T}{2} \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ (Morán, Bucyibaruta, y Rivera, 2013)}$$

En donde λ son los autovalores (eigenvalues) estimados.

X. BIBLIOGRAFÍA

- Ali Kazmi, S. M. (2015). Real Private Consumption Expenditure Modeling An Empirical Study on Pakistan. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(17), 36-47.
- Alimi, S. R. (2015). Estimating Consumption Function under Permanent Income Hypothesis: A Comparison between Nigeria and South Africa. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 5(11), 285-298.
- Altunc, Ö. F., & Aydin, C. (2014). An estimation of the Consumption Function Under the Permanent Income Hypothesis: The case of D-8 Countries. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 29-42.
- Aydilek, H., & Aydilek, A. (2020). Do we really need heterogeneous agent models? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.01.014>
- Banco Central del Ecuador (2017). Metodología Información estadística mensual. 4ta edición. Quito: Publicaciones Económicas. ISSN-0408-327X.

- Bonilla Bermeo, J. D., León Bazan, Y. Y., & Delgado Guerrero, J. S. (2018). Hipótesis del ingreso permanente: fundamentos y evaluación a nivel local. *Espacios*, 39(37), pp.29-41.
- Campbell, J. Y., & Mankiw, G. N. (1989). Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence. *NBER*, 4, 184-246.
- Carroll, D. R., & Higgins, A. (2015). The behavior of Consumption in Recoveries. *Federal Reserve Bank of Cleveland*. Recuperado el 10 de septiembre 2020.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. S., & Trabandt, M. (2018). On DSGE Models. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 113 – 140.
- Dornbusch, R., Fischer, S., & Startz, R. (2009). *Macroeconomía* (Décima ed.). México: McGraw Hill.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, saving, and the theory of consumer behavior*. Cambridge: Harvard University Press.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. Alabama: Wiley.
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J.-F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51(2), 277 - 304
- Engle, R. F. y Yoo, B. S. (1987). Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics*, 35 (1), 143 – 159.
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In M. Friedman, *A theory of the consumption function* (pp. 20-37). Princeton University Press.
- Fuhrer, J. C. (1992). Do consumers behave as the Life-Cycle/Permanent-Income theory of consumption predicts? *New England Economic Review*, 3-14.
- Kaplan, G., Moll, B., & Violante, G. L. (2018). Monetary Policy According to Hank. *American Economic Review*, 108(3), 697 – 743.
- Keynes, J. M. (1998). *Teoría general del empleo, el interés y el dinero*. Madrid: Aosta.

- Liquitaya Briceño, J. D. (2011). La teoría del ingreso permanente: un análisis empírico. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, 6(1), 33 – 61.
- Lütkepohl, H., Saikkonen, P. y Trenkler, C. (2001). Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process. *The Econometrics Journal*, 287-310.
- Ma, E. (2019). The Heterogeneous Responses of Consumption between Poor and Rich to Government Spending Shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(7), 1999 - 2028.
- Mankiw, N. (1982). Hall's consumption hypothesis and durable goods. *Journal Of Monetary Economics*, 10(3), 417-425. doi: 10.1016/0304-3932(82)90036-8
- Modigliani, F. (1966). The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social Research*, 160-217.
- Morán, Y., Bucyibaruta, G., & Rivera, D. (2013, Diciembre 9). Cointegración. México. Retrieved from https://www.cimat.mx/~jortega/MaterialDidactico/ST2013/Presentacion_cointegracion_final.pdf
- Nikbin, B., & Panahi, S. (2016). Estimation of Private Consumption Function of Iran: Autoregressive Distributed Lag Approach to Co-integration. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2), 653-659.
- Parra Rodríguez, E. M. (2016). Hipótesis de ingreso permanente y consumo en Colombia 1952 - 2014. *Econografos Escuela de Economía*, 1-33.
- Rao, B. B., & Sharma, K. L. (2007). Testing the permanent income hypothesis in the developing and developed countries: A comparison between Fiji and Australia. *MPRA(2725)*, 1-14.
- Reis Gomes, F. A. (2012). A direct test of the permanent income hypothesis: the brazilian case. *Brazilian Business Review*, 87-102.
- Rius, A., & Román, C. (2015). Consumo y crecimiento en América Latina y el Caribe: las luces del bienestar y las sombras de la sostenibilidad. Serie Documento de Trabajo,

DT/2015. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República. Uruguay.

Roa, M. J., y Mejía, D. (2018). Decisiones financieras de los hogares e inclusión financiera: evidencia para América Latina y el Caribe. Ciudad de México: CAF y CEMLA. Retrieved from <http://scioteca.caf.com/handle/123456789/1188>

Saad, W. (2011). An Econometric Study of the Private Consumption Function in Lebanon. *International Research Journal of Finance and Economics* (61), 29-41.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2012). *Introducción a la econometría*. Madrid: Pearson Educación, S.A.

Tierra Tierra, A., & Vistin Santamaría, N. (2003). *Cálculo de la elasticidad del consumo – ahorro respecto al ingreso disponible y la tasa de interés para el caso ecuatoriano: año 1970 – 2001* (tesis de grado). Escuela Superior Politécnica del Litoral.

3. LA ELASTICIDAD DE LA DEMANDA DE EXPORTACIONES ECUATORIANAS EN EL PERIODO DOLARIZADO

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*. Observando la práctica más común a nivel internacional, se empleó también como variables explicativas reales la renta del socio comercial, la tasa de cambio y la volatilidad. Los principales hallazgos evidencian que a corto plazo la mayoría de coeficientes no son significativos. Representan excepciones la inelasticidad de las exportaciones petroleras con respecto a su índice de precios, la elasticidad de la tasa de cambio real multilateral para las exportaciones no petroleras no tradicionales, el gran coeficiente asociado a la renta extranjera chilena y la estimación peruana. 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, ARDL, Modelo de Corrección de Errores, VEC

Clasificación JEL: C22, F10, F14, F31

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. In fact, looking at what is done more frequently internationally, it is decided to take into account as real explanatory variables the GDP of the commercial partner, the exchange rate and volatility. The main findings show that in the short term most coefficients are not significant. However, there are exceptions such as the inelasticity of oil exports with respect to their price index, the elasticity of the multilateral real exchange rate for non-traditional non-oil exports, the large coefficient associated with Chilean foreign income and the Peruvian estimates. 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

I. 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 plazo 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:

$$TR = \frac{E * P_i}{E_i * P} * 100 \quad (3.1)$$

En 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 esta 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 rezagos 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 analiza 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.

