LABERINTOS

Aplicaciones econométricas para estudiantes de pregrado ecuatorianos

Andrea Yánez, editora
Alejandro Acosta
Kamila Aguirre
Marcelo Fernández
Wilson Guzmán
Jandry Menéndez
Carlos Rivera
Fabián Villareal
André Zurita

-logía
udla ediciones

Cada capítulo cuenta la historia de la discusión teórica que acompaña al planteamiento de cada modelo. Asimismo, se presentan algunos datos de contexto que permitirán al lector conocer sobre la problemática que se aborda en cada capítulo. De esta manera, se busca provocar el interés para que se profundicen los temas aquí tratados.

LABERINTOS

LABERINTOS

Aplicaciones econométricas para estudiantes de pregrado ecuatorianos

Autores

Andrea Yánez, editora
Alejandro Acosta
Kamila Aguirre
Marcelo Fernández
Wilson Guzmán
Jandry Menéndez
Carlos Rivera
Fabián Villareal
André Zurita

ECONOMÍA

Laberintos: Aplicaciones econométricas para estudiantes de pregrado ecuatorianos

© Andrea Yánez, Alejandro Acosta, Kamila Aguirre, Marcelo Fernández, Wilson Guzmán, Jandry Menéndez, Carlos Rivera, Fabián Villareal, André Zurita

© **Universidad de Las Américas**

Escuela de Economía
Campus Granados
Avenida de los Granados y Colimes
www.udla.edu.ec
Quito, Ecuador

Primera edición: marzo, 2024

COORDINADORA EDITORIAL
Susana Salvador Crespo

CUIDADO DE LA EDICIÓN
Fabricio Cerón Rivas

CORRECCIÓN Y ESTILO
Adriana Salgado C.

DISEÑO GRÁFICO Y DIAGRAMACIÓN
Novel Editores

EDITORIAL
UDLA ediciones

isbn: 978-9942-779-82-3

Gracias por respetar las leyes del copyright al no reproducir, escanear ni distribuir ninguna parte de esta obra, sin la debida autorización. Al hacerlo está respetando a los autores y permitiendo que la UDLA continúe con la difusión del conocimiento.

Antes de su publicación, esta obra fue evaluada bajo la modalidad de revisión por pares anónimos.

Contenido

XIII Introducción

Capítulo primero

1 **Determinantes de las horas de trabajo infantil**

4 Determinantes del trabajo infantil

7 Construcción de variables

9 Datos sobre trabajo infantil en Ecuador

14 Metodología

16 Resultados

21 Anexos capítulo primero

Capítulo segundo

25 **Influencia del nivel socioeconómico en la duración de la lactancia materna exclusiva en Ecuador para el 2012**

28 Nutrición infantil y lactancia materna

31 Datos de desnutrición y LME en Ecuador

35 Aplicación de un modelo probabilístico para estimar los determinantes de la LME en Ecuador

39 Resultados

Capítulo tercero

43 **Una propuesta de medición de vulnerabilidad de la dolarización en Ecuador**

45 Antecedentes sobre el proceso de dolarización en Ecuador

47 Implementación y sostenibilidad de sistemas de cambio fijo

52 Metodología

62 Resultados

69 Anexos capítulo tercero

81 Reseña profesional de los autores

83 Referencias

Índice de tablas

9 **TABLA 1.** Trabajo infantil en el Ecuador en el 2012

13 **TABLA 2.** Condición de pobreza y pobreza extrema en grupos de interés

17 **TABLA 3.** Efectos marginales por tipo de trabajo infantil

22 **TABLA 4.** Resultados de la estimación binomial negativa

36 **TABLA 5.** Resultados del modelo econométrico para los modelos 1 y 2

38 **TABLA 6.** Resultados de los coeficientes de las dummy provinciales del modelo econométrico 2

70 **TABLA 7.** Pruebas de raíces unitarias de las variables para el periodo 2000I-2019IV

72 **TABLA 8.** Determinación del orden de rezago para el modelo VEC

73 **TABLA 9.** Resultados de las estimaciones del modelo VEC (2000I-2019IV)

76 **TABLA 10.** Pruebas de cointegración

77 **TABLA 11.** Pruebas de correlación serial en los residuos del modelo VEC

78 **TABLA 12.** Prueba de normalidad en los residuos del VEC

79 **TABLA 13.** Raíces del polinomio característico

80 **TABLA 14.** Correlación de variables para el periodo 2000I-2019IV

Índice de figuras

10 **FIGURA 1.** Sexo del grupo en población de interés

11 **FIGURA 2.** Tipo de trabajo infantil

11 **FIGURA 3.** Nivel de educación del jefe de hogar

12 **FIGURA 4.** Hogares con miembros que poseen algún tipo de discapacidad

13 **FIGURA 5.** Jefe de hogar (JH) sujeto a trabajo infantil

19 **FIGURA 6.** Efectos marginales de horas trabajadas por nivel de educación JH

31 **FIGURA 7.** Desnutrición crónica en niños < 5 años (2005-2017)

32 **FIGURA 8.** Madres que dieron LME a nivel Nacional

33 **FIGURA 9.** LME por estado civil

33 **FIGURA 10.** LME por etnia

34 **FIGURA 11.** LME por nivel de escolaridad

34 **FIGURA 12.** LME por nivel socioeconómico

40 **FIGURA 13.** Resultado de la variable quintil

41 **FIGURA 14.** Resultado de la variable Edu

42 **FIGURA 15.** Resultado de la variable *Provincia*

59 **FIGURA 16.** Brecha del producto e índice de tipo de cambio real (2000-2020)

65 **FIGURA 17.** Índice de vulnerabilidad de la dolarización (2000-2020)

Introducción

El primer ejercicio de investigación en pregrado, para un economista, es una experiencia retadora y, a la vez, gratificante. Este proceso aplica herramientas teóricas y metodológicas adquiridas en clase, pero también conlleva a desarrollar nuevas habilidades para la investigación. Similar a un laberinto, la investigación implica encontrar caminos, vías sin salida y cambios de rumbo en la búsqueda del centro o, en este caso, una posible respuesta a la pregunta planteada. En la investigación de pregrado en economía aplicada a Ecuador, un reto adicional radica en la limitada literatura existente en el contexto local. El objetivo es ejemplificar el uso de econometría aplicada a casos empíricos en micro y macroeconomía para Ecuador. Estos temas se abordan en un grado de complejidad de pregrado y maestría en Economía desde la experiencia de los estudiantes y docentes de la Universidad de Las Américas y de la Universidad de Cuenca.

A su vez, se busca brindar ejemplos que permitan relacionar el uso de los métodos econométricos como modelos probabilísticos y series de tiempo, con su utilidad al responder una pregunta de investigación. En este sentido, cada capítulo plantea una pregunta empírica específica y discute el método econométrico para abordarla. El nivel de complejidad de las aplicaciones propuestas permite analizar la relación entre las variables, sin afirmar causalidad entre estas. Sin embargo, se proponen ejemplos que permitan a estudiantes de pregrado aproximarse a un primer ejercicio investigativo.

En cada instancia, los capítulos abordan temas centrados en el contexto ecuatoriano, con el objetivo de orientar a estudiantes de pregrado al momento de buscar un tema de investigación. Se exploran diversos aspectos, como el uso de datos disponibles; la identificación de posibles

nuevas preguntas de investigación derivadas de estudios previos; y el desarrollo de estrategias metodológicas coherentes con cada área de investigación.

Además, cada capítulo cuenta la historia de la discusión teórica que acompaña al planteamiento de cada modelo. Asimismo, se presentan algunos datos de contexto que permitirán al lector conocer sobre la problemática que se aborda en cada capítulo. De esta manera, se busca provocar el interés para que se profundicen los temas aquí tratados.

De acuerdo con lo expuesto, el presente libro consta de tres capítulos. El primero se aproxima al trabajo infantil y sus determinantes a través de un modelo de conteo binomial negativo. El segundo analiza la lactancia materna y sus determinantes con un modelo logístico. Finalmente, el tercer capítulo presenta una propuesta para medir la vulnerabilidad de la dolarización en Ecuador, mediante el uso de series de tiempo con un modelo de vector de corrección de errores. Cada capítulo cuenta con un cuadro de resumen en donde se aborda el tema de investigación, los datos usados, la metodología que se ajusta para el caso y sus principales resultados, de forma que el lector tenga una primera idea general del ejemplo que el capítulo expone.

Capítulo primero
Determinantes de las horas de trabajo infantil

Kamila Aguirre[1]
Fabián Villareal[2]
Alejandro Acosta[3]
André Zurita[4]

[1] Universidad de Las Américas.
[2] Banco Central del Ecuador.
[3] Universidad de Las Américas.
[4] Universidad de Las Américas.

El trabajo infantil se asocia a consecuencias adversas en cuanto al bienestar de los niños y niñas, no solo de manera presente, sino también futura (Acevedo et al., 2011). Dentro de las repercusiones de este problema, existe una disminución en el potencial del valor esperado del capital humano a largo plazo, pues este se presenta como una dificultad u obstáculo en la asignación del tiempo dedicado a la educación. Por otro lado, y en función del tipo de trabajo, este puede suponer un incremento en el riesgo asociado a ambientes inadecuados que se presentan como un limitante al desarrollo físico y mental (Satyanararayanan et al., 1986; Bacolod y Ranjan, 2008; French, 2009; Acevedo et al., 2011).

El presente capítulo muestra la aplicación de un modelo de conteo binomial negativo para establecer los determinantes del trabajo infantil en Ecuador. El análisis se enfoca en aquellos casos relacionados con variables del contexto del jefe del hogar, tales como su nivel educativo o si estuvo en una condición de trabajo infantil.

***Key take-aways* del capítulo**

Pregunta de investigación: ¿Cuáles son los determinantes de las horas de trabajo infantil a la semana para los niños y niñas entre 5 y 11 años?

Datos: Encuesta Nacional de Trabajo Infantil (ENTI) del INEC, 2012.

Revisión de literatura: Dos enfoques importantes:

a. Teoría del enfoque de producción de los hogares
b. Determinantes del trabajo infantil como el nivel educativo de los padres, condición de trabajo infantil de los jefes de hogar, estatus migratorio y zona de residencia de la familia.

Método econométrico: Modelo de conteo binomial negativo.

Resultados principales: En cuanto a las variables relacionadas con la educación del jefe del hogar: a mayor educación por parte del jefe del hogar, menor la cantidad de horas que trabajan los niños/as. En cuanto al componente intergeneracional del trabajo infantil, si el jefe de hogar trabajó en su niñez, en promedio, los niños/as miembros de ese hogar trabajan 10,6 horas, alrededor de 4,3 horas más que aquellos niños que pertenecen a un hogar cuyo jefe no estuvo asociado al trabajo infantil.

Determinantes del trabajo infantil

Existen diversas teorías que explican la existencia del trabajo infantil. Respecto al enfoque de la producción de los hogares, se determina la asignación o distribución del tiempo por parte de los individuos a actividades productivas con la finalidad de maximizar la utilidad (Mincer, 1963; Becker, 1965). En este sentido, Rosenzweig y Evenson (1977) complementaron este debate al considerar que las familias determinan, de manera simultánea, decisiones en cuanto a la fertilidad y a la asignación del tiempo entre trabajo y escolaridad por parte de los niños/as. Estas decisiones funcionan dependiendo de las características del hogar, las preferencias y la restricción presupuestaria de los padres (Rosenzweig y Evenson, 1977). Posteriores expansiones de este marco teórico establecen que los padres maximizan la función de utilidad de sus hijos considerando los bienes que el niño consume y las horas de trabajo infantil; todo ello se encuentra sujeto a la restricción presupuestaria del hogar en función de características del niño, del hogar y de la comunidad (Ray, 2002).

Basu y Van (1998) argumentaron que los hogares poseen un salario crítico el cual establece si los niños/as se vinculan o no al mercado laboral. Específicamente, en caso de que el salario del jefe del hogar sea inferior al salario crítico, el hogar tomará la decisión de enviar a los niños/as al mercado laboral. Este resultado, se conoce como el axioma de lujo (*luxury axiom*) debido a que el ocio, educación u otras actividades no laborables se consideran como un lujo (Basu y Van, 1998; Amin et al., 2004).

No obstante, empíricamente, no existen resultados concluyentes con respecto al cumplimiento del axioma de lujo. En este sentido, la hipótesis ha sido confirmada para los casos de India (Kambhampati y Rajan, 2005), Vietnam (Edmonds, 2005), Bangladesh (Amin et al., 2004), Chile (Del Rio y Cumsille, 2008) y Argentina (Noceti, 2009). Por otro lado, la hipótesis se ha mostrado como inválida en el caso de Pakistán (Ray, 2000), en Brasil (Emerson y Souza, 2003; French y Wokutch, 2005) y en menor medida en Perú (Ray, 2000). Ante los resultados ambiguos, Kambhampati y Rajan (2005) sugieren que el trabajo infantil no se puede determinar por medio de solo una variable, ya que el ingreso del hogar o este salario crítico es uno de los muchos determinantes subyacentes de esta condición.

Baland y Robinson (2000) argumentaron que el trabajo infantil puede ser alto cuando los padres se enfrentan a restricciones de crédito que les permitan asignar recursos de forma intertemporal. Las familias se enfrentan a un *trade off* entre la formación de capital humano y el trabajo infantil. La disminución de la formación de capital humano implica que los jóvenes tendrán menos oportunidades de generar recursos en el futuro. No obstante, los padres no tienen la certeza sobre el rendimiento de la educación y los posibles recursos que se puedan generar para la familia en el futuro como producto de esta.

Beegle et al. (2006), Duryea et al. (2007) y Landmann y Fröhlich (2015) analizan que en los hogares en países en vías de desarrollo, el ingreso de las familias es vulnerable frente a un shock económico. Por ejemplo, Duryea et al. (2007) demuestran que los jóvenes ajustan su comportamiento en la escuela y el mercado laboral como respuesta a un shock económico temporal en su hogar.

En familias de bajos ingresos, las políticas de apoyo al ingreso o aquellas que establecen mecanismos de protección frente a choques económicos funcionan como una salvaguarda contra el trabajo infantil (Landmann y Fröhlich, 2015). En el caso de Pakistán, se observa que los seguros de salud pueden actuar como mecanismo protector para evitar que los niños ingresen a la fuerza laboral en situaciones de emergencia de salud que limiten los recursos familiares (Landmann y Fröhlich, 2015). Asimismo, en la realidad ecuatoriana, Edmonds y Schady (2012) señalan que un aumento en las transferencias monetarias a familias de bajos ingresos, conocidas como el Bono de Desarrollo Humano, reduce

los incentivos de los hogares para depender de los ingresos derivados del trabajo infantil.

Con respecto a la problemática del trabajo infantil y la de migración, Casteras (2009) encontró una relación importante y significativa entre las familias migrantes y el trabajo infantil. La literatura resulta ser escasa al abordar esta temática; sin embargo, la principal conclusión es que, en su afán de integración social y cierta estabilidad económica, la familia migrante percibe al trabajo infantil como un medio indispensable de subsistencia (Monroy et al., 2009; Pinzón et al., 2006).

En cuanto a otras variables del contexto familiar, estudios resaltan la importancia e influencia que tiene el nivel educativo de los padres, o de los adultos con los cuales vive el niño, para determinar si este trabaja o no (Amin, 2004; Brown et al., 2004; Grootaert, 1999). Johns et al. (1990), y Behrman (1997) señalan que una persona con menos años de escolaridad, será menos competitiva dentro del mercado laboral. Así, los salarios percibidos serán menores, lo que desfavorece aún más su condición actual. Los hogares con un bajo nivel de formación de capital humano perpetuarán un círculo de pobreza y desigualdad intra e intergeneracional (McMahon, 2004). Dentro de la esfera de educación de los padres, la literatura ha demostrado que, a mayor nivel educativo de los padres, la probabilidad de que los niños/as trabajen es menor (Atkinson et al., 1993; Maitra y Sharma 2009). El principal argumento es que padres más educados entienden los réditos que tiene la educación a nivel económico, social y cultural. Por ende, estos ejercerán una presión para que sus hijos se preparen más y mejor que ellos (Atkinson et al., 1993; Davids-Kean, 2005).

Otro de los factores importantes que podría explicar el número de horas que un niño destina a trabajar, está relacionado con la situación del jefe de hogar en el pasado; específicamente, si el jefe de hogar también se encontró en una condición de trabajo infantil. De hecho, se ha demostrado que puede existir una transmisión intergeneracional de esta problemática, lo mismo que puede desencadenar en la perpetuidad del trabajo infantil (Alvarado, 2007).

Finalmente, es importante mencionar el efecto del área de residencia del niño y su familia, debido a que los niveles de trabajo infantil difieren en zonas rurales y urbanas. Ranjan (2001) y Ersado (2004) evidencian que para Nepal, Zimbawe y Perú, la situación y determinantes del

trabajo infantil dependen en gran medida del área de residencia. Los autores han encontrado una fuerte relación entre la pobreza, calidad educativa y trabajo infantil para zonas rurales. Sin embargo, estos determinantes parecen diluirse cuando se analiza el caso urbano, donde influyen, en mayor medida, el nivel de educación de los padres de familia y la condición migratoria.

Construcción de variables

Para la construcción de la variable dependiente, así como de las variables explicativas, se consideró la Encuesta Nacional de Trabajo Infantil (ENTI) de 2012, del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC). Esta encuesta permite representar a los niños, niñas y adolescentes de entre 5 y 17 años considerando distintos ámbitos relacionados al trabajo (INEC, 2012)[5].

Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2002), un niño es considerado como ocupado, es decir, como alguien que se encuentra en una condición de trabajo infantil cuando, en función de su edad, cumple con alguna de las siguientes condiciones:

1. Trabaja una o más horas a la semana, para el caso de niños/as entre 5 y 11 años, independientemente del trabajo que desempeñe.
2. Para niños/as entre 12 y 14 años, siempre y cuando trabaje entre 14 a 43 horas a la semana, en un trabajo no peligroso, ligero o regular.
3. Para los mayores de 15 años (inclusive) se considera trabajo infantil cuando destina más de 43 horas a la semana en actividades/ocupaciones peligrosas.

Para su construcción, se utilizaron las preguntas de la ENTI (2012) y la metodología propuesta por el INEC[6]. De esta forma, se garantiza que la variable generada cumpla con las condiciones requeridas y establecidas en la definición de trabajo infantil.

[5] Se utiliza la ENTI (2012) debido a que es la única encuesta sobre trabajo infantil disponible hasta la fecha en el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC).

[6] Mayor información disponible en la ficha metodológica de la ENTI (2012).