II. 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 este 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 – Guijarro (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 (2013) 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 (2014) 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. Demirahn y Demirahn (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 (2015) 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 puede 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 y Jensen, 2004). En ciertas circunstancias, algunos autores prefieren estimar con modelos VEC, es el caso por ejemplo de Cermeño y Rivera Ponce (2016), quienes aplicaron el modelo a México y encontraron cointegración entre variables y coeficientes significativos.

III. LAS EXPORTACIONES

Es necesario iniciar explicando cómo han evolucionado en el tiempo las exportaciones ecuatorianas en términos de valor.

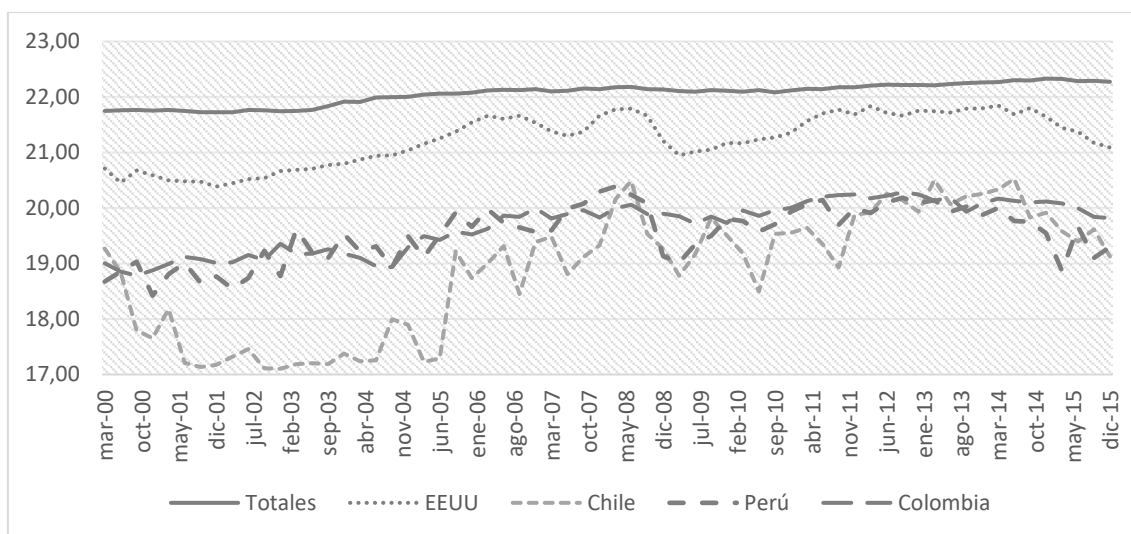


Gráfico 3-1 Exportaciones logarítmicas reales del Ecuador expresadas en valores trimestrales para el periodo 2000-2015, año base 2007

Fuente: Banco Central del Ecuador.

Nota. 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.

El gráfico 3.1 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.

Otro dato que devela 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 del 2008 estos tres países constituyen mercados muy parecidos en términos de importancia para Ecuador.

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; los productos vendidos se pueden visualizar en la siguiente tabla:

Tabla 3-1.

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: Banco Central del Ecuador.

Un dato relevante que ofrece la tabla 3.1 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*.

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 del 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 toma 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 luego 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 3.2 ayuda a encontrar la respuesta: sin duda, el dato más relevante es el porcentaje de productos primarios vendidos al extranjero, el 76 %. Si se compara con 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, estas 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 –el café, cacao, madera– el concepto es siempre el mismo.

Tabla 3-2

Principales exportaciones del Ecuador en el año 2000

Producto	Valor (miles de millones de USD)
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: BCE.

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)⁸ 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 propender 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 finanza 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 cual es necesario 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 Europea⁹, se explica el bajo valor de las exportaciones hasta el 2015, 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

⁸ El paper fue publicado para el International Growth Center, el cual está dirigido en conjunto por la London School of Economics y la Universidad de Oxford.

⁹ Válido para el periodo considerado, después del 2015 si se llegó a un acuerdo con la UE.

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 Canadá¹⁰.

La pertenencia a la Comunidad Andina merece un enfoque más detallado, de hecho, como lo indica el SICE (Sistema de Información sobre Comercio Exterior) (2020), institución que forma parte de la organización de los Estados Americanos, 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 aplicar la leva cambiaria 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, Palma, Vasquez, Barragan y Landivar, 2017).

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 3.2 enseña 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

¹⁰ Para mayor información, consultar la página del Ministerio de Comercio Exterior de Ecuador, sección programas y servicios, subsección acuerdos comerciales.

Banco Central coloca dentro de esta serie son: banano y plátano, café y elaborados, camarón, cacao y elaborados, atún y pescado.

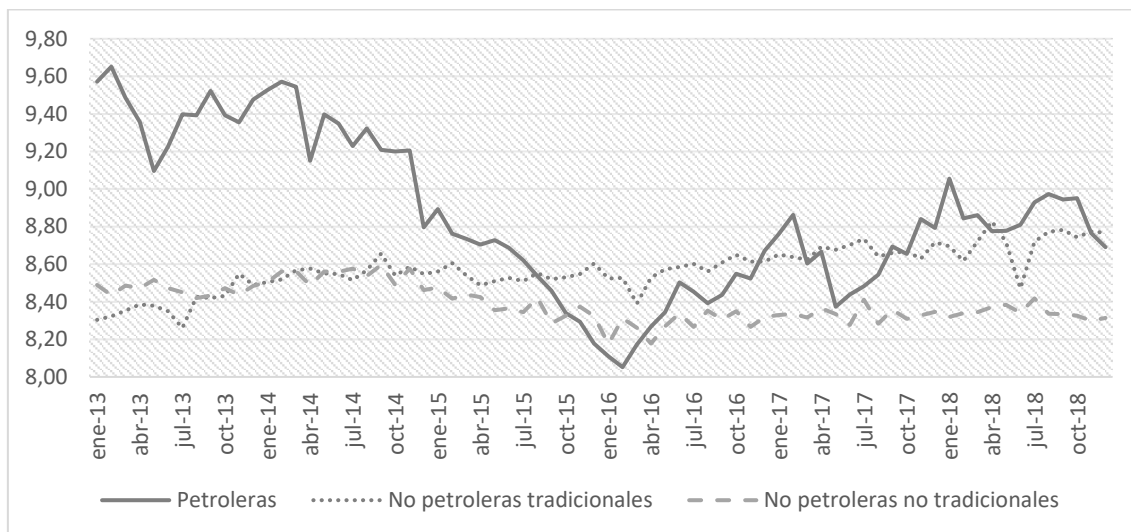


Gráfico 3-2 Exportaciones logarítmicas reales por grupo de productos exportables de Ecuador, medición mensual para el periodo 2013-2018

Fuente: Banco Central del Ecuador

Nota. Los valores nominales han sido divididos por el índice de precios a la producción IPP y ajustados por estacionalidad mediante la técnica ARIMAX13.

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 33 % (en términos reales). Al principio existe una baja 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 baja 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 28 %.

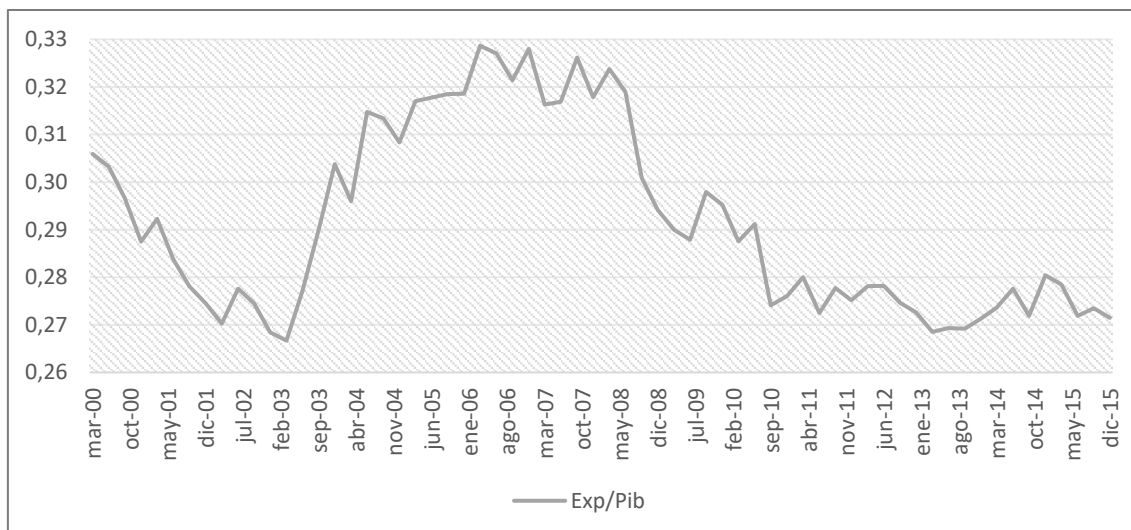


Gráfico 3-3 Cociente entre exportaciones y Pib de Ecuador en el periodo 2000-2015

Fuente: BCE

IV. LA RENTA DEL SOCIO COMERCIAL

El gráfico 3.4 ilustra cómo se ha comportado el PIB real para el principal mercado de destino de los productos ecuatorianos, los EE.UU.

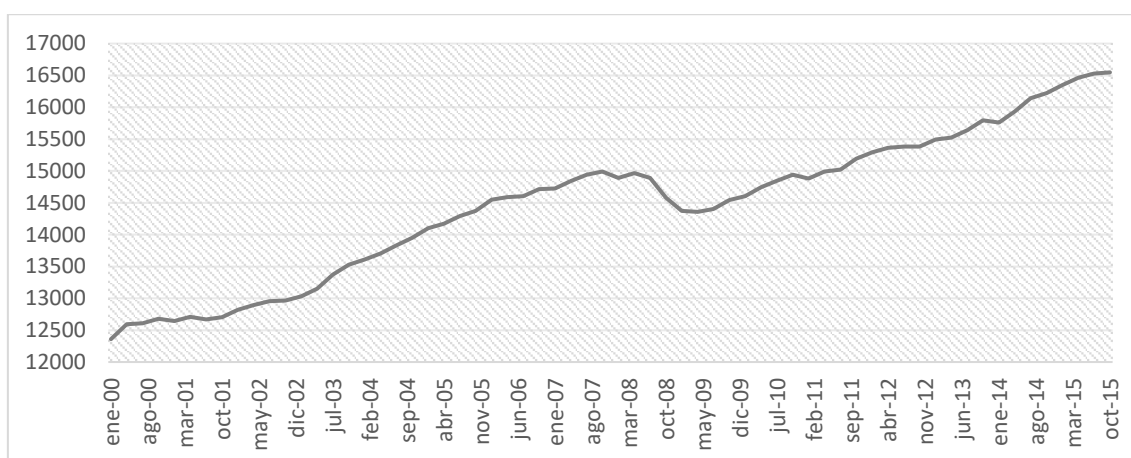


Gráfico 3-4 Evolución del Pib real de EE.UU expresado en miles de millones, periodo 2000-2015

Fuente: Federal Reserve de St. Louis

Esta serie fue tomada por separado respecto a las demás, primero porque los valores están anclados al año 2009, en cambio el año base en las otras tres series es el 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 2015.¹¹

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.