Si bien la literatura es amplia al definir las variables que pueden explicar el número de horas que un niño dedica al trabajo, el presente estudio se concentra en dos. En primer lugar, se generó una variable que muestra el máximo nivel educativo obtenido por el jefe de hogar, como un proxy para medir los años de escolaridad de los padres del niño. En este caso, se recategorizó la variable, con el fin de disminuir las categorías que esta incluía inicialmente (10). De este modo, se consideró que el jefe de hogar había alcanzado: (1) ningún nivel educativo, si este había culminado como máximo el jardín de infantes; (2) primaria; (3) secundaria; y (4) terciaria en donde se incluye la educación superior tanto universitaria como no universitaria y posgrado.

La segunda variable explicativa de interés es dicotómica (*dummy*), y toma el valor de uno si el jefe de hogar se encontró en una condición de trabajo infantil cuando era niño. Como se mencionó en el apartado teórico, estas dos variables pueden ser importantes al momento de analizar las horas de trabajo de los niños/as de 5 a 11 años. Para identificar el jefe de hogar de cada niño, fue necesario generar un identificador único del hogar, el cual se creó agrupando las variables como ciudad, zona, sector, vivienda y hogar.

En el primer caso, se espera que, a medida que el nivel educativo del jefe de hogar sea más alto, las horas destinadas de los niños/as a trabajar sean menores. Esto puede explicarse debido a que, si el nivel de formación del jefe de hogar es mayor, este entenderá los potenciales beneficios de la educación para la formación de capital humano del niño; por tanto, va a preferir que el niño le dedique más tiempo al estudio que a horas de trabajo. En el caso de la segunda variable de interés, se espera que, si el jefe de hogar estuvo en una condición de trabajo infantil en su niñez, el número de horas que el niño destina a trabajar aumente, perpetuando así la problemática del trabajo infantil.

No obstante, es importante considerar que estas no son las únicas variables que podrían explicar el número de horas que un niño dedica al trabajo. Dentro de la literatura, otra variable relevante se encuentra relacionada con el nivel de ingresos en el hogar; para esto, se generó una variable *dummy* que toma el valor de uno si los ingresos per cápita de la

familia se encontraban por debajo de la línea de pobreza[7] (establecida por el INEC para 2012). Además, con base en la literatura encontrada, se consideran controles adicionales como el sexo del niño; su edad; el área geográfica en la que se encuentra (urbana/rural); si el jefe de hogar actualmente posee trabajo; si alguien de la familia presenta algún tipo de discapacidad; y el tamaño de la familia.

Datos sobre trabajo infantil en Ecuador

A partir de la definición de la OIT y utilizando información de la ENTI, se obtiene que para el Ecuador, en 2012, la tasa de trabajo infantil en niños/as de 5 a 11 años es de 4,20 % como se observa en la Tabla 1.

TABLA 1. Trabajo infantil en el Ecuador en el 2012

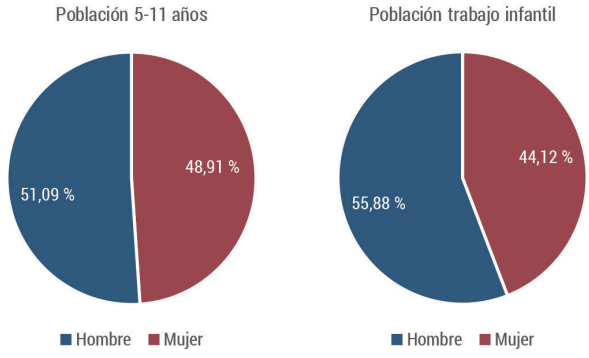
Trabajo infantil	N.º Obs	Porcentaje
Sí	95 948	4,2 %
No	2 188 784	95,8 %
Total	2 284 732	100,0 %

Adaptado de: ENTI (2012).

Referente a las características demográficas del grupo de interés (5-11 años), se observa que la muestra está conformada en un 51 % por hombres y un 49 % por mujeres (Figura 1). Sin embargo, solo en aquellos niños/as que se encuentran en una condición de trabajo infantil, se evidencia que estas proporciones varían; los hombres representan el 56 % y las mujeres el 44 % restante.

[7] La variable ingreso podría relacionarse con el nivel educativo de la familia. No obstante, dicha variable no se incluye de forma continua, sino discreta para evitar multicolinealidad.

FIGURA 1. Sexo del grupo en población de interés

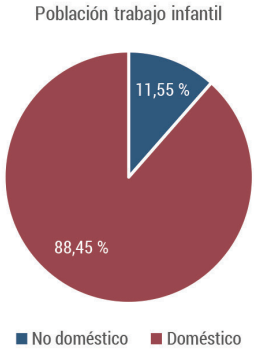


Adaptado de: ENTI (2012).

Adicionalmente, es importante considerar que el trabajo infantil puede dividirse en doméstico y no doméstico. Esta segmentación es esencial ya que los determinantes varían para cada una de estas dos formas de trabajo infantil. En la Figura 2, se puede observar que, en Ecuador, y para niños/as de 5 a 11 años, el trabajo infantil doméstico es altamente predominante.

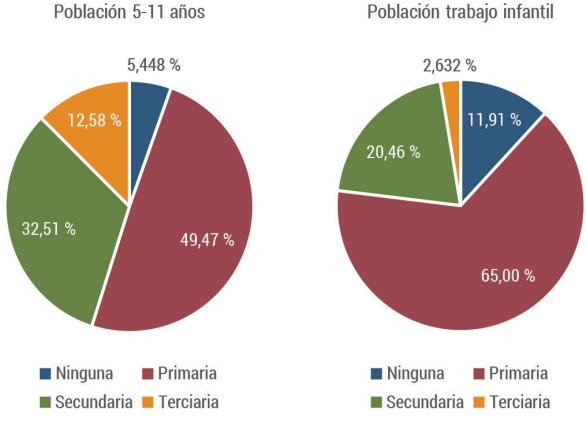
Para analizar la condición del hogar en el que vive el/la niño/a, se seleccionaron cuatro variables que pueden influir en el trabajo infantil; el primero es el nivel de escolaridad del jefe del hogar (Figura 3). Considerando la población total de entre 5 y 11 años, se observa que, en la mayor parte de los casos, el máximo nivel educativo alcanzado por los padres es la educación primaria (49,47 %), seguida por la educación secundaria (32,51 %). No obstante, al considerar únicamente la situación de aquellos niños/as que se encuentran en una condición de trabajo infantil, se observa que el porcentaje de jefes de hogar que alcanzaron como máximo la educación primaria, aumenta de forma importante a un 65 %. Otro resultado que llama la atención es que en apenas 2,63 % de los hogares con niños/as ocupados/as, el jefe de hogar alcanzó la educación terciaria, y cerca de un 12 % no tiene ningún nivel educativo culminado.

FIGURA 2. Tipo de trabajo infantil



Adaptado de: ENTI (2012).

FIGURA 3. Nivel de educación del jefe de hogar



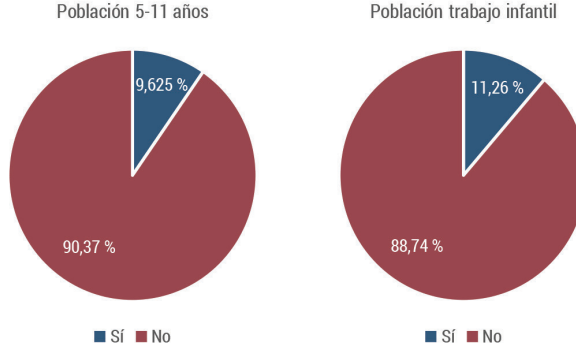
Adaptado de: ENTI (2012).

El segundo factor que se consideró es si existe alguna persona con discapacidad dentro de la familia, dado que lo anterior podría generar una mayor presión financiera, por lo que se esperaría que exista más trabajo infantil. Sin embargo, puede observarse, en la Figura 4, que la distinción entre estos dos grupos es prácticamente inexistente.

Tercero, uno de los factores determinantes para que el niño sea sujeto de trabajo infantil es el hecho de que el jefe de hogar fue sujeto de trabajo durante su infancia. En este caso, existe un efecto de perpetuación intergeneracional de trabajo infantil. Como se observa en la Figura 5, el porcentaje de padres sujetos a trabajo infantil es importante en la población de niños/as ocupados/as (42,54 %).

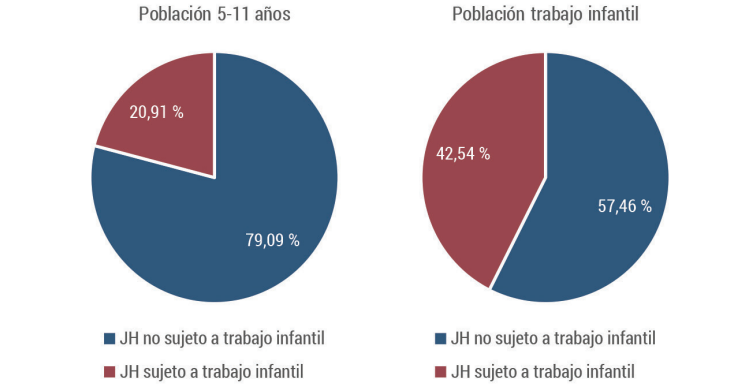
Finalmente, el ingreso per cápita de los hogares o encontrarse en una condición de pobreza o pobreza extrema, puede repercutir en el número de horas que los niño/as del hogar dediquen a trabajar. Puede observarse, en la Tabla 2, que pertenecer a un hogar en condición de pobreza tiene una brecha de 19,01 % entre la población joven (5-11 años) y la población en condición de trabajo infantil indicando que el ingreso familiar representa un aspecto importante para el trabajo infantil. Para pobreza extrema, existe una brecha de 12,03 % entre ambos grupos.

FIGURA 4. Hogares con miembros que poseen algún tipo de discapacidad



Adaptado de: ENTI (2012).

FIGURA 5. Jefe de hogar (JH) sujeto a trabajo infantil



Adaptado de: ENTI (2012).

TABLA 2. Condición de pobreza y pobreza extrema en grupos de interés

Condición de pobreza				
	Población 5-11 años		Población trabajo infantil	
	N	%	N	%
No	1 320 845	57,81	37 231	38,80
Sí	963 887	42,19	58 717	61,20
Total	2 284 732	100,00	95 948	100,00

Condición de pobreza extrema				
	Población 5-11 años		Población trabajo infantil	
	N	%	N	%
No	1 956 982	85,65	70 640	73,62
Sí	327 750	14,35	25 308	26,38
Total	2 284 732	100,00	95 948	100,00

Adaptado de: ENTI (2012).

Metodología

El siguiente objetivo es encontrar los determinantes de las horas de trabajo infantil a la semana para los niños y niñas entre 5 y 11 años. En función de la naturaleza de la variable dependiente, se considera la implementación de un modelo de conteo. En este caso, la varianza de las horas de trabajo infantil es mayor a su media. Al contemplar esta sobredispersión en los dos momentos de la variable dependiente, se empleó un modelo binomial negativo. No obstante, es importante valorar que previo a la oferta de horas de trabajo infantil, los hogares toman la decisión de si se coloca o no al niño en el mercado de trabajo. Es decir, se tiene un componente de selección que determina su participación (Heckman, 1979; Maddala, 1983; Ray, 2002). De esta manera, se estimó un modelo binomial negativo por dos etapas con la finalidad de controlar por la posible autoselección[8].

Específicamente, la primera etapa establece la estimación de un modelo Probit en cuanto a si el niño trabaja o no. De esta manera, para la primera etapa se procedió a estimar la siguiente ecuación:

$$p_i = Pr\left[y_i = 1 = trabajo\ infantil \middle| X_i, \delta_s\right] = \Phi(\gamma_1 pobreza_i + \gamma_2 educ_jefe_i + \gamma_3 trab_jefe_i + \gamma_4 BDH_i + \gamma_5 disc_i + z'_i\theta + \varphi_s) \quad \text{Ecuación (1)}$$

Donde:

- $\boldsymbol{p_i}$ es la probabilidad de que el niño trabaje $(y_i = 1)$.
- $\boldsymbol{pobreza_i}$ es variable *dummy* que toma el valor de 1 si el niño pertenece a un hogar cuyo ingreso per cápita se encuentra por debajo de la línea de pobreza para el año correspondiente.

[8] Es importante considerar que la metodología empleada no soluciona el problema del sesgo por variables omitidas, siendo esta una de las principales limitaciones del estudio. Por lo anterior, los resultados no deben interpretarse como una relación causal entre las variables, pues estos solo muestran la dirección de su correlación. En un futuro trabajo, se pueden buscar instrumentos para las dos variables de hipótesis y, de esta manera, identificar la existencia de causalidad.

- $\boldsymbol{educ_jefe_i}$ representa una variable categórica que captura el nivel de educación del jefe del hogar (ninguna, primaria, secundaria, superior).
- $\boldsymbol{trab_jefe_i}$ es la variable *dummy* que captura si el jefe del hogar se vinculó al trabajo infantil (esta variable considera un proxy en función de la edad en la cual empezó a trabajar).
- $\boldsymbol{BDH_i}$ representa la variable binaria con respecto a si el hogar del niño recibió el Bono de Desarrollo Humano[9].
- $\boldsymbol{disc_i}$ es una *dummy* que representa si en el hogar del niño habita una persona con discapacidad.
- $\boldsymbol{z_i}$ representa el vector de variables de control sociodemográficas y otras características del individuo, tales como el sexo, la edad, el número de miembros en el hogar y el área.
- $\boldsymbol{\delta_s}$ establece un control por efectos fijos de provincia.

Una vez con la estimación de este modelo, se procedió a valorar el inverso del ratio de Mills (IMR) para controlar por el posible componente de autoselección. Esta variable se incorpora como un control en el modelo binomial negativo. En este sentido, la segunda etapa de la estimación considera el siguiente modelo:

$$h(Y|\mu,\delta) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1}+Y)}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(Y+1)}\left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1}+\mu}\right)^{\alpha^{-1}}\left(\frac{\mu}{\mu+\alpha^{-1}}\right)^{Y} \quad \text{Ecuación (2)}$$

Donde:

- $h(\cdot)$ es la función de densidad de las horas de trabajo del niño a la semana Y.

[9] Se debe mencionar que esta variable únicamente se consideró para la ecuación de selección del Modelo de Heckman y no forma parte de la metodología empleada para encontrar los determinantes de las horas de trabajo infantil. Esta fue incluida en la primera etapa, pues una de las condiciones para ser beneficiarios de este bono es que los niños menores de 15 años no ejecuten ningún tipo de trabajo, por lo que resulta un determinante importante de la probabilidad de trabajo infantil.

- μ es la función determinística de los regresores, de tal manera que $\mu = exp(\beta\, pobreza + \beta\, educ\ \ jefe + \beta\, trab\ \ jefe + z'\,\tau + \varphi)$
- α representa el parámetro desconocido de tal forma que $\alpha = 1/\delta > 0$ y $\Gamma(\cdot)$ representa la integral gamma.

En este caso, las principales variables de interés son:

i. La educación del jefe del hogar.

ii. Si el jefe del hogar estuvo asociado a trabajo infantil.

Esto, con la finalidad de capturar si existe un componente intergeneracional en cuanto al trabajo infantil en Ecuador. Cabe destacar que esta estimación de dos pasos se llevó a cabo de manera general para todos los tipos de trabajo infantil y, de manera específica, para analizar el trabajo infantil doméstico[10].

Resultados

La Tabla 4, en Anexos, presenta los resultados de las estimaciones descritas en la anterior sección por medio de un modelo binomial negativo de dos etapas. En este caso, el escalar alpha resultó ser positivo, situándose al 95 % de nivel de confianza, entre 0,266 y 0,273. Esto sugiere la presencia de sobredispersión en la variable dependiente, lo que fundamenta el uso de un modelo binomial negativo. La Tabla 3 presenta los efectos marginales de dichas estimaciones con respecto a las horas promedio a la semana de trabajo infantil. Los resultados sugieren que, al considerar un modelo en general sin desglosar por el tipo de trabajo infantil efectuado, los niños/as entre 5 y 11 años en el área urbana trabajan, en promedio, 5,4 horas; mientras que, los niños/as en la zona rural trabajan, en promedio, alrededor de 6 horas más, es decir, 11,4 horas. No obstante, al considerar el tipo de trabajo, se puede observar

[10] No se pudo proceder a la estimación del modelo para el caso del trabajo infantil no doméstico dado que la cantidad de observaciones se reduce sustancialmente Por otro lado, en función de esta pérdida de observaciones, existe escasa variabilidad con respecto a la educación del jefe del hogar, lo que implica la posible presencia de estimadores inconsistentes.

que, en cuanto al trabajo doméstico, la relación se revierte con respecto al modelo general. En este caso, en el área urbana, en promedio, los niños/as trabajan alrededor de 13,5 horas; mientras que, en el área rural, el promedio es de 8,5 horas. Esto sugiere que, posiblemente, los niños/as del área rural se enmarcan en otro tipo de trabajo no doméstico.

Al analizar la educación del jefe del hogar se puede observar que a mayor educación por parte del jefe del hogar, menor la cantidad de horas que trabajan los niños/as. Específicamente, las personas entre 5 y 11 años trabajan en promedio, alrededor de 14,2, 10,1, 7,7 y 3,7 horas, cuando el jefe del hogar tiene ninguna educación, educación primaria, secundaria y superior, correspondientemente. Al considerar un desglose en cuanto al tipo de trabajo, se observa que existe una diferencia en relación con el comportamiento del efecto del nivel de educación del jefe del hogar. En este caso, se puede observar que, en promedio, el número de horas trabajadas abarca un rango de entre 10,6 y 8,1 horas, implicando una menor variabilidad en cuanto al modelo general. Aquellos niños/as vinculados/as a un hogar cuyo jefe no tiene ninguna educación trabajan en promedio 10,6 horas. Si el jefe del hogar tiene educación secundaria, el número de horas se reduce a 9,5. Por otro lado, al considerar los resultados para la educación secundaria y terciaria, parece no cambiar sustancialmente la cantidad de horas. En el caso de la educación secundaria, se tiene un promedio de 8 horas, mientras que en el caso de la educación superior se cuenta con 8,1 horas en promedio.