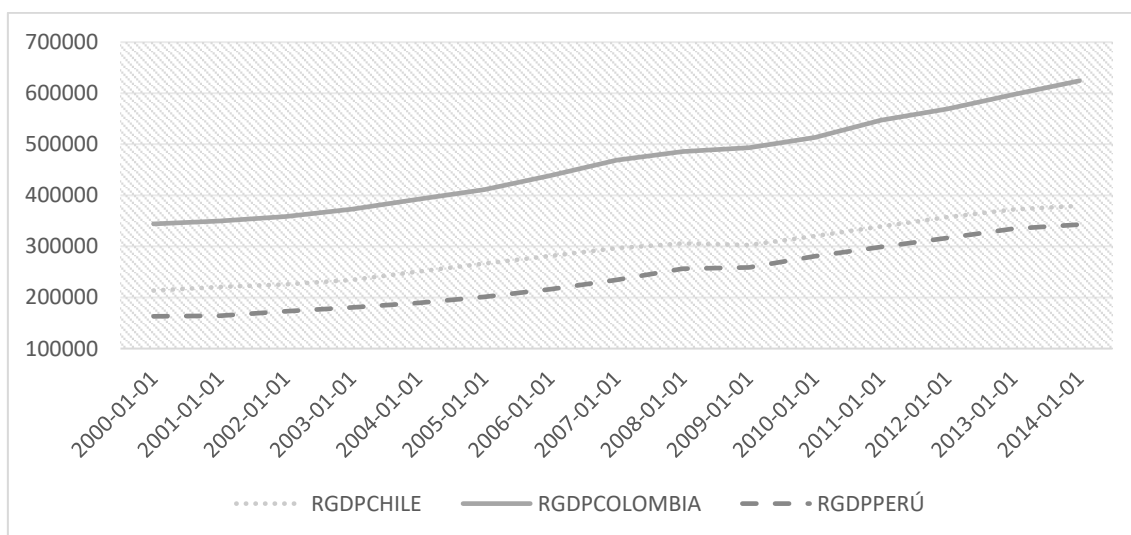


Gráfico 3-5 Pib real de Perú, Colombia y Chile en el periodo 2000-2014

Fuente: Reserva Federal de San Louis.

El gráfico 3.5 da cuenta de los otros tres socios comerciales del país. Lo primero que se observa es la marcada tendencia común a experimentar un leve incremento en su

¹¹ 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.

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.

V. LA TASA DE CAMBIO REAL Y LA VOLATILIDAD

Otra variable analizada en el modelo es la tasa de cambio real. En el gráfico 3.6 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.

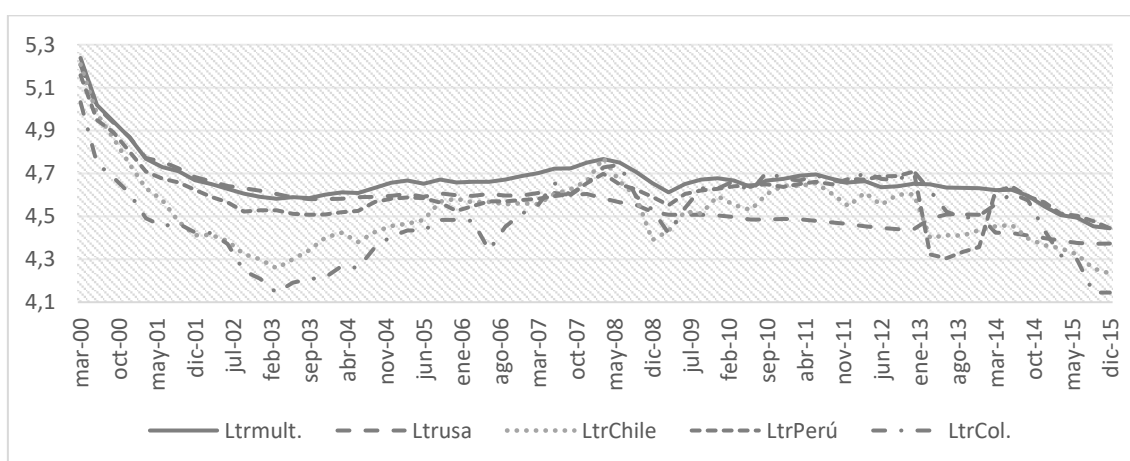


Gráfico 3-6 Logaritmos de las tasas de cambio real multilateral y bilaterales de Ecuador con respecto a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015

Fuente: Banco Central del Ecuador.

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 dos gráficos, 3.6 y 3.7 deberían estar trazados de manera casi especular.

El gráfico 3.7 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 baja 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.