TABLA 3. Efectos marginales por tipo de trabajo infantil

		Horas de trabajo infantil			
		Total		Doméstico	
Área					
	Urbana	5,353	***	13,470	***
		(0,176)		(0,154)	
	Rural	11,376	***	8,522	***
		(0,101)00		(0,026)	

	Horas de trabajo infantil			
	Total		Doméstico	
Educación del jefe de hogar				
Ninguna	14,204	***	10,604	***
	(0,224)		(0,070)	
Primaria	10,050	***	9,459	***
	(0,030)		(0,028)	
Secundaria	7,715	***	7,986	***
	(0,088)		(0,056)	
Terciaria	3,742	***	8,102	***
	(0,120)		(0,121)	
Trabajo infantil jefe de hogar				
No	6,298	***	8,357	***
	(0,112)		(0,066)	
Sí	10,590	***	9,409	***
	(0,042)		(0,024)	
Jefe de hogar trabaja				
No	7,807	***	8,092	***
	(0,152)		(0,160)	
Sí	9,778	***	9,266	***
	(0,022)		(0,021)	

Adaptado de: ENTI (2012).

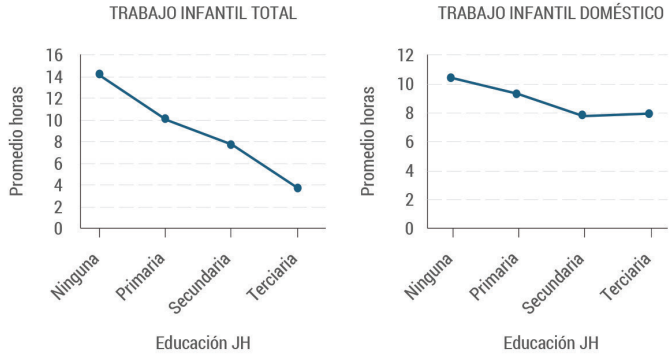
Nota: Errores estándar robustos en paréntesis

Significancia * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01

Estos resultados se presentan en la Figura 6, donde se observa una reducción en la cantidad de horas trabajadas a medida que el jefe del

hogar presenta mayor nivel de educación para el caso del modelo general, pero un cambio marginal al considerar el modelo de trabajo doméstico. Al abarcar el hecho de si el jefe del hogar estuvo vinculado al trabajo infantil, se puede observar que existe una relación positiva. Es decir, si el jefe del hogar trabajó de manera infantil, en promedio, los niños/as miembros de ese hogar trabajan 10,6 horas, alrededor de 4,3 horas más que aquellos niños que pertenecen a un hogar cuyo jefe no estuvo asociado al trabajo infantil. En el caso del trabajo doméstico, los niños/as asociados a un hogar cuyo jefe trabajó en su infancia, trabajan 9,4 horas en promedio, lo cual no difiere, en gran medida, del modelo general. Por otro lado, si los niños/as pertenecen en a un hogar cuyo jefe no trabajó en su infancia, trabajan 8,4 horas en promedio, lo que resulta en un incremento en cuanto al modelo general.

FIGURA 6. Efectos marginales de horas trabajadas por nivel de educación JH



Adaptado de: ENTI (2012).

Los resultados sugieren que, si el jefe del hogar trabaja en el tiempo *t*, los niños/as trabajan 9,8 horas, en relación con las 7,8 horas en caso de que el jefe del hogar no trabaje.

Un resultado similar se evidencia al considerar el trabajo doméstico, donde los niños/as trabajan, 9,3 horas en promedio, en caso de que el

jefe del hogar trabaje, y 8,1 horas en caso de que no trabaje. Cabe destacar que todos los efectos marginales descritos son significativos al 99 % de nivel de confianza. En función de estos resultados, se puede establecer la presencia de un componente intergeneracional en el contexto ecuatoriano para el año 2012 en cuanto a si un niño trabaja o no, y en la cantidad de las horas trabajadas de manera general. Esto de debido a que:

i. A mayor educación por parte del jefe del hogar, menor cantidad de horas de trabajo infantil.

ii. Si el jefe del hogar estuvo asociado al trabajo infantil, será mayor la cantidad de horas trabajadas por los niños/as.

Adicionalmente, estos resultados pueden sugerir una dinámica distinta al considerar el trabajo infantil en general y si se desglosa, en este caso, específicamente aquel relacionado al trabajo doméstico. Como se mencionó en la anterior sección, debido a una escasa muestra para el caso del trabajo no doméstico, no fue posible obtener una estimación detallada de este.

Anexos
capítulo primero

TABLA 4. Resultados de la estimación binomial negativa

	Total				Doméstico			
Control por IRM	**No**		**Sí**		**No**		**Sí**	
Pobreza	0,122	***	0,230	***	0,179	***	0,035	***
	(0,006)		(0,007)		(0,005)		(0,009)	
IMR			2,089	***			1,551	***
			(0,095)				(0,080)	
Sexo = Mujer	0,013	***	-0,175	***	0,031	***	-0,017	***
	(0,004)		(0,009)		(0,005)		(0,005)	
Edad	0,044	***	0,336	***	0,038	***	0,025	***
	(0,001)		(0,013)		(0,001)		(0,002)	
Tamaño familia	0,003	***	-0,031	***	0,006	***	-0,001	***
	(0,001)		(0,002)		(0,001)		(0,001)	
Área = Rural	-0,132	***	0,754	***	-0,273	***	-0,458	***
	(0,009)		(0,041)		(0,009)		(0,013)	
Educación JH								
Primaria	-0,058	***	-0,346	***	-0,128	***	-0,114	***
	(0,007)		(0,015)		(0,007)		(0,007)	
Secundaria	-0,083	***	-0,610	***	-0,199	***	-0,284	***
	(0,009		(0,026)		(0,009)		(0,010)	
Terciaria	-0,375	***	-1,334	***	-0,416	***	-0,269	***
	(0,013)		(0,046)		(0,014)		(0,017)	

	Total				Doméstico			
Control por IRM	**No**		**Sí**		**No**		**Sí**	
JH Trab. Infantil	0,089	***	0,520	***	0,168	***	0,119	***
	(0,008)		(0,021)		(0,008)		(0,009)	
Jh trabaja	-0,065	***	0,225	***	-0,025	***	0,135	***
	(0,017)		(0,020)		(0,019)		(0,020)	
Constante	1,675	***	-5,504	***	1,749	***	1,837	***
	(0,025)		(0,325)		(0,027)		(0,028)	
ln(alpha)	-1,303	***	-1,312	***	-1,515	***	-1,524	***
	(0,007)		(0,007)		(0,008)		(0,008)	
N	79378		79378		68385		68385	
loglik	-245737		-245488		-205086		-204923	
Pseudo R^2	0,030		0,031		0,039		0,039	

Nota: Errores estándar robustos en paréntesis

Significancia * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Fuente: Elaboración propia

Capítulo segundo

Influencia del nivel socioeconómico en la duración de la lactancia materna exclusiva en Ecuador para el 2012

Jandry Menendez[11]
Wilson Guzmán[12]

[11] Universidad de Las Américas.
[12] Universidad de Las Américas.

Este capítulo presenta un modelo econométrico *probit* con el fin de analizar algunos determinantes de lactancia materna exclusiva (LME). Se enfoca en observar si las mujeres que se encuentran en el quintil socioeconómico más alto tienden a dar lactancia materna exclusiva por un periodo menor que aquellas madres que se ubican en los quínteles económicos más bajos. Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Salud y Nutrición (ENSANUT) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) durante el 2012 hasta el 2013.

***Key take-aways* del capítulo**

Pregunta de investigación: ¿Existe una relación entre el nivel socioeconómico de la mujer y el tiempo que brida lactancia materna exclusiva?
Datos: Encuesta de Salud y Nutrición (ENSANUT) del INEC, 2012.
Revisión de literatura: Los principales determinantes que influyen en la lactancia materna son el nivel de escolaridad de la madre, el ingreso, factores culturales y étnicos, y el estado civil de la madre.
Método econométrico: Modelo *probit*.
Resultados principales: Las madres con un nivel de educación bajo (primaria) tienen 17,5 % más de probabilidades de dar LME, por seis meses o más, que aquellas mujeres sin estudios. Mientras que las madres con un nivel educativo medio (secundaria) tienen 15 % más de probabilidades de dar LME por seis meses o más que las mujeres que no tienen ningún tipo de instrucción académica. En cuanto a las madres con un nivel de educación superior, se encuentra con un 10 % más de probabilidad de dar LME por seis meses o más, que las madres que no tienen estudios.

Nutrición infantil y lactancia materna

La desnutrición que aqueja a gran parte de la población infantil ha sido tratada por organismos internacionales como la Organización Mundial de la Salud (OMS), la Organización de las Naciones Unidas (ONU) y la Organización Panamericana de la Salud (OPS). Así, la nutrición infantil forma parte de las leyes para protección de los derechos de los niños, e inicia en la declaración de Ginebra de 1924, en la Declaración de los Derechos del Niño de las Naciones Unidas en 1959, y luego en la Convención sobre los Derechos del niño en 1989. En esta última se discutió la problemática de la desnutrición en la población infantil y se reconocieron las ventajas de la lactancia materna como una posible solución a dicho problema (UNICEF, 2015). En 2015, Naciones Unidas planteó los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS), donde la lactancia materna y, en concreto, la LME[13] juega un rol importante en las metas de seguridad alimentaria, nutrición y reducción de la pobreza.

La nutrición infantil se basa en una alimentación adecuada del recién nacido para que alcance un desarrollo óptimo[14] (Villaizán, 2011). Para medir la malnutrición, Sobrino et al. (2014) en su investigación utilizan tres índices antropométricos: peso para la talla, talla para la edad y peso para la edad.

Así, la carencia de peso para la talla es un síntoma de desnutrición aguda (DA) que, en su mayoría, es causada por infecciones intestinales, y conlleva a una reducción de la masa corporal. La desnutrición crónica (DC) requiere de un tratamiento más complejo, supone que el niño no alcanza los parámetros de estatura conforme a la edad que tiene —la talla para la edad— (Palma, 2018; Sobrino et al., 2014).

La malnutrición infantil puede incrementar los riesgos de muerte en los niños. Por tal motivo, es esencial establecer cuáles son los determi-

[13] Lactancia materna exclusiva consiste en alimentar al lactante únicamente leche materna: no se le ofrecen otros líquidos ni sólidos —ni siquiera agua— exceptuando la administración de soluciones de rehidratación oral o de vitaminas, minerales o medicamentos en forma de gotas o jarabes (OMS).

[14] Dentro de los estándares considerados para que un infante alcance un desarrollo óptimo se encuentran: crecimiento físico, desarrollo psicológico adecuado, buena salud y nutrición (UNICEF, 2015).

nantes que influyen en la nutrición infantil. Entre estos se encuentran: falta de saneamiento, disponibilidad de tiempo de la madre y lactancia materna exclusiva (LME) (Vella et al., 1992).

De acuerdo con la ONU (2015), la LME es fundamental para la salud del recién nacido, especialmente si se otorga durante los primeros seis meses de vida. En un trabajo llevado a cabo en Honduras, Dewey et al. (2001) observaron a recién nacidos que recibieron LME durante los primeros cuatro meses de vida. Posteriormente, de manera aleatoria, se recomendó que algunos lactantes de un grupo A reciban LME hasta los seis meses. Mientras que el grupo B recibió LME hasta los cuatro meses, y luego de este periodo recibió una mezcla de leche materna y alimentos sólidos. En el estudio, se obtuvo que los niños del grupo A gatearon antes y tenían más probabilidades de caminar hasta los doce meses de edad que aquellos del grupo B. La conclusión fue que la LME, por un periodo de seis meses, mejora el desarrollo motor infantil comparado la lactancia por cuatro meses (Dewey et al., 2001).

Otros beneficios de la LME sobre la nutrición, salud, desarrollo y bienestar del lactante son la disminución de efectos de morbilidad y mortalidad del lactante y del niño pequeño; reducción en tres o cuatro veces de la probabilidad de morir para los lactantes menores de seis meses; incremento del desarrollo cognitivo (Fitzsimons y Vera-Hernández, 2022; Borra et al., 2012) o cociente de inteligencia; protección contra muertes a causa de neumonía y diarrea; desarrollo de defensas necesarias al recién nacido, entre otros (Kramer, et al., 2001; OPS, 2016). En cuanto a los beneficios de la madre, se registra una disminución del riesgo de sufrir cáncer de mama o de ovario (Chia-Gil et al., 2013).

A pesar de todos los beneficios que brinda la lactancia materna, la decisión que enfrentan las madres al momento de dar de lactar están fuertemente influenciadas por factores socioeconómicos, culturales, sociales, educativos y de salud (Calvo, 2009). A continuación, se discuten algunos de estos factores.

Por ejemplo, con respecto al nivel de escolaridad de la madre, la evidencia empírica señala que si cuenta con un alto nivel de educación, tiende a dar de lactar por un tiempo menor. Boccolini et al. (2015) afirman que las mujeres con un mayor nivel de escolaridad suelen introducir otros tipos de alimentos como sucedáneos a la leche

materna en relación con las mujeres que cuentan con un menor nivel de educación.

También se ha encontrado que las mujeres que cuentan con un mayor ingreso pueden acceder a sucedáneos de leche materna y esto puede influir en un periodo menor de lactancia (UNICEF, 2011). Por el contrario, según Chia-Gil et al. (2013), INEC-ECV (2015) y UNICEF (2011), es más frecuente que las madres de hogares provenientes de un quintil económico inferior den LME por al menos seis meses en comparación con las madres ubicadas en el quintil económico superior.

De la misma manera, los factores culturales son importantes para la LME, ya que las madres se ven fuertemente influenciadas por costumbres culturales. Es así como, en algunas culturas, si una madre amamanta a su hijo desde una edad temprana es considerada como "buena madre" (Castilla, 2005). Además, las creencias de las familias sobre la lactancia y la fertilidad pueden influir en el periodo de LME. Jayachandran y Kuziemko (2011) encuentran, para la India, que las madres relacionan la lactancia con infertilidad. Por tanto, si aún su familia no ha alcanzado el número deseado de hijos, o si la última hija fue mujer y la familia desea tener un hijo hombre, es más probable que la lactancia materna se interrumpa antes.

Según un estudio del Ministerio de Salud Pública del Ecuador (2014), de las diversas etnias en el país, las madres indígenas tienen mayor prevalencia en dar LME a sus hijos por seis meses o más. Mientras que las madres afroecuatorianas, mestizas y las autodenominadas montuvias presentan menor probabilidad de dar LME por un periodo mayor o igual a seis meses.

De igual forma, la LME se encuentra fuertemente determinada por el estado civil de la madre; es decir, las mujeres casadas, al tener el apoyo de su cónyuge en el hogar, tienen una mayor probabilidad de dar de lactar a sus hijos. Por el contrario, las madres solteras, al ser el pilar de su familia, tienen menos probabilidad de proveer LME (Pino et al., 2013).

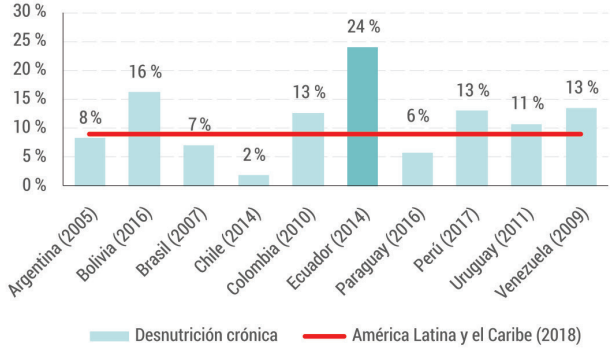
Finalmente, los factores institucionales y normas del mercado laboral pueden influir en el tiempo de lactancia materna. Baker y Milligan (2008) encuentran que más de tres meses de permiso por maternidad puede tener impactos significativos en el aumento del periodo que se brinda LME.

En suma, se observa que la lactancia materna exclusiva es importante para la salud del recién nacido y de la madre. Además, existen determinantes que influyen para que la madre decida o no dar de lactar, por ejemplo: factores culturales, socioeconómicos, educativos y étnicos. La siguiente sección presenta datos para el caso ecuatoriano.

Datos de desnutrición y LME en Ecuador

En Ecuador, de acuerdo con datos del INEC, uno de cada cuatro niños sufre de desnutrición crónica. Con respecto al promedio regional del 9 % de desnutrición crónica en menores de 5 años (CEPAL 2019), Ecuador se encuentra por encima de este promedio con un 24 % (Figura 7).

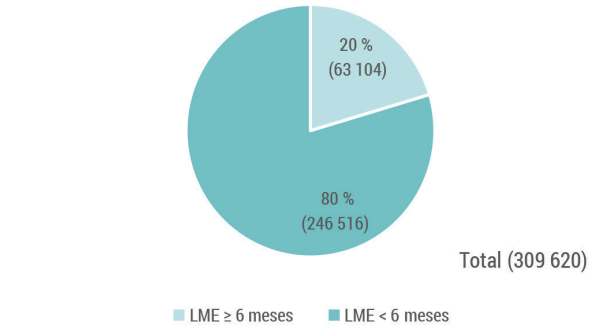
FIGURA 7. Desnutrición crónica en niños < 5 años (2005-2017)



Adaptado de: CEPAL, 2019.

Según la Encuesta de Salud y Nutrición ENSANUT, para el 2012, y utilizando los factores de expansión de la encuesta, el porcentaje de madres ecuatorianas que dio LME, por seis meses o más fue del 20 %, para datos de su último hijo (Figura 8).

FIGURA 8. Madres que dieron LME a nivel Nacional

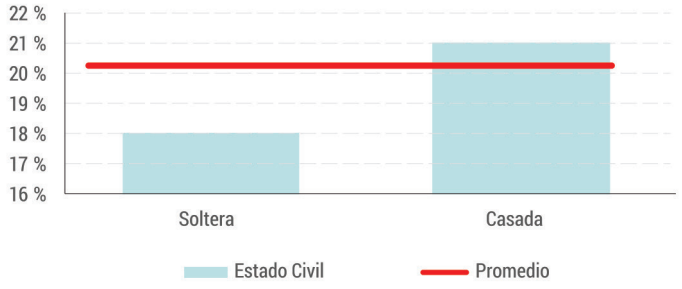


Adaptado de: INEC, 2012.

En cuanto a los datos, a nivel provincial, el mayor número de madres que dan LME, por seis meses o más, se encuentran ubicadas principalmente en la Sierra central del Ecuador. Las provincias que se encuentran por encima del promedio (20 %) son Chimborazo, Tungurahua, Cotopaxi, Pichincha, Bolívar, Carchi, Napo, Santa Elena, Orellana, Morona Santiago, Zamora Chinchipe, Esmeraldas, Santo Domingo de los Tsáchilas, Loja y Guayas. Mientras que el resto de las provincias se ubican por debajo del promedio nacional.