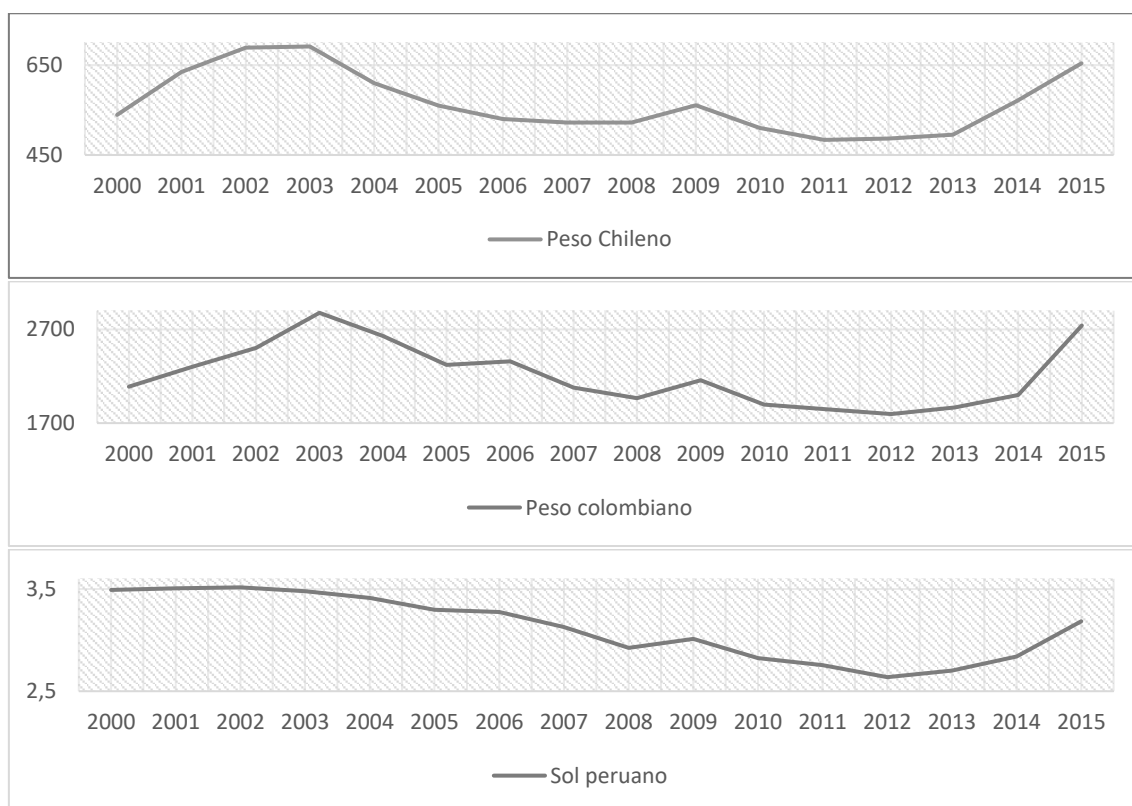


Gráfico 3-7 Tasas de cambio nominales de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015

Fuente: Banco Mundial

Como ya adelantamos, si se comparan las series dispuestas en el gráfico 3.7 con aquellas del gráfico 3.6 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 3.8 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 3.6), pero en este 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.

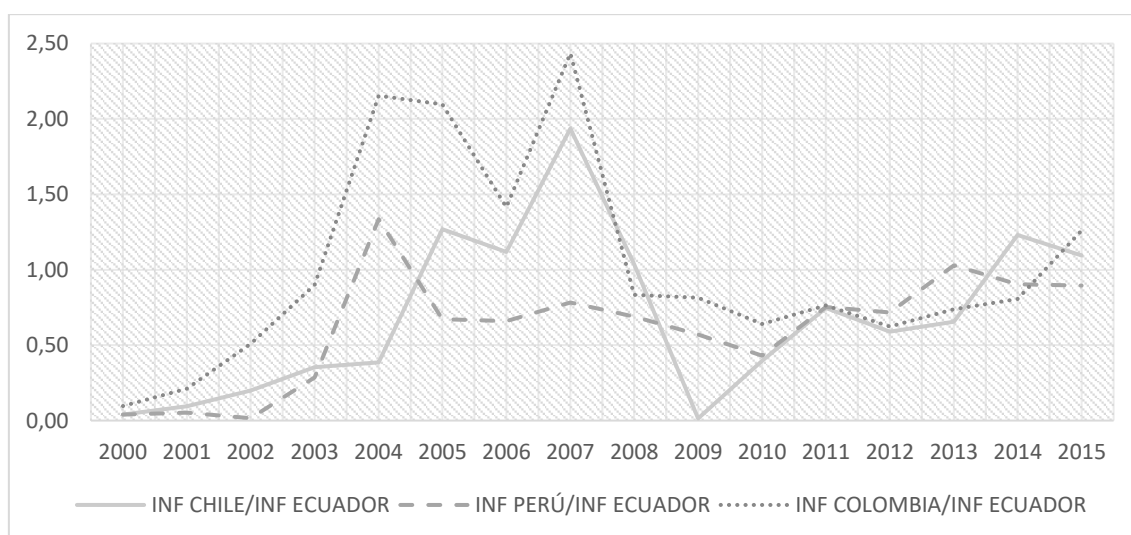


Gráfico 3-8 Cociente entre inflación extranjera y doméstica de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2000-2015

Fuente: Banco Mundial

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 3.9. 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.

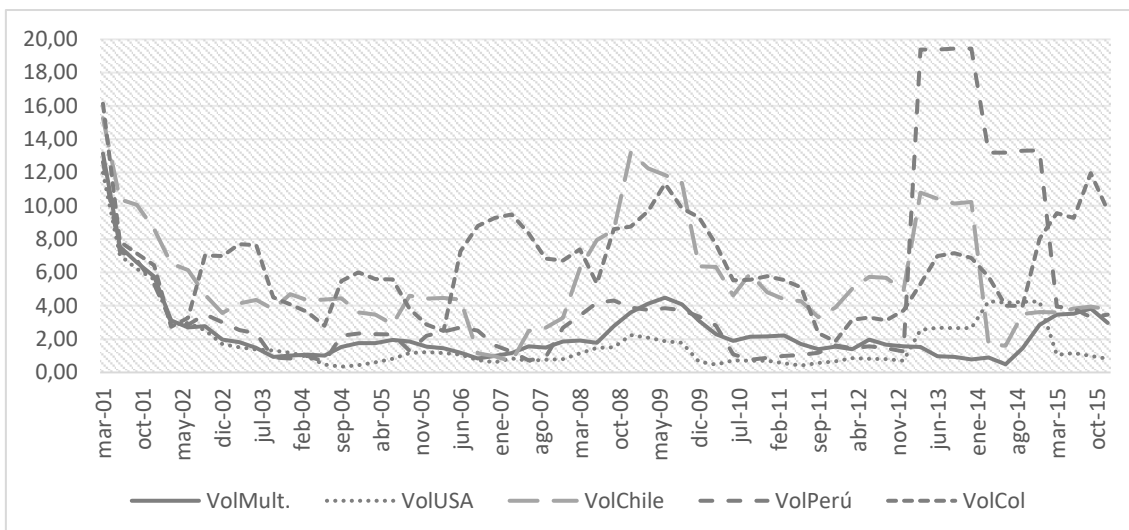


Gráfico 3-9 Volatilidad de las tasas de cambio real multilateral y bilaterales de Ecuador en relación a sus principales socios comerciales en el periodo 2001-2015

Fuente: Elaborado por el autor en base a los datos del Banco Central del Ecuador y de la Reserva Federal de San Luis.