Al analizar la LME, de acuerdo con las características de la madre, se tiene que, por ejemplo, si te toma en cuenta el estado civil, del total de madres solteras en periodo de lactancia, el 18 % la dio al menos seis meses. Mientras que para el caso de mujeres unidas o casadas, el 21 % dio LME por al menos seis meses, ubicándose por encima del promedio nacional (Figura 9).

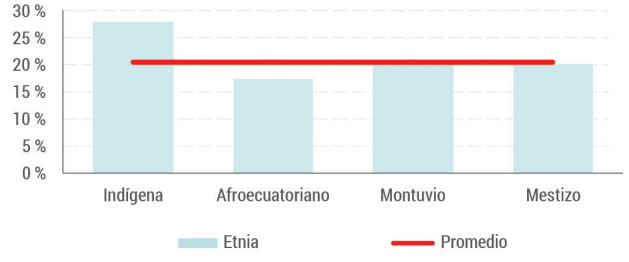
FIGURA 9. LME por estado civil



Adaptado de: INEC, 2012.

Por tipo de etnia, se logró identificar que, del total de madres indígenas en periodo de lactancia, el 28 % la dio por al menos seis meses y es la única categoría que se ubica por encima del promedio nacional (Figura 10).

FIGURA 10. LME por etnia

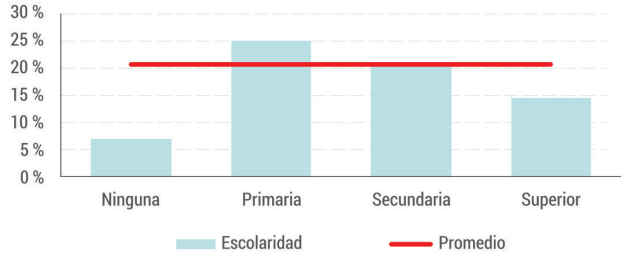


Adaptado de: INEC, 2012.

Según la Encuesta Salud y Nutrición (INEC, 2012), del total de madres que presentan niveles de escolaridad baja (primaria), y se encuentran

en periodo de lactancia, el 25 % dio LME por al menos seis meses o más. Esta categoría se ubica por encima del promedio nacional.

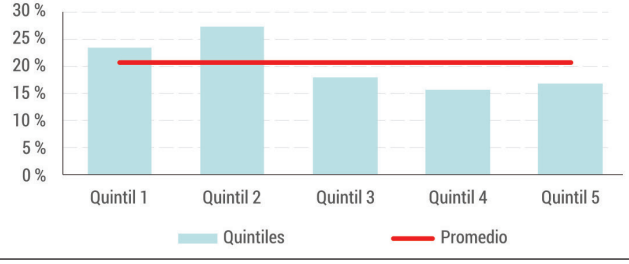
FIGURA 11. LME por nivel de escolaridad



Adaptado de: INEC, 2012.

Por otra parte, de los datos obtenidos por el INEC sobre el nivel socioeconómico, se puede observar que del total de madres ubicadas en los quintiles 1 y 2 que se encuentran en periodo de lactancia, el 23 % y 27 %, respectivamente, dan LME por seis meses o más, ubicándose sobre el promedio nacional. Mientras que los quintiles 3, 4 y 5 se ubican por debajo del promedio nacional con un 18 %, 16 % y 17 % respectivamente (Figura 12).

FIGURA 12. LME por nivel socioeconómico



Adaptado de: INEC, 2012.

El siguiente apartado construye la metodología con un modelo *probit* que busca estimar la probabilidad de LME mayor a seis meses de acuerdo con las características de la madre y su provincia de residencia.

Aplicación de un modelo probabilístico para estimar los determinantes de la LME en Ecuador

Esta sección utiliza datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición ENSANUT del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) en conjunto con el Ministerio de Salud Pública del Ecuador (MSP) desde 2011 hasta 2013.

En cuanto al modelo, se utilizan dos especificaciones: una general (Ecuación 1) y otra con efectos fijos de provincia (Ecuación 2.). Esta última busca incluir datos territoriales en el modelo con la finalidad de observar si los coeficientes tienen una variación significativa con respecto a la Ecuación 1. A continuación, se detallan las dos ecuaciones mencionadas:

$$Prob(lactae_i = 1 \mid \boldsymbol{X}_i) = \Phi[\alpha + \boldsymbol{Q'}_i\boldsymbol{\beta} + \delta\ edadmadre_i + \boldsymbol{etnia'}_i\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{edu'}_i\boldsymbol{\lambda} + \rho\ unida_casada_i + \varepsilon_i]$$

Ecuación (1)

$$Prob(lactae_i = 1 \mid \boldsymbol{X}_i) = \Phi[\alpha + \boldsymbol{Q'}\boldsymbol{\beta} + \delta\ edadmadre_i + \boldsymbol{etnia'}_i\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{edu'}_i\boldsymbol{\lambda} + \rho\ unida_casada_i + \boldsymbol{provincia'}_i\boldsymbol{\eta} + \varepsilon_i]$$

Ecuación (2)

Donde:

- $\boldsymbol{Lactae}$ corresponde a la probabilidad que la madre dé LME. Donde: 0 = Si le dio LME < 6 meses, 1 = Si le dio LME ≥ 6 meses.
- $\boldsymbol{\Phi}$ es la función de densidad acumulada de una distribución estándar normal.

- α es el término constante del modelo.
- β es igual al vector de coeficientes del modelo.
- Q' es un vector de variables *dummy* para los quintiles (q1).
- $edadmadre$ es una variable numérica.
- $etnia'$ es un vector de variables *dummy* para la etnicidad (indígena).
- edu' es un vector de variables *dummy* (sin estudios).
- $unida\ casada$ es una varible *dummy* igual a 1 cuando la madre es casada o unida y 0 caso contrario.
- $provincia'$ es un vector de variables *dummy* para las provincias, más Quito y Guayaquil (Azuay).
- ε es el término del error del modelo.

La Tabla 5 refleja los resultados de los modelos econométricos aplicados, donde cabe destacar que los resultados de las variables quintil, edad de la madre, etnia, educación de la madre y estado civil son significativas al 99 % de confianza tanto en el modelo 1 como en el modelo 2.

TABLA 5. Resultados del modelo econométrico para los modelos 1 y 2

Variables	Probit 1	Probit 2
Quintil		
2 Quint	0,152***	0,170***
	(-0,00761)	(-0,00776)
3 Quint	-0,133***	-0,118***
	(-0,0084)	(-0,00867)
4 Quint	-0,181***	-0,192***
	(-0,00927)	(-0,00973)
5 Quint	-0,0821***	-0,0945***
	(-0,00979)	(-0,0107)

Variables	Probit 1	Probit 2
Edad madre		
Edadmadre	0,00143***	-0,00181***
	(-0,000343)	(-0,000348)
Etnia (Indígena)		
Afroecuatoriano	-0,343***	-0,243***
	(-0,0169)	(-0,0183)
Montuvio	-0,306***	0,0106
	(-0,0168)	(-0,0188)
Mestizo	-0,186***	-0,013
	(-0,0124)	(-0,0137)
Edu madre (sin estudios)		
Primaria	0,853***	0,874***
	(-0,035)	(-0,0356)
Secundaria	0,763***	0,787***
	(-0,0351)	(-0,0356)
Superior	0,568***	0,590***
	(-0,0356)	(-0,0362)
Estado civil (soltera)		
Unida/Casada	0,0850***	0,0929***
	(-0,00659)	(-0,00664)

Adaptado de: INEC, 2012.

Nota 1: Variables significativas al 99 % (***) 95 % (**) 90 % (*).

La Tabla 6 presenta datos sobre el modelo 2, exclusivamente. Se obtiene que todas las variables, a excepción de las variables provincia (El Oro y Guayas), son estadísticamente significativas al 99 % de confianza.

TABLA 6. Resultados de los coeficientes de las dummy provinciales del modelo econométrico 2

Variable			**Probit 2**		
N.º	**308315**				
Provincia	**(Azuay)**				
Bolívar	0,412***	**Manabí**	-0,162***	**Santa Elena**	0,185***
	(-0,0281)		(-0,0141)		(-0,0199)
Cañar	-0,113***	**Morona Santiago**	0,132***	**Quito**	0,152***
	(-0,0267)		(-0,0226)		(-0,0136)
Carchi	0,389***	**Napo**	0,258***	**Guayaquil**	-0,0662***
	(-0,0271)		(-0,0321)		(-0,0137)
Cotopaxi	0,520***	**Pastaza**	-0,264***		
	(-0,0209)		(-0,0499)		
Chimborazo	0,798***	**Pichincha**	0,464***		
	(-0,0192)		(-0,0179)		
El Oro	-0,0147	**Tungurahua**	0,711***		
	(-0,0168)		(-0,0192)		
Esmeraldas	0,195***	**Zamora Chinchipe**	0,123***		
	(-0,0169)		(-0,0306)		
Guayas	0,00663	**Galápagos**	-0,330***		
	(-0,0163)		(-0,0946)		
Imbabura	-0,318***	**Sucumbíos**	-0,180***		
	(-0,0234)		(-0.0237)		

Loja	0,0953***	**Orellana**	0,163***
	(-0,0172)		(-0,0235)
Los Ríos	-0,227***	**Santo Domingo de los Tsáchilas**	0,103***
	(-0,018)		(-0,0164)

Adaptado de: INEC, 2012.

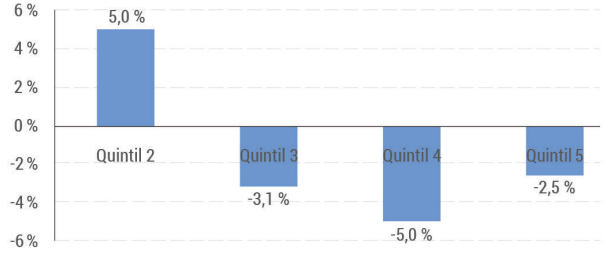
Resultados

Los resultados afirman que, en el caso ecuatoriano, las mujeres que se encuentran en el quintil económico más alto tienden a ofrecer LME por un periodo menor que aquellas mujeres situadas en el quintil económico más bajo. Es así como aquellas madres ubicadas en los quintiles 3, 4 y 5 cuentan con menor probabilidad de dar LME en relación con el quintil 1, con un -3 %, -5 % y -2,5 %, respectivamente. Por ejemplo, si la madre se encuentra en el quintil 5 de la población, tiene 2,5 % menos de probabilidades de dar LME, por seis meses o más, en comparación al quintil 1, donde la probabilidad es positiva (Figura 13).

Resultados similares reflejan estudios de países como Perú y Costa Rica (Chia-Gil et al., 2013; UNICEF, 2011). En estos, se concluye que a menor nivel socioeconómico, es mayor la probabilidad de dar LME en comparación al quintil más alto. Los argumentos en estos trabajos sugieren que una mejor condición económica permite que las madres ubicadas en los quintiles más altos decidan no proveer LME y busquen adquirir sucedáneos de la leche materna.

Estos estudios difieren con los resultados encontrados para países desarrollados, como es el caso la investigación para Canadá en 2006. En esta, se encuentra que las madres provenientes de los quintiles económicos más altos tienen una mayor probabilidad de dar LME (Al-Sahab et al., 2010).

FIGURA 13. Resultado de la variable quintil



Adaptado de: INEC, 2012.

En términos de la edad de la madre (*Edadmadre*), se encontró un efecto marginal negativo del 0,00049. Esto quiere decir que por cada año adicional de la madre se reduce la probabilidad de dar LME, por seis meses o más, en 0,04%.

En la variable que recoge el estado civil (*Unida/casada*), se observa que las madres unidas o casadas incrementan la probabilidad de dar LME, por seis meses o más, en un 2 % comparado con las madres solteras. Resultados similares halló Ruiz (2011) en un estudio llevado a cabo en Cuba, el cual evidencia que las madres solteras poseen una menor probabilidad de dar de lactar que las casadas. De igual forma, en la investigación de Chávez et al. (2002), se observa que las madres casadas tienden a dar LME por un periodo mayor. Esto se explica, en gran parte, debido a que cuentan con el apoyo de su familia y pueden dedicarse a dar de lactar sin preocupación.

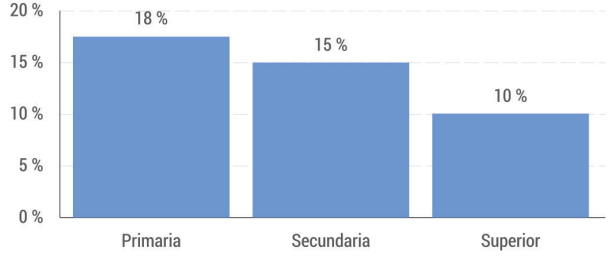
Al analizar los coeficientes obtenidos de la variable *Etnia*, se puede observar que las madres autodenominadas afroecuatorianas tienen 6 % menos de probabilidad de dar LME, por seis meses o más, que las mujeres autodenominadas indígenas. Como se observa en la Tabla 5, no se obtienen resultados robustos en ambos modelos para el resto de las etnias.

Al analizar el nivel educativo de las madres, se obtuvieron los siguientes resultados:

- Las madres con un nivel de educación bajo (primaria) tienen 17,5 % más de probabilidades de dar LME, por seis meses o más, que aquellas mujeres sin estudios.
- Las madres con un nivel educativo medio (secundaria), tienen 15 % más de probabilidades de dar LME por seis meses o más que las mujeres que no tienen ningún tipo de instrucción académica.
- En cuanto a las madres con un nivel de educación superior, se encuentra con un 10 % más de probabilidad de dar LME por seis meses o más, que las madres que no tienen estudios. Esto demuestra que tener algún tipo de nivel educativo es de suma importancia al momento de dar de lactar.

El cambio más grande se da entre las mujeres sin estudios y aquellas que tienen un nivel académico bajo (primaria) (Figura 14). Estos resultados difieren del estudio de Radwan (2013), en el que se obtuvo como resultado que mientras mayor es el nivel de educación, mejores son los resultados respectos a LME para países desarrollados.

FIGURA 14. Resultado de la variable Edu



Adaptado de: INEC, 2012.

En cuanto a la variable *Provincia*, se puede observar que las mujeres ubicadas en la Sierra central del país tienen mayores probabilidades de dar LME, por un periodo de seis meses o más, que aquellas pertenecientes del Azuay. Cabe mencionar que se toma como base de comparación

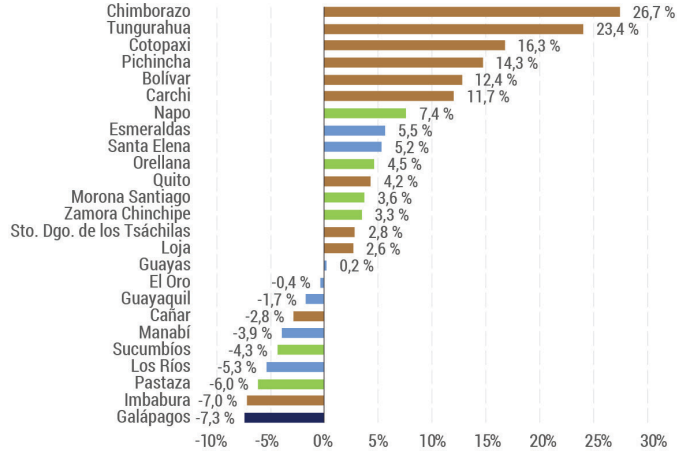
a esta provincia, ya que se encuentra en el promedio de los coeficientes obtenidos (Figura 15).

Al comparar a las madres del Azuay que dan LME por un periodo mayor a seis meses con el resto de las provincias, tenemos dos grandes grupos:

- En el primer grupo están aquellas madres ubicadas en las provincias que tienen una menor probabilidad de dar LME: Galápagos, Imbabura, Pastaza, Los Ríos, Sucumbíos, Manabí, Cañar, El Oro y la ciudad de Guayaquil.
- En el segundo grupo se encuentran las mujeres de las provincias que cuentan con una mayor probabilidad de dar LME: Guayas, Loja, Santo Domingo de los Tsáchilas, Zamora Chinchipe, Morona Santiago, Orellana, Santa Elena, Esmeraldas, Napo, Carchi, Bolívar, Pichincha, Cotopaxi, Tungurahua y Chimborazo.

Todo el territorio cuenta con un nivel de significancia del 99 %, a excepción de El Oro y Guayas que no son estadísticamente significativas.

FIGURA 15. Resultado de la variable *Provincia*



Adaptado de: INEC, 2012.

Capítulo tercero
Una propuesta de medición de vulnerabilidad de la dolarización en Ecuador

Carlos Rivera[15]
Marcelo Fernández[16]

[15] Universidad de Cuenca.
[16] Universidad de Cuenca.

En el presente capítulo se desarrolla un indicador para medir la vulnerabilidad de la dolarización. La sensibilidad de la balanza comercial no petrolera a un ajuste del tipo de cambio real, el sesgo inflacionario, la determinación del tipo de cambio sombra y el cálculo de la brecha producto/producto potencial, permiten analizar el costo-beneficio de una eventual decisión de salida del esquema cambiario. Los resultados evidenciaron que la dolarización no ha mostrado signos de vulnerabilidad en el periodo de estudio, excepto por el 2020 debido a los efectos de la pandemia por la COVID-19.

***Key take-aways* del capítulo**

Pregunta de investigación: ¿Existe vulnerabilidad de la dolarización en Ecuador?
Revisión de literatura: Análisis sobre la sostenibilidad de los sistemas de cambio fijo.
Método econométrico: Modelo de vector de corrección de errores (VEC).
Resultados principales: La investigación concluye que el indicador de vulnerabilidad se ubica por debajo del umbral de la media más dos desviaciones estándar y predominantemente en el rango de ±1 desviación estándar, lo cual configura un escenario de sostenibilidad para el sistema de dolarización.

Antecedentes sobre el proceso de dolarización en Ecuador

La adopción oficial del dólar estadounidense en enero de 2000 como medio de pago de curso legal, unidad de cuenta y reserva de valor en

lugar del sucre marcó un hito significativo. Este cambio abrió la puerta a una extensa agenda de investigación destinada a recopilar el contexto socioeconómico que condujo a Ecuador a adoptar este sistema. Además, se exploraron las respuestas iniciales de la economía y los efectos de la dolarización.

En cuanto a las causas que llevaron al Ecuador a adoptar este esquema cambiario, debemos recordar que esta corresponde a una estrategia desesperada de importación de credibilidad para restaurar la estabilidad monetaria y de precios. Esta medida fijó un ancla monetaria externa para frenar las malas expectativas de los agentes económicos; evitar la hiperinflación; y permitir que la actividad financiera y económica comience a normalizarse después de la crisis gestada entre 1998 y 1999.

Lo anterior representa un corolario de un coctel explosivo de inflación, devaluación, crisis bancaria, déficit fiscal, shock exógeno, contracción de la actividad económica y una total pérdida de confianza en la moneda nacional; además, es necesario recordar otros problemas políticos y de gobernabilidad del presidente Mahuad que representaron una de las crisis económicas más severas de toda la historia republicana (Beckerman y Solimano, 2002), únicamente comparable con la derivada por la COVID-19.

En lo que se refiere a las primeras respuestas y los efectos impacto de la dolarización, se destacan: la disminución de las tasas de interés; la repatriación de capitales; y la importante recuperación de los depósitos en el sistema financiero; seguido del crecimiento del producto; la reducción de la inflación; la disminución del desempleo; y el mejoramiento de los salarios reales (Beckerman y Solimano, 2002; Onur y Togay, 2014).

Por su parte, Jácome y Lönnberg (2010), con base en los estudios de los casos ecuatorianos, además de El Salvador, Kosovo, Montenegro y Timor Leste, proponen un paquete de reformas que son necesarios para fortalecer la credibilidad y sostenibilidad de este tipo de regímenes: incremento de la base tributaria; la creación de fondos de estabilización fiscales; una mejor supervisión financiera; la implementación de un seguro de depósitos; la apertura a la inversión extranjera en el sistema financiero; la liberalización del comercio internacional; la flexibilidad laboral.

Dos décadas después de haberse implementado la dolarización, Villalba et al. (2019) nos recuerdan, desde diferentes ópticas, las principales causas

que estuvieron detrás de la dolarización: el deterioro de los fundamentos macro; una crisis de expectativas; la ocurrencia de shocks reales negativos como la caída del precio del petróleo; y la presencia del fenómeno de El Niño; la muy deficiente supervisión bancaria; las dolosas prácticas de ciertos bancos; y la aplicación del impuesto a las transacciones financieras.

De su lado, Dahik (2019) evalúa el desempeño de la economía ecuatoriana durante el periodo de dolarización. De esta manera, evidencia que las condiciones económicas que facilitaron el funcionamiento de la dolarización, durante sus primeros años, se erosionaron a partir de 2015; así, para Dahik, se requiere fortalecer la sostenibilidad de la dolarización. Entre otras reformas sugeridas, propone un timbre cambiario para introducir flexibilidad del tipo de cambio con aplicación al comercio internacional, mientras se mantiene constante la unidad monetaria en el ámbito financiero; la recuperación de la autonomía del Banco Central; y un ajuste fiscal que permita alcanzar la sostenibilidad de las finanzas públicas.

En esta misma línea, Gonzáles (2019) concluye que el mayor logro de la dolarización tiene que ver con una tasa de inflación significativamente más baja y estable, aunque al costo de una menor tasa de crecimiento del producto. Lo anterior, sin que se encuentre evidencia de que el nivel de volatilidad del producto y los desequilibrios de cuenta corriente se hayan visto afectados por la dolarización. Este resultado confirma lo encontrado por Canova (2005), quien indica que no hay evidencia a favor de que el sistema de tipo de cambio influya mayormente en la respuesta del producto en América Latina frente a los shocks provenientes de Estados Unidos.

Implementación y sostenibilidad de sistemas de cambio fijo

Los sistemas de tipo de cambio fijo extremo se circunscriben, originalmente, dentro de lo que la literatura conoce como las áreas monetarias óptimas (Mundell, 1961). Esta teoría sugiere que los países que se

ven afectados por shocks económicos de manera simétrica, y que poseen una considerable movilidad de capital y mano de obra, junto con flexibilidad en los precios, son propensos a beneficiarse al unirse a un área monetaria. En comparación con la situación de mantener monedas nacionales, argumenta que estos países experimentarían ventajas superiores al integrarse en una entidad monetaria común.

Independientemente de la posibilidad de establecer acuerdos monetarios entre países, surge la alternativa de renunciar a la moneda nacional y adoptar, unilateralmente, una moneda fuerte en calidad de ancla monetaria para fijar disciplina monetaria y ganar credibilidad en los agentes económicos. Esto, inclusive, al costo de una pérdida total de la política monetaria y de la generación de ingresos por concepto de señoreaje (véase, Larraín y Tavares, 2003; Hochreiter et al., 2002; y Kopits, 2002).

Anteriormente, Berg y Borensztein (2000) señalaron que la dolarización es superior inclusive a la caja de conversión o convertibilidad. La explicación es una menor tasa de interés y una mayor integración comercial al mundo, aunque al costo de perder, igualmente, el señoreaje y la siempre importante opción de salida en situaciones de crisis extremas.

Otra investigación pionera en este ámbito fue llevada a cabo por Alesina y Barro (2001). Estos académicos sostienen que la elección de adoptar el dólar como moneda nacional conlleva considerables costos en forma de la pérdida de independencia en la política monetaria para estabilizar el ciclo económico. Sin embargo, reconocen que esta decisión elimina el problema del sesgo inflacionario asociado a la política monetaria discrecional al optar por una moneda fuerte. Alesina y Barro, los países con mayor probabilidad de reemplazar su moneda local por una moneda extranjera que sirva de ancla (dólar estadounidense, euro y yen, entre otros), son aquellos que cumplen las características de una alta y volátil inflación, gran volumen de comercio internacional y ciclos económicos con fuerte covarianza con el país de la moneda ancla.

Por su lado, Eichengreen (2001) muestra escepticismo sobre la capacidad de la dolarización para corregir los problemas económicos sistémicos, ya que esta puede resultar demasiado rígida para mercados emergentes y estructuras económicas en evolución. En particular, indica que la política monetaria interna pierde capacidad para reaccionar a

las perturbaciones y, por lo tanto, aliviar la carga del ajuste que, en este caso, deben absorber directamente los salarios, los precios y el empleo.

En esta misma línea de investigación, Hochreiter y Siklos (2002) argumentan que la dolarización oficial, en las economías de Centroamérica y el Caribe, si bien pueden reducir la inflación y la fragilidad financiera al reducir la volatilidad de precios relativos claves, no asegura la resolución de problemas estructurales e institucionales. De su lado, Panizza et al. (2003) concluyen que en Ecuador no se cumplieron todos los criterios establecidos para ingresar a una zona monetaria óptima, y que, probablemente, la pérdida del tipo de cambio como herramienta de ajuste, imponga una carga mayor sobre los instrumentos de política restantes. Particularmente, Kopits (2002) ilustra a la dolarización en Ecuador como una adopción unilateral de una moneda fuerte, que no fue acompañada de instituciones fiscales apropiadas, flexibilidad salarial y un sistema bancario sólido, que le deja vulnerable frente a choques exógenos.

Caravello et al. (2023) demuestran que, en el corto plazo, la dolarización podría tener un impacto en términos de bienestar, debido a una disminución temporal del consumo transable. Lo anterior acompañado de una disminución de consumo no transable y del empleo relacionados con la recesión previa a la dolarización. A su vez, los autores señalan que el efecto sobre el bienestar de la dolarización depende de la cantidad disponible de dólares en la economía previa al proceso de adopción de dicha moneda.

Magendzo y Edwards (2003), por su parte, investigaron el impacto de la dolarización en el rendimiento económico de 29 países, tanto independientes como no independientes. Sus hallazgos revelaron que el principal beneficio de la dolarización es, de hecho, la obtención de una tasa de inflación más baja. Sin embargo, este logro viene acompañado de un costo representado por una disminución en la tasa de crecimiento económico debido a la pérdida de la capacidad de ejercer políticas monetarias para hacer frente a shocks económicos adversos.

Al contrario de ello, Larraín y Tavares (2003) evidencian fuertemente los beneficios de la dolarización. Argumentan que países con falta de disciplina fiscal y monetaria pueden importar esa disciplina con la fijación externa del tipo de cambio. El efecto principal de este enfoque sería la reducción del riesgo país que se traduce en menores tasas

de interés, mayores niveles de inversión doméstica y flujos de capital externos. Además, existen otros beneficios relacionados con la eficiencia microeconómica. La eliminación de la volatilidad de la tasa de cambio nominal y, por lo tanto, de las tasas de interés, se traduce en una menor volatilidad del tipo de cambio real y favorece a una mejor integración financiera (Hochreiter et al., 2002).

Otro tema relevante dentro de la literatura económica, y con fuertes implicaciones para la sostenibilidad de la dolarización, son las fallas de cumplimiento de los requerimientos para el mantenimiento exitoso de los sistemas de tipo de cambio fijo (véase, Calvo y Mishkin, 2003; Blomberg et al., 2005). De esta manera, también se consideran válidos para los sistemas de tipo de cambio fijo extremo del tipo de la dolarizacion o área monetaria óptima, que se muestran reversibles y susceptibles de abandonarse, lo cual es recogido por Cohen (1993), Canofari y Messori (2018), y Jameson (2003).

En particular, la experiencia de Grecia, en 2015, cuando se activó la opción de salida del euro en medio de una aguda crisis[17], es un gran referente para Ecuador, ya que los factores que desencadenaron la crisis helena no son ajenos a la realidad de la economía ecuatoriana: desequilibrios fiscales; insostenibilidad de la deuda pública; falta de competitividad. En efecto, Arghyrou y Tsoukalas (2011) consideran que la crisis griega tiene su origen en el continuo deterioro de los fundamentos macro y la cada vez mayor falta de garantías de cumplimiento de su deuda pública que afectaba agresivamente las expectativas del mercado sobre la permanencia de Grecia dentro la Unión Monetaria Europea.

De su lado, Katsimi y Moutos (2010) enfocan la crisis griega a la caída del ahorro nacional y el déficit de la cuenta corriente, sin dejar de lado los temas fiscales relacionados con la corrupción en el manejo de los fondos públicos, la evasión tributaria y el deterioro en la calidad de la provisión de bienes públicos. García y Ghezzi (2011), por su parte, apuntan a la

[17] El otro caso de abandono de la Unión Monetaria Europea es el de Gran Bretaña (Brexit) que busca reemplazar la membresía plena de la Unión Europea con un limitado acuerdo de libre comercio. Sin embargo, este no es una referencia para Ecuador, ya que no corresponde a una situación de crisis y necesidad de ajuste del tipo de cambio nominal. En cambio, el Brexit responde a una marcada visión euroescéptica por parte de su población y a los objetivos de poner un freno al exceso de regulaciones que vienen de la Unión Europea, en comparación a sus antecedentes internos. Adicionalmente, Gran Bretaña nunca adoptó la moneda de la Unión Europea.

pérdida de competitividad y las fallas de los programas de consolidación fiscal, además de la insostenibilidad de la deuda pública, como elementos explicativos centrales de la crisis en Grecia.

No obstante de que una mala gestión fiscal es el principal determinante detrás de las crisis cambiarias de los sistemas de tipo de cambio fijo aún extremos (véase Hochreiter y Siklos, 2002; Hochreiter et al., 2002; y Kopits, 2002), también destaca el rol de la credibilidad, las expectativas y la disyuntiva que enfrenta la autoridad al momento de hacer frente a situaciones de crisis cambiarias del tipo de las profecías autocumplidas (De Grauwe y Ji, 2013). Por otro lado, Boltho y Carlin (2013) direccionan su enfoque al estudio de la transición que tendrían los países después de tomar una opción de salida de un sistema de tipo de cambio fijo extremo. Concluyen que el éxito depende del entorno legal e institucional, la estructura económica y hasta la organización social de los países.

La capacidad de predicción de las crisis cambiarias es un tema de vital relevancia. Este ha motivado una vasta literatura sobre indicadores de alerta temprana que permiten monitorear la vulnerabilidad de los sistemas cambiarios y, a su vez, adelantan información sobre la ocurrencia de estos episodios. Particularmente, se destaca el índice de presión en el mercado cambiario de Girton y Roper (1977). Luego, fue ampliado por Weymark (1995) y Eichengreen et al. (1996), para medir el grado de tensión existente en el mercado cambiario fijo intermedio y flexible, calculando el promedio ponderado de las variaciones del tipo de cambio nominal, reservas internacionales y tasas de interés. Li et al. (2006) complementan el indicador mediante el estudio de mejores ponderadores de estas variables a efecto de ganar mayor precisión en los pronósticos del modelo. Willett et al. (2012), por su parte, observan a la propia metodología de medición del grado de presión en el mercado cambiario.

No obstante, los indicadores de alerta temprana de este tipo no son adecuados para los sistemas de tipo de cambio fijo extremo a nivel de cada país miembro de la Unión Monetaria o de una economía dolarizada. Esto se debe a que sus componentes no son observables, o no están sujetos a un nivel de volatilidad lo bastante significativo como para inferir información sobre el grado de vulnerabilidad del esquema basándose en su comportamiento.

En respuesta a ello, Canofari et al. (2014) construyen un índice alternativo de medición del grado de vulnerabilidad para los sistemas

de tipo de cambio fijo extremo con aplicación a los países integrantes de la Unión Monetaria Europea; en este, la vulnerabilidad está relacionada con la imposibilidad del ejercicio autónomo de la política monetaria para revertir los ciclos recesivos de la economía[18]. Puede interpretarse que, en el caso de situaciones extremas de caída de la actividad económica, la autoridad financiera puede tomar una decisión de abandono del esquema cambiario, y esto mide el grado de vulnerabilidad del esquema.

Según estos autores, los beneficios de abandono del esquema de tipo de cambio fijo extremo tienen que ver con la reducción o eliminación de la brecha negativa del producto en relación con el producto potencial[19]. Esto se debe a la respuesta al aumento de la demanda agregada impulsada por el mejoramiento de la balanza comercial como efecto de la depreciación del tipo de cambio real vía ajuste del tipo de cambio nominal. Mientras que los costos están relacionados con el aumento de la inflación por efecto del ajuste del tipo de cambio nominal. En este sentido, nuestro objetivo es cuantificar beneficios y costos en un solo indicador que sintetice la vulnerabilidad de la dolarización; este se basará a partir de las decisiones que pueden tomar la autoridad económica frente a una excesiva y persistente caída de la actividad económica.

Metodología

De acuerdo con el modelo propuesto por Canofari et al. (2014), la vigencia de la dolarización en Ecuador ha sido resultado de una conducta de optimización por parte de la autoridad económica; de esta manera,

[18] A la falta de política monetaria, en Ecuador, debe sumarse el casi nulo espacio en materia fiscal por la falta de ahorro y la inflexibilidad de precios y salarios para facilitar el ajuste económico. Esto, sumado a la alta dependencia del petróleo y la exportación poco diversificada, potencializa la fragilidad del sistema de dolarización y que representan campos de mejora para facilitar la convivencia con la dolarización.

[19] Sin embargo, debe destacarse que los efectos de un ajuste del tipo de cambio nominal en el sector real de la economía están supeditados al rezago del ajuste de los precios y la propia pendiente de la curva de oferta agregada que no han sido evaluadas en esta investigación. Estos factores representan una decisión de abandono del sistema cambiario.

es importante basarse en el contraste de los beneficios y costos de mantener el sistema cambiario.

Para revelar la decisión tomada por la autoridad económica, se asumió una función de retornos decrecientes para el producto en términos del empleo:

$$y_t = \alpha l_t \, , 0 < \alpha < 1, \qquad \text{Ecuación (1)}$$

donde y_t y l_t denota el producto y empleo en el periodo t, respectivamente.

Se consideró también que las empresas buscan maximizar sus beneficios e igualan el producto marginal del trabajo con el salario real, lo cual permitió definir la siguiente demanda de trabajo l_t

$$l_t = -\frac{1}{1-\alpha}(w_t - p_t - b), \qquad \text{Ecuación (2)}$$

Donde:

- w: salario nominal.
- p: nivel de precios doméstico.
- $b = ln\alpha$, donde α representa la proporción entre producto y trabajo.

Al sustituir (2) en (1), se estableció una relación para el producto en función del salario real

$$y_t = \alpha_0 - \alpha_1(w_t - p_t), \qquad \text{Ecuación (3)}$$

donde $\alpha_0 \equiv b\alpha_1$ y $\alpha_1 \equiv \frac{\alpha}{1-\alpha}$

De su lado, la demanda agregada se modeló en términos de un componente autónomo $\overline{D}$, del tipo de cambio real ρ_t y de un shock aleatorio u_t.

$$D_t = \overline{D} + \gamma\rho_t - u_t\,, \qquad \text{Ecuación (4)}$$

donde u_t es un shock i.i.d. con una función de densidad $g(u_t)$ descrita por

$$g(-u_t) = g(u_t)\ \forall\ u_t \in (-\infty, +\infty)$$
$$g'(u_t) > 0\ \ \forall\ u_t \in (-\infty, 0)$$
$$g'(u_t) < 0\ \ \forall\ u_t \in (0, +\infty)$$
$$g'(0)\ = 0\,, g''(0) < 0$$

El tipo de cambio real, bajo el supuesto de precios fijos se definió por

$$\rho_t \equiv s_t - s^*, \qquad \text{Ecuación (5)}$$

donde s_t y s^* son los tipos de cambios nominales de Ecuador y el resto del mundo.

Se consideró también que en cada periodo t la autoridad fija los salarios antes que los precios sean observados, con el objetivo de minimizar la desviación del producto respecto de un nivel objetivo o meta, normalizado a cero por conveniencia

$$\min_{w_t^A} E_{t-1}\,(y_t)^2, \qquad \text{Ecuación (6)}$$

donde E_{t-1} es el operador de expectativas condicionales.

Al minimizar (6) sujeto a (3), la condición de primer orden quedó dada por

$$w_t = E_{t-1}\,p_t + \frac{\alpha_0}{\alpha_1}\,, \qquad \text{Ecuación (7)}$$

que, sustituyéndose en la ecuación (3), permitió representar al producto como una función de la brecha entre los precios efectivos y los precios esperados para t en $t-1$.

$$y_t = \alpha_1(p_t - E_{t-1}p_t), \qquad \text{Ecuación (8)}$$

o, equivalentemente

$$y_t = \alpha_1(\Delta p_t - E_{t-1}\Delta p_t), \qquad \text{Ecuación (9)}$$

donde $\Delta p_t \equiv p_t - p_{t-1}$ y $E_{t-1}\Delta p_t$ denotan la tasa de inflación actual y esperada, respectivamente. La sorpresa inflacionaria (en términos de política monetaria), al reducir el salario real, permite incrementar la demanda de trabajo y por esta vía se genera el aumento del producto.