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 3.10 destaca que al parecer hubo un pico de volatilidad en septiembre de 2015 y de manera un poco menor en marzo de 2018.

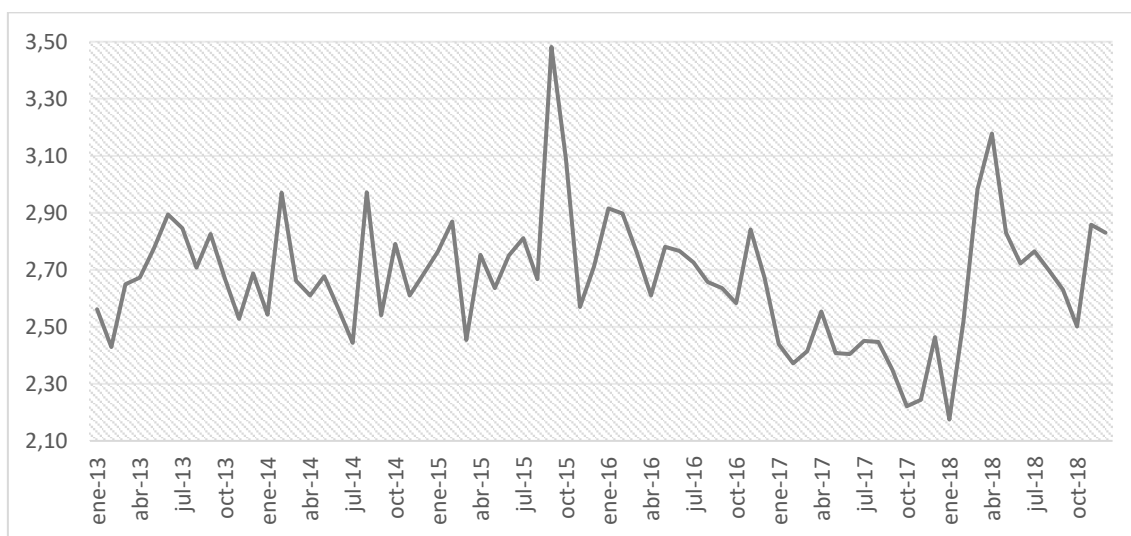


Gráfico 3-10 Logaritmo del índice VIX en el periodo 2013-2018

Fuente: elaborado por el autor.

VI. 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 del 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 este son provisionales y, por ello, suelen ser sujetos a variaciones sustanciales. Los primeros valores, hasta el año 2003, han sido excluidos en las estimaciones porque existe un quiebre 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, el cual 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 del 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):

$$VOL_t = \left[\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln TR_{t+i-1} - \ln TR_{t+i-2})^2 \right]^{1/2} \quad (3.2)$$

En 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, el cual 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 rezagos 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 rezagos y adelantos y se selecciona 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 rezagos. 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, las cuales 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 rezagos. 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 :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum \delta_k \Delta x_{2t-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \theta_2 x_{2t-1} + e_t \quad (3.3)$$

Como se observa, esta ecuación no restringida¹² 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_{t-1} , x_{t-2} (Giles, 2013). Como detalle, hay veces en que el criterio de información no sugiere incorporar rezagos 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} .¹³

Después se aplica un F test, en el que la hipótesis nula es $\theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$ y, si esta 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 con base en el 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 θ_i con respecto θ_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, el cual 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:

$$\begin{aligned}
 LXSA_t = & \beta_0 + \beta_1 LGSA_t + \sum_{j=-2}^2 \theta_j \Delta LGSA_{t-j} + \beta_2 LTSA_t + \\
 & \sum_{j=-2}^2 \vartheta_j \Delta LTSA_{t-j} + \beta_3 LVSA_t + \sum_{j=-2}^2 \varphi_j \Delta LVSA_{t-j} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{3.4}$$

¹² Llamada por Pesaran, Shin y Smith (2001) *Conditional ECM*, que es como aparece en Eviews 10.

¹³ véase a tal proposito el manual de Eviews

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 rezagos 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:

$$\Delta LXSA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta LXSA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta LGSA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta_i \Delta LTSA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \Delta LVSA_{t-i} - \gamma(\mu_{t-1}) + e_t \quad (3.5)$$

En donde los valores Δ indican primeras diferencias y representan lo que ocurre en el corto plazo, los subíndices $t-i$ son los rezagos de las variables, γ el coeficiente de corrección de errores y μ_{t-1} el residuo de la regresión (3.3) retardado un periodo. Como se observa en la ecuación (3.5), se permite una tendencia en los datos puesto que se aceptan dos interceptas, la primera representada por α_0 y la segunda presente internamente a μ_{t-1} .

VII. 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 β_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, la cual puede darnos una indicación previa al respecto, recordando que todo puede cambiar una vez que se ha controlado por más factores.

Observando la tabla 3.3, 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 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, esta 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 este represente una mejor proxy para la volatilidad, pero las decisiones fueron tomadas siguiendo la literatura.

Tabla 3-3*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: elaborado por el autor.

Tabla 3-4*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
PRIMERAS DIFERENCIAS				
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: elaborado por el autor.

Nota. Los números presentes en la tabla corresponden a los valores p encontrados aplicando la Prueba Dickey-Fuller aumentada con constante y tendencia.