Se asumió una tasa de inflación en el resto del mundo igual a cero, lo cual permite reescribir (9) como

$$y_t = \alpha_1(\Delta s_t - E_{t-1}\Delta s_t), \qquad \text{Ecuación (10)}$$

donde Δs_t y $E_{t-1}\Delta s_t$ representa la variación actual y esperada en el tipo de cambio, respectivamente.

El equilibrio en el mercado de bienes está dado por

$$y_t = \overline{D} + \gamma(s_t - s^*) - u_t, \qquad \text{Ecuación (11)}$$

Se define $\bar{s}$ como la paridad nominal del tipo de cambio al momento de la adopción del dólar; y a y_t^F como el nivel de producto requerido para mantenerse anclado a la dolarización en forma óptima, se reescribió la ecuación (11) como

$$y_t = \gamma(s_t - \bar{s}) + y_t^F$$

$$y_t^F \equiv \overline{D} + \gamma(\overline{s} - s^*) - u_t \,, \qquad \text{Ecuación (12)}$$

De su parte, la autoridad económica busca minimizar la siguiente función de pérdidas

$$\mathcal{L}_t = (y_t - \bar{y})^2 + \theta(s_t - s_{t-1})^2 + \delta\mathbb{C} \,, \qquad \text{Ecuación (13)}$$

Donde:

- $\bar{y}$ es el nivel del producto meta de la autoridad.
- θ es el coeficiente de aversión a la inflación.
- $\mathbb{C}$ es el costo de salida de la dolarización.
- δ es una variable *dummy* definida como

$$\delta = 1 \; si \; s_t - s_{t-1} \neq 0$$
$$\delta = 0 \; si \; s_t - s_{t-1} = 0 \,.$$

Los incentivos de la autoridad para abandonar el sistema de dolarización e implementar una política monetaria autónoma, quedan establecidos por las diferencias entre las pérdidas de bienestar bajo uno y otro esquema

$$\mathcal{L}_t^F - \mathcal{L}_t^{'D} \geq 0 \,, \qquad \text{Ecuación (14)}$$

donde $\mathcal{L}_t^F$ expresa la pérdida si el país decidiera mantenerse anclado al dólar, y $\mathcal{L}_t^{'D}$ la pérdida incurrida cuando se opte por abandonar el esquema de dolarización.

Según Cavallari y Corsetti (2000), esta contrastación de pérdidas de bienestar entre uno y otro esquema $\mathcal{L}_t^F - \mathcal{L}_t^{'D} \geq 0$, se puede expresar en términos del tipo de cambio sombra $\overline{s_t}^A$, entendido como aquel tipo

de cambio bajo un esquema de libre flotación que permitiría cerrar la brecha negativa del producto.

Este tipo de cambio sombra $\bar{s}_t^A$ fue modelado como una función lineal del tipo de cambio vigente al momento de la adopción oficial del dólar $\bar{s}$: 25 000 sucres por dólar; de la brecha del producto requerida para mantenerse anclado al dólar $y_t^F - \bar{y}$; y de los parámetros γ y θ que representan la elasticidad de la demanda agregada al tipo de cambio real y el coeficiente de aversión a la inflación, respectivamente.

$$\bar{s}_t^A = \bar{s} - \frac{\gamma}{\gamma^2+\theta}(y_t^F - \bar{y}), \qquad \text{Ecuación (15)}$$

La ecuación muestra que el cierre de la brecha negativa del producto requiere un tipo de cambio más alto, que se refleja en el aumento del tipo de cambio sombra. Esto, a su vez, se traduce en una mayor vulnerabilidad del sistema de dolarización, ya que la autoridad económica podría estar tentada a abandonar el esquema cambiario. Así, podría ser motivado por la necesidad de ajustar el tipo de cambio nominal para influir en el tipo de cambio real y, por esta vía, en la balanza comercial y la demanda agregada a efecto de cerrar la brecha negativa del producto. La magnitud de esta relación se potencializa a la medida en que el parámetro de la elasticidad de la balanza comercial (demanda agregada) al tipo de cambio real sea más alto y el coeficiente de aversión a la inflación sea más bajo.

Usando la ecuación (15), se reescribió la ecuación (14) en términos de

$$\bar{s}_t^A - \bar{s} \geq \bar{\mathbb{C}},$$

Donde $\bar{\mathbb{C}} = \sqrt{\frac{\mathbb{C}}{\gamma^2+\theta}}$.

Esta ecuación indica que la autoridad escoge salir de la dolarización cuando el tipo de cambio sombra excede la paridad de entrada a la dolarización en un valor crítico $\bar{\mathbb{C}}$. Este representa el rezago cambiario frente al tipo de cambio requerido para cerrar la brecha negativa del producto.

Con las ecuaciones 15 y 12, al ajustar $\bar{s}_t^A - \bar{s} = \bar{\mathbb{C}}$ y resolviendo para u_t, se tiene que el valor límite de un shock u_t, en el cual la autoridad se encontraría indiferente entre salirse y mantenerse anclado al dólar, está dado por

$$\bar{u}_t = \frac{(\gamma^2+\theta)\bar{\mathbb{C}}}{\gamma} + \bar{D} + \gamma(\bar{s} - s^*) - \bar{y}, \qquad \text{Ecuación (16)}$$

Por lo que si $u_t \leq \bar{u}_t$ es óptimo para el país mantenerse anclado al dólar; pero si $u_t > \bar{u}_t$, lo óptimo es abandonar la dolarización y buscar una política monetaria independiente, implementando una devaluación que corrija el rezago cambiario en una magnitud igual a $\bar{s}_t^A - \bar{s}$, que permita cerrar la brecha negativa del producto.

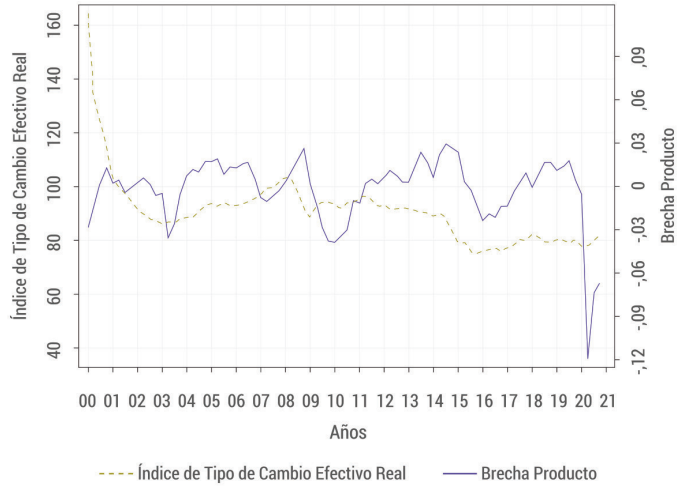
La brecha del producto es determinada por la diferencia entre el producto efectivo y el producto potencial a largo plazo —entendido como la cantidad máxima de bienes y servicios que una economía puede generar operando a plena capacidad o máxima eficiencia[20]—. La evidencia muestra un comportamiento relativamente dispar hasta 2010, seguido de una tendencia marcadamente positiva entre 2011 y 2014. Dicha tendencia se revierte por la caída del precio del petróleo en 2015 y, luego de un ligero repunte entre 2018 y 2019, cae abruptamente en 2020 como consecuencia de la brutal contracción de la oferta y demanda derivada[21] de la COVID-19 (Figura 16).

De su lado, el índice de tipo de cambio real, no solamente se ubica en el rango de apreciación a lo largo de todo el periodo de estudio, sino, además, exhibe una fuerte caída entre 2008 y 2016, que se mantiene invariante por el resto del periodo. Este comportamiento evidencia el bajo nivel de competitividad de la economía ecuatoriana que no ha contribuido a la reversión de la brecha negativa del producto, por cuanto el componente de la balanza comercial no ha tenido impulso por efecto del tipo de cambio real que se muestra sobrevalorado.

[20] Para efectos de esta investigación, el producto potencial se aproxima mediante la estimación del Producto Interno Bruto Tendencial a través del Filtro Hodrick Prescott Modificado.

[21] El shock de la COVID-19 es de tal magnitud que el producto interno bruto ha caído un 7,75 %, mientras que el empleo adecuado se redujo al 37,45 %, a la vez que el subempleo y desempleo alcanzaron el 24,08 % y 6,13 % respectivamente.

FIGURA 16. Brecha del producto e índice de tipo de cambio real (2000-2020)



Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021.

Conforme lo sugerido por Arellano y Larraín (1996), la apreciación del tipo de cambio real podría explicarse por aumento del gasto del sector público no financiero. En efecto, según los Boletines de Información Estadística Mensual del Banco Central del Ecuador, el gasto público pasó de un saldo promedio del 24 % del producto entre 2000 y 2006 a un saldo promedio del 37 % del producto entre 2007 y 2020. En esta misma línea, los desequilibrios fiscales global y primario observados entre 2007 y 2020 que alcanzan valores promedios de −3,10 % y −1,64 %, respectivamente, en contraste a los saldos superavitarios de 1,44 % y 4,92 % en uno y otro caso respectivamente. Estos desequilibrios no solamente influencian en la apreciación del tipo de cambio real, sino que reducen los recursos disponibles para el sector real; además, generan un ambiente de incertidumbre en torno a la magnitud y temporalidad del ajuste fiscal requerido para corregir estos desequilibrios fiscales. Todo lo anterior retrasa las decisiones de consumo e inversión y afecta la actividad económica.

El indicador de vulnerabilidad de acuerdo con la ecuación 15, requiere la estimación de la elasticidad de la demanda agregada al tipo de cambio real (γ); la fijación del coeficiente de aversión a la inflación (θ); y el cálculo de la brecha del producto ($y_t^F - \bar{y}$).

En relación con la elasticidad de la demanda agregada al tipo de cambio real (γ), el nexo viene dado por los efectos que tiene este en el saldo de la balanza comercial. Así, Dornbusch et al. (2008) modelan el saldo de la balanza comercial en términos del ingreso nacional, ingreso extranjero y tipo de cambio real. El ingreso nacional se relaciona con la demanda de importaciones, mientras que el ingreso extranjero se relaciona con la demanda externa de nuestras exportaciones y el tipo de cambio como medida de competitividad por el efecto precios. Estas relaciones se confirman en los estudios de Kalyoncu et al. (2009), Hernández et al. (2012), Arriaga y Landa (2016), para América Latina.

Por otro lado, autores como Hsing (2008), y Omojimite y Akpokodje (2010) encuentran la necesidad de descomponer la balanza comercial en saldos petroleros y no petroleros. Esto se debe a que las exportaciones e importaciones petroleras no se ven afectadas por el tipo de cambio real, dada la forma de fijación de los precios del petróleo en el mercado internacional. Le y Chang (2013), de igual forma, sustentan que esta descomposición de la balanza comercial, en saldos petroleros y no petroleros, es fundamental para las economías pequeñas dependientes del petróleo. Esta segregación permite evaluar los efectos netos de la política fiscal, así como de los choques (shocks) de los precios del petróleo.

No obstante, se sugiere que se incorpore el precio del petróleo como variable explicativa del saldo de la balanza comercial no petrolera. Esto se debe a que dicha incorporación recoge el efecto ingreso que tiene esta variable en las importaciones no petroleras en su calidad de referente del gasto público y de las propias expectativas de los agentes económicos. Estas expectativas influyen en las decisiones de consumo e inversión que incluye un importante componente importado.

Para la estimación de γ, se utiliza un modelo vector de corrección de errores (VEC) que permite una estimación robusta ante series no estacionarias, que reflejan la estructura de datos de la Tabla 1 del Anexo 1 según los test de estacionariedad Dickey Fuller. Además, se aumentan las pruebas de Saikkonen y Lütkepohl (2002), que incluyen variables

dummy para capturar el efecto de los cambios bruscos en las series. Estas ya evidenciaron que todas las variables en primeras diferencias son estacionarias.

El modelo VEC asume la siguiente forma para encontrar la relación de equilibrio de largo plazo (cointegración)

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C D_t + B z_t + u_t, \quad \text{Ecuación (17)}$$

Donde:

- y_t, z_t representan el vector de variables endógenas y exógenas respectivamente expresadas en logaritmos.
- D_t contiene los regresores asociados con términos determinísticos.
- Δ es el operador de diferencias.
- $\alpha, \beta, \Gamma, C, B$ representan matrices y vectores de parámetros.
- $\pi = \alpha\beta'$ captura los efectos de largo plazo.
- $\beta' y_{t-1}$ es la relación de cointegración (combinación lineal estacionaria).
- α representa los coeficientes de ajuste.

Con estas consideraciones, se estimó el modelo de corrección de errores vectorial (VEC) con datos trimestrales a precios constantes y ajustados estacionalmente para el periodo 2000-2019[22], que siguió la siguiente especificación para la relación de cointegración:

$$x_{t-1} - m_{t-1} = \alpha + \gamma \rho_{t-1} + \beta z_{t-1}, \quad \text{Ecuación (18)}$$

[22] La información obtenida corresponde al Boletín de Cuentas Nacionales Trimestrales del Banco Central del Ecuador.

Donde:

- x_{t-1} y m_{t-1} representa el logaritmo de las exportaciones e importaciones no petroleras respectivamente.
- $x_{t-1} - m_{t-1}$ la balanza comercial no petrolera.
- ρ_{t-1} el índice de tipo de cambio efectivo real.
- z_{t-1} las variables de control para un mejor ajuste de la estimación que comprende el producto interno bruto de Ecuador.
- α, γ y β son parámetros por estimarse usando una configuración de un rezago.
- Lütkepoh (2005) revela que los criterios de HQ y SC escogen el orden de especificación de manera consistente y que en un modelo VEC.
- Los rezagos a considerar en las diferencias rezagadas son $p - 1$.
- El rezago p corresponde al rezago identificado para un $VAR(p)$, véase la Tabla 2 del Anexo 1.

Resultados

Los resultados de la estimación econométrica bajo el modelo VEC se muestran en la Tabla 19 del Anexo 1. El parámetro de interés que es la elasticidad de la balanza comercial no petrolera al tipo de cambio real (γ) de largo plazo, resultó estadísticamente diferente de cero con un valor positivo de 2,92 %. Cabe destacar que la especificación final considera los datos únicamente hasta el 2019, por cuanto al incorporarse los datos del 2020 que recoge todos los efectos de la contracción de la demanda y las restricciones impuestas por el lado de la oferta como efecto de la pandemia; esto llegó a distorsionar, de tal manera, los resultados de la estimación que se prefirió dejar afuera de la muestra por considerarles factores atípicos que no se pudieron controlar. De la misma forma, se excluye el producto interno bruto de los Estados Unidos por evidenciar una alta correlación con el producto interno bruto de Ecuador; esta

hubiera generado problemas en la estimación por efecto de multicolinealidad severa, aunque se incluye una variable *dummy* para recoger los efectos negativos de la crisis financiera mundial en el cuarto trimestre de 2008 sobre la balanza comercial no petrolera.

En el Anexo 2 se reportan las pruebas de consistencia econométrica que verifican la robustez de los resultados encontrados. En primer lugar, se presentan las pruebas de cointegración de Johansen que evidencian la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo estacionaria entre la balanza comercial no petrolera y las variables explicativas consideradas.

Adicionalmente, se presentan las pruebas de autocorrelación LM y Portmanteau que mostraron que no hay problemas de autocorrelación. Las pruebas de normalidad de Jarque Bera, si bien indican que hay un problema de normalidad, de acuerdo con Cheung-Lai (1993) y Gonzalo (1994) citados por Castiglioni et al. (2018), esto no es relevante, porque el origen de ello no es la asimetría, sino el exceso de curtosis. Se concluye también que el modelo es estable, en tanto las raíces del polinomio característico caen dentro del círculo unitario.

Finalmente, se destaca que la especificación del modelo con variables rezagadas permite sustentar un modelo robusto que no tiene problemas de endogeneidad; de la misma forma, los test de correlación permitieron concluir que no existen problemas de multicolinealidad severa que haya generado distorsiones en la estimación. En efecto, ninguno de los coeficientes de correlación entre las variables utilizadas en la especificación final muestra un valor superior al límite de 0,70; así, de acuerdo con Dormann et al. (2013), este es un indicador de problemas efectivos en la estimación por efecto de la multicolinealidad.

En relación con el coeficiente de aversión a la inflación (θ), recoge la percepción que tienen los agentes económicos sobre el fenómeno inflacionario, considerando que el principal logro de la dolarización ha sido el abatimiento pleno de la inflación, luego de una larga convivencia con este fenómeno en la época del sucre. En este contexto, se puede asumir que la reversión del proceso inflacionario asociado a una salida del esquema de dolarización impulsaría la máxima aversión de los agentes económicos. Por lo tanto, se adjudica el máximo valor dentro la escala logarítmica de 1 a 100.

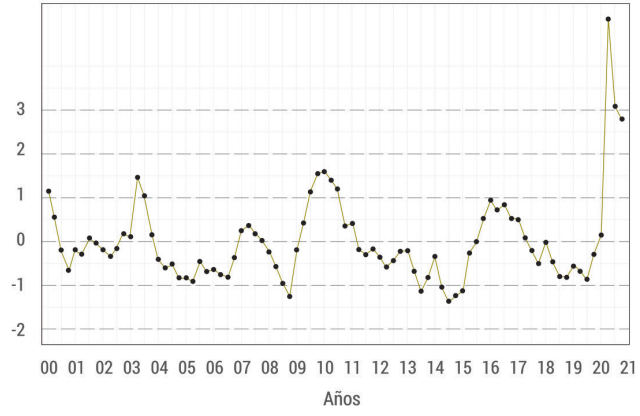
De su lado, el cálculo de la brecha del producto/producto potencial $(y_t^F - \bar{y})$ se hace mediante una aproximacion del PIB potencial con el PIB tendencial encontrado a partir del filtro de Hodrick Prescott modificado, propuesto por Hanif et al. (2017). Dicho filtro representa una mejora respecto al filtro tradicional de Hodrick-Prescott, al considerar un esquema de ponderación endógeno a los datos observados que permiten generar un parámetro de suavizamiento de la serie modificado óptimo λ^{MHP}.

Con las estimaciones de (γ), (θ), $(y_t^F - \bar{y})$ y el tipo de cambio de 25 000 sucres por dólar vigente al momento de adopción de la dolarización $(\bar{s})$, se calcula el tipo de cambio sombra de la ecuación 15. Este tipo de cambio, normalizando la paridad del tipo de cambio al momento de la adopción del dólar, permite representar el índice de vulnerabilidad de la dolarización que se muestra en la Figura 17. En este índice, un valor positivo significa que se requiere una depreciación del tipo de cambio real para cerrar la brecha negativa del producto; mientras tanto, un valor negativo del índice implica que la brecha positiva del producto puede relajar una apreciación del tipo de cambio real.

Se muestra también que el indicador de vulnerabilidad se ha ubicado, mayormente, en el rango de la media ±1 desviación estándar. Así, el tipo de cambio sombra no se ha distanciado mayormente de la paridad con la que inició el régimen monetario. Esto responde a una brecha del producto relativamente acotada y debe verse como una situación de sostenibilidad del régimen de dolarización.

En el rango entre una y dos desviaciones estándar, destacan los años 2003, 2009 y 2010 donde se evidencia la necesidad de una mayor depreciación del tipo de cambio para hacer frente al incremento de la brecha negativa del producto. Al contrario de ello, en 2008 y 2014, el indicador alcanza los niveles más bajos, sugiriendo una apreciación del tipo de cambio sombra motivada por la generación de una brecha positiva del producto.

FIGURA 17. Índice de vulnerabilidad de la dolarización (2000-2020)



Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021; a partir de los resultados del modelo estimado.

La Figura 18 evidencia que el indicador de vulnerabilidad no ha sobrepasado el umbral de las dos desviaciones estándar arriba, que se considera el rango crítico de sostenibilidad de la dolarización. Esto implica un fuerte nivel de rezago cambiario que impide cerrar la brecha negativa del producto por el lado de la demanda; sin embargo, es necesario tener en cuenta que no existen alternativas de política económica por la falta de espacio en materia fiscal para estimular la economía y la inflexibilidad de precios y salarios que faciliten el ajuste económico.

Es importante señalar que el incremento del indicador, en 2020, no debe ser considerado como indicador en 2020, ya que se trata de un año atípico por la ocurrencia de un shock extremo. Además, la reversión del índice, a partir del tercer trimestre, indica que se están alejando los riesgos de una decisión extrema de la autoridad, lo que sugiere un nivel de vulnerabilidad bajo este esquema.

Los resultados para Ecuador no coinciden con lo hallado por Canofari et al. (2014) para la eurozona. De esta forma, se muestra un incremento del indicador de vulnerabilidad para todos los países en 2007-2008, como efecto de la crisis financiera global, y para Grecia y Portugal en 2011. Una posible respuesta es la no sincronización de los ciclos económicos de los países latinoamericanos con Europa. Justamente por eso, Kopits (2002) indica que para América Latina no es una buena opción anclarse al euro, siguiendo la teoría de las áreas monetarias óptimas.

Nótese, que el modelo econométrico utilizado para la estimación de la elasticidad de la balanza comercial al tipo de cambio real consideró datos únicamente hasta el 2019. Sin embargo, para efectos de ilustrar los efectos de la COVID-19 en la vulnerabilidad del sistema de dolarización, se calculó este indicador hasta el 2020 con base en la estimación de la elasticidad hasta 2019.

La investigación concluye que el indicador de vulnerabilidad se ha ubicado por debajo del umbral de la media más dos desviaciones estándar y predominantemente en el rango de ±1 desviación estándar. Este escenario sugiere la sostenibilidad para el sistema de dolarización, en el sentido de que la autoridad económica no habría estado tentada a abandonar el esquema cambiario ante la ocurrencia y persistencia de brechas negativas del producto; dichas brechas se muestran relativamente acotadas en el periodo de estudio.

Sin embargo, los incrementos mostrados por el indicador de vulnerabilidad en 2003, 2009-2010 y particularmente en 2020, alertan la necesidad de promover medidas preventivas. Entre estas se incluyen la flexibilidad laboral, la contratación de líneas de crédito contingentes y los fondos de estabilización anticíclicos. Estas medidas podrían reemplazar la función de ajuste de los tipos de cambio flexible para hacer frente a shocks reales negativos y suavizar los ciclos recesivos de la economía. Con ello, se pueden evitar situaciones extremas donde se ponga en duda la conveniencia de mantener el esquema cambiario.

Debe enfatizarse que este modelo considera únicamente la sostenibilidad de la dolarización desde el punto de vista de las decisiones que puede tomar la autoridad económica frente a la incapacidad del ejercicio de la política monetaria para mover la demanda agregada y suavizar los ciclos económicos. Los problemas de iliquidez y endeudamiento de las finanzas públicas, así como los siempre latentes riesgos en el sistema

financiero no son parte de esta investigación, y representan limitantes del trabajo que abren espacios para futuras líneas de investigación a efecto de complementar el análisis de vulnerabilidad de la dolarización desde otros enfoques.

Anexos
capítulo tercero

Anexo 1

TABLA 7. Pruebas de raíces unitarias de las variables para el periodo 2000I-2019IV

				Variables en niveles				Primera diferencia			
	Cambio	Variante	L(V)	V.E.	Valor crítico			V.E.	Valor crítico		
					1%	5%	10%		1%	5%	10%
x-m	ADF	Const…	1	-2,14	-3,40	-2,90	-2,60	-7,96	-3,40	-2,90	-2,60
		Const,,, y ten…	1	-2,05	-3,96	-3,41	-3,13	-7,97	-3,96	-3,41	-3,13
		Caminata ale…	1	-1,02	-2,56	-1,94	-1,62	-8,03	-2,56	-1,94	-1,62
	2015-I*	Cambio	1	-2,51	-3,48	-2,88	-2,58	-6,53	-3,48	-2,88	-2,58
Pp	ADF	Const…	2	-2,03	-3,40	-2,90	-2,60	-6,01	-3,40	-2,90	-2,60
		Const,,, y ten…	2	-2,02	-3,96	-3,41	-3,13	-5,97	-3,96	-3,41	-3,13
		Caminata ale…	2	-0,48	-2,56	-1,94	-1,62	-6,05	-2,56	-1,94	-1,62
	2008-IV*	Impulso	2	-1,88	-3,48	-2,88	-2,58	-7,10	-3,48	-2,88	-2,58
tcer	ADF	Const…	1	-2,60	-3,40	-2,90	-2,60	-4,97	-3,40	-2,90	-2,60
		Const,,, y ten…	1	-2,82	-3,96	-3,41	-3,13	-4,88	-3,96	-3,41	-3,13
		Caminata ale…	1	-1,03	-2,56	-1,94	-1,62	-4,99	-2,56	-1,94	-1,62
	2001-I*	Cambio	1	-1,89	-3,48	-2,88	-2,58	-6,38	-3,48	-2,88	-2,58

	Cambio	Variante	L(V)	Variables en niveles				Primera diferencia			
				V.E.	Valor crítico			V.E.	Valor crítico		
					1%	5%	10%		1%	5%	10%
pib	2015-I	Cambio	1	-2,89	-3,48	-2,88	-2,58	-4,72	-3,48	-2,88	-2,58
	ADF	Const…	1	-2,12	-3,40	-2,90	-2,60	-4,47	-3,40	-2,90	-2,60
		Const„ y ten…	1	-0,29	-3,96	-3,41	-3,13	-4,88	-3,96	-3,41	-3,13
		Caminata ale…	1	3,43	-2,56	-1,94	-1,62	-3,32	-2,56	-1,94	-1,62
	2008-IV*	Impulso	1	-1,98	-3,48	-2,88	-2,58	-4,56	-3,48	-2,88	-2,58
	2016-I	Cambio	1	-1,96	-3,48	-2,88	-2,58	-5,56	-3,48	-2,88	-2,58

*Variable *dummy* estadísticamente significativa en la regresión de prueba sugerida por Lanne et al. (2002).

ADF: Dickey-Fuller Aumentado.

V.E.: Valor estadístico de la prueba de raíz unitaria.

L(): Rezagos usados en la prueba. Los rezagos seleccionados están en función de los criterios de información tradicionales: Akaike (AIC), Error de Predicción Final (FPE) y HQC (Hannan-Quinn).

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021; a partir de las pruebas realizadas.

TABLA 8. Determinación del orden de rezago para el modelo VEC

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-19,64	NA	0,00	0,71	0,90	0,79
1	510,52	986,69	0,00	-13,76	-13,29*	-13,58
2	525,14	25,99	1,81e-10*	-13,92*	-13,16	-13,62*
3	529,80	7,91	0,00	-13,80	-12,76	-13,38
4	533,73	6,32	0,00	-13,66	-12,33	-13,13
5	539,45	8,74	0,00	-13,57	-11,96	-12,93
6	542,44	4,32	0,00	-13,40	-11,50	-12,65
7	555,23	17,42	0,00	-13,51	-11,32	-12,64
8	570,72	19,79*	0,00	-13,69	-11,22	-12,70

*Indica el orden de rezago seleccionado por el criterio.

LR: Estadístico de prueba LR (al 5 %).

FPE: Error de predicción final.

AIC: Criterio de información de Akaike.

SC: Criterio de información de Schwarz.

HQ: Criterio de información Hannan-Quinn.

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021; a partir de las pruebas realizadas.

TABLA 9. Resultados de las estimaciones del modelo VEC (2000I-2019IV)

Observaciones: 78			
Ecuación de cointegración	**Eq.Coint.1**		
XM(-1)	1		
TCER(-1)	-2,921467		
	-0,47727		
	[-6,12116]		
PIB(-1)	-1,39018		
	-0,1847		
	[-7,52674]		
C	33,51276		
	-4,7034		
	[7,12523]		
Ecuaciones de corrección de error:	**D(XM)**	**D(TCER)**	**D(PIB)**
CointEq1	-0,403058	0,060141	0,018205
	-0,06421	-0,01258	-0,00616
	[-6,27728]	[4,78066]	[2,95409]
D(XM(-1))	0,409967	0,004831	-0,028616
	-0,11491	-0,02251	-0,01103
	[3,56787]	[0,21461]	[-2,59472]
D(TCER(-1))	1,439633	0,271103	0,002263
	-0,3431	-0,06722	-0,03293
	[4,19599]	[4,03304]	[0,06872]

D(PIB(-1))	0,379653	-0,01198	0,271526
	-1,22159	-0,23934	-0,11725
	[0,31079]	[-0,05006]	[2,31583]
PETROLEO	-0,316295	0,046686	0,015986
	-0,05055	-0,0099	-0,00485
	[-6,25686]	[4,71377]	[3,29470]
Q42008	-0,340634	0,0159	0,020529
	-0,11191	-0,02193	-0,01074
	[-3,04376]	[0,72518]	[1,91121]
R-squared	0,38584	0,530952	0,290574
Adj. R-squared	0,34319	0,49838	0,241308
Akaike AIC	-1,760215	-5,020289	-6,447444
Schwarz SC	-1,57893	-4,839003	-6,266159

La desviación estándar se encuentra en ( ) y el estadístico *t* se encuentra dentro de [ ].

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021; a partir de los resultados del modelo estimado.

Anexo 2

TABLA 10. Pruebas de cointegración

Términos deterministicos	N.º de rezagos	Hipótesis nula	Valor Estadístico	Valores Críticos 5%	Valores Críticos 1%
Ninguno	1 HQIC SBIC	RK=2	2,58	4,13	6,94
	2 FPE AIC	RK=2	0,66	4,13	6,94
Tendencia en la EC	1 HQIC SBIC	RK=2	10,03	12,52	16,55
	2 FPE AIC	RK=2	5,93	12,52	16,55
Constantes en la EC	1 HQIC SBIC	RK=2	10,89	9,16	12,76
	2 FPE AIC	RK=2	7,53	9,16	12,76

*H*0: No se rechaza la hipótesis nula de un rango de cointegración RK a un nivel de confianza. El estadístico de prueba es el estadístico de traza, propuestos por Johansen (1995), el cual es más robusto y presta mejores estimaciones. HQIC: Criterio de Información de Hannan-Quinn; SBIC: Criterio de Información Bayesiano de Schwartz; FPE: Error de Predicción Final; AIC: Criterio de Información de Akaike.

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021; a partir de las pruebas.

TABLA 11. Pruebas de correlación serial en los residuos del modelo VEC

	LM (*H*0)		Portmanteau (*H*0*)	
Lag	***LRE***	**Prob.**	**Q-Stat**	**Prob.**
1	7,79	0,56	3,46	---
2	9,94	0,36	13,51	0,64
3	6,12	0,73	19,95	0,75
4	7,04	0,63	27,54	0,78
5	8,17	0,52	36,61	0,74
6	11,79	0,23	49,30	0,58
7	8,34	0,50	57,67	0,60
8	13,75	0,13	72,28	0,40

*H*0: No correlación serial al rezago h.

*H*0*: Sin autocorrelación residual hasta el retraso h

LRE: Likelihood ratio corregida por la expansión del Edgeworth.

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021, a partir de los resultados del modelo estimado.

TABLA 12. Prueba de normalidad en los residuos del VEC

Componente	Sesgo	Chi-sq	df	Prob.	Curtosis	Chi-sq	df	Prob.	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0,09	0,12	1	0,73	2,47	0,91	1	0,34	1,02	2	0,60
2	-0,13	0,23	1	0,63	4,31	5,59	1	0,02	5,82	2	0,05
3	0,09	0,11	1	0,75	3,55	0,98	1	0,32	1,09	2	0,58
Conjunto		0,45	3	0,93		7,48	3	0,06	7,93	6	0,24

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021, a partir de los resultados del modelo estimado.

TABLA 13. Raíces del polinomio característico

Raíces	Módulos
1 - 1,57e-16i	1
1 + 1,57e-16i	1
0,51	0,51
0,29 - 0,39i	0,48
0,29 + 0,39i	0,48
0,27	0,27

El modelo VEC impone dos raíces unitarias.

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021, a partir de los resultados del modelo estimado.

TABLA 14. Correlación de variables para el periodo 2000I-2019IV

	Balanza comercial no petrolera	Tipo de cambio efectivo real	Producto Interno Bruto	Precio petróleo
Balanza comercial no petrolera	1 -----			
Tipo de cambio efectivo real	-0,10 (0,36)	1 -----		
Producto Interno Bruto	0,13	-0,66	1	
Precio petróleo	(0,25) -0,43 (0,00)	(0,00) 0,39 (0,00)	----- 0,20 (0,07)	 1 -----

El *valor p* se encuentra dentro de ( ). No hay una correlación significativa entre la balanza comercial no petrolera con el tipo de cambio efectivo real y el PIB. Sin embargo, el resto de las variables revelan una correlación medianamente alta y significativa, una característica propia de series macroeconómicas. Dormann, C. et. al (2013) sugieren un límite de correlación de 0,7 como indicador de cuando la colinealidad da lugar a severas distorsiones en los modelos de estimación.

Adaptado de: Banco Central del Ecuador, 2021; a partir de las pruebas.

Reseña profesional de los autores

Kamila Aguirre

Es economista graduada de la Universidad de Las Américas y tiene un Máster en Econometría de la UDLA. Actualmente, se desempeña como Analista de Programación y Regulación Monetaria y Financiera en el Banco Central del Ecuador y es Docente en la Carrera de Economía de la UDLA. Su trabajo de investigación de maestría fue presentado en la Conferencia: 8th LEER Conference on Education Economics 2023 en Bélgica

André Zurita

Es economista de la Universidad de Las Américas y tiene un Máster en Econometría de la UDLA. Actualmente, coordina proyectos en la Dirección de Inteligencia de la información y es Docente en la Carrera de Economía de la UDLA.

Alejandro Acosta

Es economista de la Universidad de Las Américas y tiene un Máster en Econometría de la UDLA. Actualmente, se desempeña como Supervisor de Control y normativa en la Universidad de Las Américas y es Docente en la Carrera de Economía de la UDLA.

Fabián Villareal Sosa

Es economista de la Universidad de las Américas y tiene un Máster en econometría de la UDLA. Actualmente es Analista de Programación y Regulación Monetaria y Financiera del Banco Central del Ecuador.

Wilson Guzmán

Ph. D. en Política Social por la London School of Economics and Political Science (LSE). Máster en Estudios del Desarrollo con mención en Investigación, por la misma universidad. Posgrado en Econometría en Birkbeck, University of London. Máster en Economía del Desarrollo por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (Flacso). Economista por la Universidad del Azuay.

Jandry Menéndez

Es economista graduada de la UDLA. Colaboró con el Ministerio de Agricultura y Ganadería del Ecuador y, actualmente, colabora como Analista de Gestión de Ingresos en el Royal Caribbean Group en Estados Unidos.

Carlos Rivera

Es economista graduado en la Universidad de Cuenca, tiene dos maestrías por la Universidad Pontificia Católica de Chile en Economía Financiera y en Macroeconomía. Dicta cátedra en la Universidad de Cuenca en donde también fue director de escuela. Como docente, ha enseñado en la Universidad Politécnica Salesiana, y la Universidad del Azuay.

Marcelo Fernández

Es economista graduado en la Universidad de Cuenca. Colaboró como asistente de investigación de dicha universidad para el análisis de estadísticas macroeconómicas y como Analista Financiero en el Banco de Desarrollo del Ecuador.

Referencias

Acevedo, K., Quejada, R. y Yánez, M. (2011). Determinantes y consecuencias del trabajo infantil: un análisis de la literatura. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 19(1), 113-124.

Alesina, A., y Barro, R. (2001). Dollarization. *The American Economic Review, 91*(2), 381-385. Recuperado de http://www.jstor.org/stable/267779.

Alvarado, M. (2007). Trabajo infantil en Chile: Evidencia de Transmisión Generacional. Universidad de Chile. Recuperado de: http://repositorio.uchile.cl/bitstream/handle/2250/111526/Alvarado,%20Macarena.pdf;sequence=1

Amin, S., Quayes, M. S., y Rives, J. M. (2004). Poverty and Other Determinants of Child Labor in Bangladesh. *Southern Economic Journal*, 70(4), 876. doi:10.2307/4135277

Arellano, S. y Larraín, F. (1996). Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Econométrico para Chile. *Latin American Journal of Economics-formerly Cuadernos de Economía, 33*(98), 47-76. Recuperado de http://www.economia.uc.cl/docs/098arela.pdf.

Arghyrou, M. G., y D. Tsoukalas, J. (2011). The Greek Debt Crisis: Likely Causes, Mechanics and Outcomes. *The World Economy, 34*(2), 173-191. doi:10.1111/j.1467-9701.2011.01328.

Arriaga, R. y Landa, H. (2016). Competitividad del Sector Externo Mexicano: Un análisis de la Condición Marshall-Lerner. *Revista mexicana de economía y finanzas, 11*(1), 79-101. doi:10.21919/remef.v11i1.78

Atkinson, A., Trinder, C., Maynard, A., Corlyon, J., Jenkins, S. P. y Sutherland, H. (1993). *Parents and children: incomes in two generations*. Heinemann.