Mirando ahora las cifras que arroja la tabla 3.4, 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. Por su lado, en las exportaciones no petroleras tradicionales se rescontró 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, el cual arrojó un valor de 0.03. El gráfico 3.11 aclara este asunto.

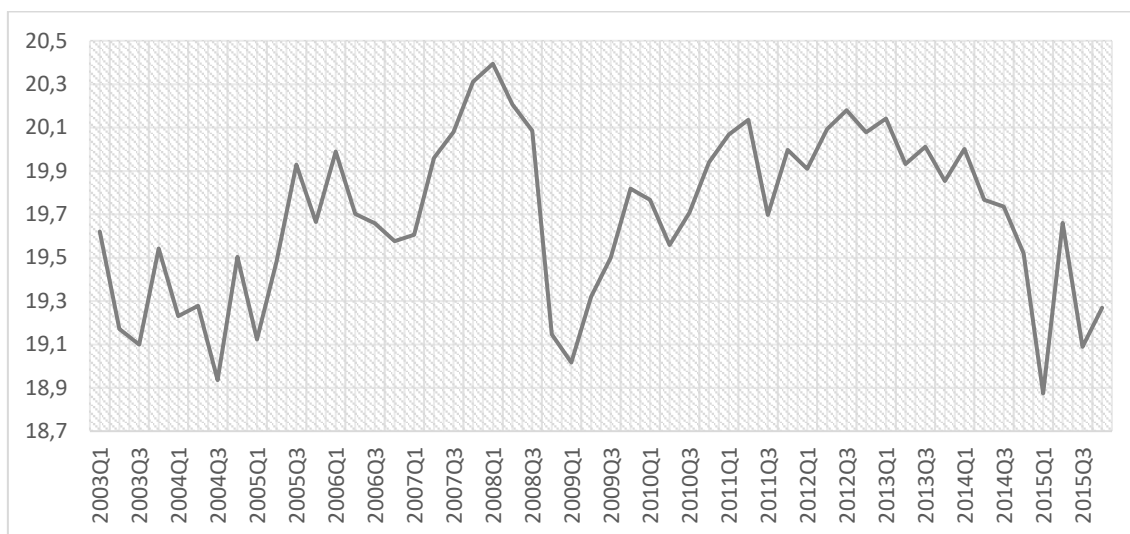


Gráfico 3-11 Logaritmo de las exportaciones ecuatorianas reales desestacionalizadas hacia Perú en el periodo 2003-2015

Fuente: elaborado por el autor, datos BCE.

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 rezagos 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 3.5, el modelo agregado lleva dos adelantos y dos rezagos 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 rezagos. Tampoco existen controversias para el caso chileno en el que se ha usado dos adelantos y un rezago. Y para Colombia, se prefirió, como aconsejan la mayoría de criterios, usar un adelanto y dos rezagos.

Tabla 3-5*Selección óptima de adelantos y rezagos para los modelos ARDL estimados con MCO*

TOTALES				
	R ^a	AK ^b	SC ^c	HQ ^d
(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

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Los valores entre paréntesis indican respectivamente el número de adelantos y rezagos.^aR cuadrado ajustado^bCriterio de Akaike^cCriterio bayesiano de Schwarz^dCriterio de Hannan y Quinn

Los números de la tabla 3.6 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 rezagos 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 rezago. 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 rezagos. Para Colombia, ambas pruebas rechazan la presencia de cointegración.

Tabla 3-6

Pruebas de cointegración

Engle y Granger ^a	Totales	EE.UU	Chile	Colombia
Estadístico t calculado	-3.78	-5.51	-5.03	-4.28
Johansen ^b				
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

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. ^aLa 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 y Yoo, 1987, pág. 157).

^bPara 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 rezagos, respectivamente de 1 a 4, los cuales corresponden a los valores delta de las variables en el modelo de corrección de errores.

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 3-7*Selección de rezagos 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*

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Para los grupos de productos se usaron 12 rezagos porque los datos poseen cadencia mensual y para los demás casos se implementaron 4 rezagos 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.

Para la selección óptima de rezagos de los modelos de vectores autorregresivos de corto plazo se puede mirar la tabla 3.7 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 rezago, mientras que este último es estimado sin rezagos para las variables explicativas, incluyendo un único rezago para la variable dependiente, con la finalidad de captar los factores no observados (Wooldridge, 2015).

VIII. 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 3.8, por lo general existen coeficientes estadísticamente no significativos, y las volatilidades tampoco ofrecen significancia práctica.

Tabla 3-8

Elasticidades de corto plazo de los modelos VAR

	LGSA	LTSA	LVSA ^b	R ² ajust.
petroleras	0.71 *** (2.73)	1.88 (0.82)	0.01 (0.08)	0.14
no petroleras tradicionales ^a	-0.63 (-1.55)	0.93 (0.94)	-0.01 (-0.20)	0.10
no petroleras no tradicionales	-0.42 (-1.09)	2.01 ** (2.09)	0.03 (1.08)	0.34
Perú	8.32 * (1.87)	0.21 (0.22)	-0.00 (-0.13)	0.39
Colombia	1.62 (1.30)	0.31 (1.29)	-0.01 (-0.55)	0.06

Fuente: elaborado por el autor.

Nota: 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.

^a 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 %.

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 este 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.

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 exhiben en la tabla 3.9. 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 rezago 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 cual 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.

Tabla 3-9*Resultados de corto y largo plazo para los modelos ARDL y VEC*

ARDL ^a								
	Corto plazo ^b				R ² _{aj.}	Largo plazo		
	LGSA	LTSA	LVSA	EC(-1)		LGSA	LTSA	LVSA
TOTALES	0.00	0.00	0.00	-0.32 ** (-2.16)	0.13	1.19 *** (8.24)	0.75 ** (2.17)	-2.02 (-1.55)
EE.UU	-6.04	2.28	-0.00	-0.61 *** (-7.23)	0.57	6.53 *** (5.77)	1.20 (1.20)	-0.14 *** (-2.95)
CHILE	16.38	0.00	0.00	-0.55 ** (-2.08)	0.20	3.03 *** (5.81)	0.34 (0.29)	0.06 ** (2.30)
VEC								
TOTALES	0.00	0.00	0.00	-0.12 *** (-3.64)	0.25	0.73 *** (4.08)	0.40 (1.12)	-12.75 *** (-5.37)
EE.UU	6.59	0.00	0.18	-0.33 *** (-3.82)	0.46	7.42 *** (9.37)	1.46 ** (2.31)	-0.26 *** (-7.27)
CHILE	15.37	0.00	0.00	-0.83 *** (-5.71)	0.51	2.92 *** (5.17)	0.74 (1.10)	0.05 ** (2.56)

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Variable dependiente exportaciones (LXSA).^a Errores estándares robustos a heterocedasticidad y autocorrelación HAC.^b En este caso, los coeficientes representan la suma de los rezagos 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.

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 esta 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 cual 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 rezagos se fundamenta en el criterio de Schwarz y se aplica con la finalidad de mantener contenido el número de rezagos, pues la muestra es corta. En el apéndice, se encuentra en detalle la ecuación no restringida (conditional ECM) para cada caso.

La tabla 3.10 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 3-10

Estimaciones ARDL con método de Pesaran, Shin y Smith

ARDL ^a									
	Corto plazo ^b					Largo plazo			
	LGSA	LTSA	LVSA	EC ^c (-1)	R ² _{aj.}	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)	

Fuente: elaborado por el autor.

Nota. Variable dependiente exportaciones (LXSA).

^a Errores estándares robustos a heterocedasticidad y autocorrelación HAC.

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

^c 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*.

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 rezago) 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 apartado 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.

IX. 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, a parte el 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, Shin y Smith (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.

X. ANEXOS

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:

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

XI. BIBLIOGRAFÍA

Acosta, A., Cajas – Guijarro, J. (2020). Ecuador...20 años no es nada: a dos décadas del mito dolarizador.

AJS Simoes, CA Hidalgo. The Economic Complexity Observatory: An Analytical Tool for Understanding the Dynamics of Economic Development. Workshops at the Twenty-Fifth AAAI Conference on Artificial Intelligence. (2011).

<http://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/ecu/>

Belloc, M., y Di Maio, M. (2011). Survey of the literature on successful strategies and practices for export promotion by developing countries. *IGC Working Paper 11/0248*. <http://www.theigc.org/wp-content/uploads/2011/06/Belloc-Di-Maio-2011-Working-Paper.pdf>

Bernard, A. B., & Jensen, B. J. (2004). Why some firm export. *The Review of Economics and Statistics*, 86(2), 561 – 569.

Bredin, D., Fountas, S. y 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(2), 193-208

Buzaushina, A. (2014). Trade elasticities in transition countries. *International Economics and Economic Policy*, 12(2), 309-335. <http://dx.doi.org/10.1007/s10368-014-0273-z>

- Cermeño, R. S., & Rivera Ponce, H. (2016). La demanda de importaciones y exportaciones de México en la era del TLCAN - Un enfoque de cointegración. *El Trimestre Económico*, 127-147.
- Demirhan, E., & Demirhan, B. (2015). The dynamic effect of exchange-rate volatility on Turkish exports: Parsimonious error-correction model approach. *Panaeconomicus*, 62(4), 429-451. <http://dx.doi.org/10.2298/pan1504429d>
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J.-F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51(2), 277 – 304
- Engle, R. F. y Yoo, B. S. (1987). Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics*, 35 (1), 143 – 159.
- 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 AAEP*, 1 – 41.
- Giles, D. (13 de junio de 2013). *ARDL Models - Part II - Bounds Test*. Obtenido de Econometrics Beat: David Giles' Blog: <https://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>
- Manual de Eviews11. (4 de Abril de 2019). Estimating ARDL Models In Eviews.
- Mohamed Abbas, I. (2012). Merchandise Export Demand Function for Egypt: A Panel Data Analysis. *Applied Econometrics and International Development*, 12(1), 107-116.
- Narayan, S., & Narayan, P. (2010). Estimating Import and Export Demand Elasticities for Mauritius and South Africa. *Australian Economic Papers*, 49(3), 241-252. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8454.2010.00399.x>
- Paredes, G. J. (2017). Ecuador: ¿por qué salir de la dolarización? *Revista de la Cepal*, 121, 149 – 167.
- Pesaran, M., Shin, Y. and Smith, R., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp.289-326

Sawore, A. (2016). Determinants of Export Trade in Econometric Study with Special Reference to Ethiopia. *International Journal of Science and Research (IJSR)*, 5(12), 132-137.

Sistema de Información sobre Comercio Exterior (SICE) (2020). Disponible en: sice.oas.org/TPD/AND_EU/AND_EU_s.ASP

Sultan, Z. A. (2012). Estimation of India's export demand function: The bound test approach. *African Journal of Business Management*, 6(45), 11266-11272.

Thaver, R., & 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. (2013). The Stability of German Export Demand Equations – Have German Exports Suffered from the Strength of the Euro?. *International Economics and Economic Policy*, 11(4), 529-548. <http://dx.doi.org/10.1007/s10368-013-0260-9>

Villalba, M. (2019). Dos décadas de dolarización ¿qué hemos aprendido sobre este esquema monetario? In M. Beltrani, C. Cordero, J. Cuattromo, A. Chiriboga, A. Dahik & C. De la Torre Muñoz et al., *Dolarización: dos décadas después* (1st ed., p.7). Abya – Yala.

Wasbrum, W., Palma, M., Vasquez, T., Barragan, S., & Landivar J. (2017). 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.

Wooldridge, J. (2015). *Introducción a la econometría*. México, D.F.: Cengage Learning.