Bacolod, M. P. y Ranjan, P. (2008). Why Children Work, Attend School, or Stay Idle: The Roles of Ability and Household Wealth. *Economic Development and Cultural Change*, 56(4), 791-828. doi:10.1086/588165

Baker, M. y Milligan K. (2008). Maternal Employment, Breastfeeding, and Health: Evidence from Maternity Leave Mandates. *Journal of Health Economics*, 27 (4), 871-87.

Baland, J. M. y Robinson J. A. (2000). Is Child Labor Inefficient? *Journal of Political Economy*, 108 (4), 663-679.

Banco Central del Ecuador. (Marzo de 2021). *Información Económica*. Recuperado de https://www.bce.fin.ec/index.php/informacioneconomica

Basu, K. y Van, P. H. (1998). The Economics of Child Labor. *American Economic Review*, 88(3), 412-427.

Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493. doi:10.2307/2228949

Beckerman, P. y Solimano, A. (edits.) (2002). *Crisis y dolarizacion en el Ecuador: estabilidad, crecimiento y equidad social.* Washington, Directions in development Washington, D.C.: World Bank Group. Recuperado de http://documents.worldbank.org/curated/en/508021468248977231/Crisis-y-dolarizacion-en-el-Ecuador-estabilidad-crecimiento-y-equidad-social

Beegle, K., Rajeev, H. Dehejia y Gatti, R. (2006). Child Labor and Agricultural Shocks. *Journal of Development Economics*, 81 (1), 80-96.

Behrman, J. R. (1997). *The social benefits of education*. University of Michigan Press.

Berg, A., y Borensztein, E. (2000). The Pros and Cons of Full Dollarization. *IMF Working Paper, oo*(50). Recuperado de https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp0050.pdf.

Blomberg, B., Frieden, J. y Stein, E. (2005). Sustaining Fixed Rates: The Political Economy of Currency Pegs in Latin America. *Journal of Applied Economics, 8*(2), 203-225. doi:10.1080/15140326.2005.12040625

Boccolini, Carvalho y Oliveira. (2015). Factors associated with exclusive breastfeeding in the first six months of life in Brazil: a systematic review. *Revista Saúde Pública*, *49*, 2-10.

Boltho, A., y Carlin, W. (2013). EMU's Problems: Asymmetric Shocks orAsymmetric Behavior? *Comparative Economic Studies, 55*(3), 387-403. doi:10.1057/ces.2012.44

Borra, C., Iacovou M. y Sevilla A. (2012). The Effect of Breastfeeding on Children's Cognitive and Noncognitive Development. *Labour Economics*, 19 (4), 496-515.

Brown, D. K., Deardorff, A. V. y Stern, R. M. (2002). The determinants of child labor: theory and evidence. School of Public Policy, University of Michigan.

Calvo, G. y Mishkin, F. (2003). The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries. *Journal of Economic Perspectives, 17*(4), 99-118. doi:10.1257/089533003772034916.

Calvo. (2009). Factores Socioeconómicos, Culturales y Asociados al Sistema de Salud que Influyen en el Amamantamiento. *Revista Enfermería Actual En Costa Rica*, *15*, 1-8.

Canagarajah, S. y Coulombe, H. (1999). Child labor and schooling in Ghana. The World Bank.

Canofari, P., Marini, G. y Piersanti, G. (2014). Measuring Currency Pressure and Contagion Risksin Countries under Monetary Unions: The Case of Euro. *Atlantic Economic Journal, 42*(4), 455-469. doi:10.1007/s11293-014-9434-2

Canofari, P. y Messori, M. (2018). Is the survival of the euro area at risk? An economic analysis of exit and contagion possibilities. *Economic Modelling, 69*, 58-66. doi:10.1016/j.econmod.2017.09.007

Caravello, T. y Martinez-Bruera, P. y Werning, I. (2023). Dollarization Dynamics. *NBER* Working Paper No. w31296.

Casteras, D. (2009). Efectos de la migración sobre el trabajo infantil en Colombia. *Revista económica institucional,* 11(20), 229-252

Castiglioni, B., Descalzi, R., Sánchez, M. y Sposetti, D. (2018). La relación entre señoreaje y deuda externa: límites al financiamiento del déficit fiscal. *Asociación Argentina de Economía Política*. Recuperado de https://aaep.org.ar/anales/works/works2018/descalzi.pdf

Castilla. (2005). La Ausencia del Amamantamiento en la Construcción de la Buena Maternidad. *La Ventana*, 188-218.

Cavallari, L., y Corsetti, G. (2000). Shadow rates and multiple equilibria in the theory of currency crises. *Journal of International Economics, 51*(2), 275-286. doi:10.1016/s0022-1996(99)00030-6.

Chávez, Sánchez, Ortíz, Peña y Arocha. (2002). Causas de abandono de la lactancia materna. *Revista de La Facultad de Medicina UNAM*, *45*(2), 53-55.

Chia-Gil, Soto, Cuipal, Díaz, Conde y Zúñiga. (2013). Lactancia materna exclusiva y enfermedades prevalentes de la infancia en menores de seis meses. *Revista Peruana de Epidemiología*, *17*(2), 1-8.

Cohen, B. J. (1993). Beyond EMU: The Problem Of Sustainability. *Economics and Politics, 5*(2), 187-203. doi:10.1111/j.1468-0343.1993.tb00074.

Dahik, A. (2019). La dolarización y el timbre cambiario. En Villalba, M. (Ed.). (2019). *Dolarización: dos décadas después* (1 ed., p. 43-63). Quito, Ecuador: Editorial Abya-Yala. Recuperado de http://www.congope.gob.ec/wp-content/uploads/2020/01/Vol-1.pdf

Davis-Kean, P. E. (2005). The influence of parent education and family income on child achievement: the indirect role of parental expectations and the home environment. *Journal of family psychology*, 19(2), 294.

De Grauwe, P. y Ji, Y. (2013). Self-fulfilling crises in the Eurozone: An empirical test. *Journal of International Moneyand Finance*, 34, 15-36. doi:10.1016/j.jimonfin.2012.11.003

Dewey, Cohen, Brown y Landa. (2001). Effects of exclusive breastfeeding for four versus six months on maternal nutritional status and infant motor development: results of two randomized trials in Honduras. *The Journal of Nutrition*, *131*, 262-267.

Del Rio, M. y Cumsille, P. (2008). ¿Necesidad Económica o Preferencias Culturales? La Justificación Parental del Trabajo Infantil en Chile. *Psykhe*, 17(2), 41-52.

Dormann, C. F., Elith, J., Bacher, S., Buchmann, C., Carl, G. y Carré, G. (2013). Collinearity: a review of methods to deal with it and a simulation study evaluating their performance. *Ecography, 36*(1), 27-46. doi:https://doi.org/10.1111/j.1600-0587.2012.07348.x

Dornbusch, R., Fischer, S. y Startz, R. (2008). *Macroeconomía* (Décima ed.). McGraw-Hill Irwin.

Duryea, S., Lam D. y Levison D. (2007). Effects of Economic Shocks on Children's Employment and Schooling in Brazil. *Journal of Development Economics*, 84 (1), 188-214.

Edmonds, E. V. (2005). Does child labor decline with improving economic status? *Journal of Human Resources*, 40(1), 77-99.

Edmonds, E. V. (2008). Child labor. En T. P. Schultz y J. Strauss (Eds.), *Handbook of Development Economics* (Vol. 4). Elsevier.

Edwards, S. y Magendzo, I. (2003). Dollarization and economic performance: What do we really know?. *International Journal of Finance & Economics*, *8*(4), 351-363. doi: 10.1002/ijfe.217

Eichengreen, B., Rose, A., y Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises: First Tests. *The Scandinavian Journal of Economics, 98*(4), 463-484. doi:10.2307/3440879

Eichengreen, B. (2001). What problems can dollarization solve? *Journal of Policy Modeling, 23*(3), 267-277. doi:10.1016/s0161-8938(01)00046-1.

Emerson, P. M. y Souza, A. P. (2003). Is There a Child Labor Trap? Intergenerational Persistence of Child Labor in Brazil. Economic Development and Cultural Change, 51(2), 375-398. doi:10.1086/346003

Ersado, L. (2005). Child labor and schooling decisions in urban and rural areas: comparative evidence from Nepal, Peru, and Zimbabwe. *World development*, 33(3), 455-480.

French, J. L. (2009). Children's Labor Market Involvement, Household Work, and Welfare: A Brazilian Case Study. *Journal of Business Ethics*, 92(1), 63-78. doi:10.1007/s10551-009- 0140-y

French, J. y Wokutch, R. (2005). Child Workers, Globalization, and International Business Ethics: A Case Study in Brazil's Export-Oriented Shoe Industry. *Business Ethics Quarterly*, 15(4), 615-640.

Fitzsimons, E. y Vera- Hernández M. (2022). Breastfeeding and Child Development. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14 (3): 329-66.

García, A. y Ghezzi, P. (2011). The Greek Crisis: Causes and Consequences. *Center for Economic Studies and IfoInstitute (CESifo), 3663*. Recuperado de https://www.cesifo.org/DocDL/cesifo1_wp3663.pdf

Girton, L. y Roper, D. (1977). A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience. *The American Economic Review, 67*(4), 537-548. Recuperado de https://www.jstor.org/stable/1813387

González, M. (2019). Dolarización: efectos y riesgos en el caso ecuatoriano. En Villalba, M. (Ed.). (2019). *Dolarización: dos décadas después* (1 ed., p. 95-109). Quito, Ecuador: Editorial Abya-Yala. Recuperado de http://www.congope.gob.ec/wp-content/uploads/2020/01/Vol-1.pdf.

Grootaert, C. (1999). Child labor in Cote d'Ivoire: incidence and determinants. The World Bank. Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153.

Hanif, M., Iqbal, J. y Choudhary, M. A. (2017). Fully Modified HP Filter. *State Bank of Pakistan Working Paper, 88*. Recuperado de http://www.sbp.org.pk/publications/wpapers/2017/wp88.pdf

Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153. doi:10.2307/1912352.

Hernández, B., Rivero, T. y Frías, P. (2012). El tipo de cambio real, el ingreso nacional y el ingreso foráneo en la determinación de la balanza comercial en Bolivia: 1992-2011. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos, 7*(2), 27-46. doi:10.33110/rnee.v7i2.143

Hochreiter, E. y Siklos, P. L. (2002). Regímenes cambiarios alternativos: Las opciones para América Latina. *The North American Journal of Economics and Finance, 13*(3), 195-211. doi:10.1016/s1062-9408(02)00099-2

Hochreiter, E., Schmidt-Hebbel, K. y Winckler, G. (2002). Monetary union: European lessons, Latin American prospects. *The North American Journal of Economics and Finance, 13*(3), 297-321. doi:10.1016/s1062-9408(02)00097-9

Hsing, Y. (2008). A Study of the J-Curve for Seven Selected Latin American Countries. *Global Economy Journal, 8*(4), 1-12. doi:10.2202/1524-5861.1438.

INEC-ECV. (2015). *Compendio de Resultados de la Encuesta de Condiciones de Vida ECV 2014*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/ECV/ECV_2015/documentos/ECV COMPENDIO LIBRO.pdf

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. (2012). Encuesta Nacional de Trabajo Infantil (ENTI) 2012. Recuperado de https://www.ecuadorencifras.gob.ec/trabajo-infantil

INEC. (2012). *Encuesta Nacional de Salud y Nutrición – ENSANUT 2012*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/salud-salud-reproductiva-y-nutricion/

Jácome, L. y Lönnberg, Å. (2010). Implementing Official Dollarization. *IMF working paper, 10*(106). Recuperado de https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Implementing-Official-Dollarization-23800

Jameson, K. P. (2003). Is It Possible to De-Dollarize? : The Case of Ecuador. *International Journal of Political Economy, 33*(1), 43-60. doi:10.1080/08911916.2003.11042890.

Jensen, P. y Nielsen, H. S. (1997). Child labour or school attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, 10(4), 407-424. doi:10.1007/s001480050051

Johns, J., Havanon, N. y Sittitrai, W. (1990). Family size and the education of children in the context of rapid fertility decline. *Population and Development Review*, 31-62.

Kalyoncu, H., Ozturk, I., Artan, S. y Kalyoncu, K. (2009). Devaluation and trade balance in Latin American countries. *Journal of Economics and Business-Faculty of Economics Rijeka, 27*(1), 115-128. Recuperado de https://hrcak.srce.hr/38397.

Kambhampati, U. S. y Rajan, R. (2005). Does Child Work Decrease with Parental Income? The Luxury Axiom Revisited in India. *The European Journal of Development Research*, 17(4), 649-680. doi:10.1080/09578810500367664

Katsimi, M. y Moutos, T. (2010). EMU and the Greek crisis: The political-economy perspective. *European Journal of Political Economy, 26*(4), 568-576. doi:10.1016/j.ejpoleco.2010.08.002

Khanam, R. (2008). Child labour and school attendance: evidence from Bangladesh. *International Journal of Social Economics*.

Kopits, G. (2002). Central European EU accession and Latin American integration: Mutual lessons in macroeconomic policy design.

The North American Journal of Economics and Finance, 13(3), 253-277. doi:10.1016/s1062-9408(02)00092-x

Kramer, M.S., et al., (2001). Promotion of Breastfeeding Intervention Trial (PROBIT): a randomized trial in the Republic of Belarus. *Journal of American Medical Association* 285 (January 24/31 (4)), 413-420.

Landmann, A. y Markus F. (2015). Can health- insurance help prevent child labor? An impact evaluation from Pakistan. *Journal of Health Economics*, 39, 51-59.

Lanne, M., Lütkepohl, H. y Saikkonen, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis, 23*, 667-685. doi:10.1111/1467-9892.00285

Larraín B., F. y Tavares, J. (2003). Regional Currencies Versus Dollarization: Options for Asia and the Americas. *The Journal of Policy Reform, 6*(1), 35-49. doi:10.1080/13841280309602

Le, T. y Chang, Y. (2013). Oil price shocks and trade imbalances. *Energy Economics, 36*, 78-96. doi:10.1016/j.eneco.2012.12.002

Li, J., Rajan, R. y Willett, T. (2006). Measuring Currency Crises Using Exchange Market Pressure. *Claremont Working Paper*. Recuperado de http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?-doi=10.1.1.522.2628&rep=rep1&type=pdf

López-Calva, L. (2001). Child Labor: Myths, Theories and Facts. *Journal of International Affairs*, 55(1), 59-73.

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis.* Springer. doi:10.1007/978-3-540-27752-1

Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.

McMahon, W. W. (2004). The social and external benefits of education. International handbook on the economics of education.

Mincer, J. (1963). Market prices, opportunity costs, and income effects. *Measurement in Economics*, 67-82.

Monroy, G. V. y Flores, R. P. (2009). Perspectiva de la teoría del capital humano acerca de la relación entre educación y desarrollo económico. *Tiempo de educar*, 10(20), 273-306.

Mundell, R. (1961). A Theory of Optimum Currency Areas. *The American Economic Review, 51*(4), 657-665. Recuperado de http://www.jstor.org/stable/1812792

Noceti, M. (2009). El trabajo infantil como estrategia de sostén de las familias pobres en la Argentina, la necesidad de rediseñar el objeto de las políticas públicas. *Acciones e Investigaciones Sociales*, 27, 171-194.

OIT (2020). COVID-19 y Trabajo Infantil: Según la OIT y UNICEF, millones de niños podrían verse obligados a realizar trabajo infantil como consecuencia de la COVID-19. Recuperado de: https://www.ilo.org/global/about-the-ilo/newsroom/news/WCMS_747587/lang--es/index.htm

OIT (2020). El Trabajo Infantil en América Latina y el Caribe. Recuperado de: https://www.ilo.org/ipec/Regionsandcountries/latin-america-and-caribbean/lang-- es/index.htm

Omojimite, B. y Akpokodje, G. (2010). The impact of exchange rate reforms on trade. *Journal of Social Sciences, 23*(1), 53-62. doi:10.1080/09718923.2010.11892811

OMS. (1977). Fifty-Fourth World Health Assembly. *World Health Organization*, *o*(0), 1–39.

Onur, B. y Togay, S. (2014). Efectos de la dolarización oficial en una pequeña economía abierta: el caso de Ecuador. *Investigación Económica, 73*(290), 51-86. doi:10.1016/s0185-1667(15)30008-4

OPS. (2016). Prácticas de Lacatancia Materna y Alimentación Complementaria. *INEC*, 21-28.

Palma. (2018). Malnutrición en niños y niñas en América Latina y el Caribe. *CEPAL*, 5-15.

Panizza, U., Stein, E. y Talvi, E. (2003). Measuring Costs and Benefits of Dollarization: An Application to Central American and Caribbean Countries. En Levy, E. y Sturzenegger, F. (Ed.). (2003). *Dollarization* (1 ed., p. 133-200). Inglaterra, Londres: Editorial The MIT Press. Recuperado de https://mitpress.mit.edu/books/dollarization

Pino, López, Medel y Ortega. (2013). Factores que inciden en la duración de la lactancia materna exclusiva en una comunidad rural de Chile. *Revista Chilena de Nutrición*, *40*, 48-54.

Pinzón, A., Briceño, L., Botero, J., Cabrera, P. y Rodríguez, M. (2006). Trabajo infantil ambulante en las capitales latinoamericanas. *Salud Pública de México*, *48*(5), 363-372.

Radwan. (2013). Patterns and determinants of breastfeeding and complementary feeding practices of Emirati Mothers in the United Arab Emirates. *BMC Public Health Volume*, *13*, 1-11.

Ranjan, P. (2001). Credit constraints and the phenomenon of child labor. *Journal of Development Economics*, 64(1), 81-102.

Ray, R. (2000). Analysis of child labour in Peru and Pakistan: A comparative study. *Journal of Population Econ*omics, 13(1), 3-19. doi:10.1007/s001480050119

Ray, R. (2002). The Determinants of Child Labour and Child Schooling in Ghana. *Journal of African Economies*, 11(4), 561-590. doi:10.1093/jae/11.4.561

Rosenzweig, M. R. y Evenson, R. (1977). Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children of Rural India: An Econometric Analysis. *Econometrica*, 45(5), 1065. doi:10.2307/1914059

Saikkonen, P. y Lütkepohl, H. (2002). Testing For a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, *18*(2), 313-348. doi:10.1017/S0266466602182053

Satyanarayana, K. y Rao, N. (1986). Effect of early childhood undernutrition and child labour on growth and adult nutritional status of rural Indian boys around Hyderabad. Human nutrition. *Clinical Nutrition*, 40(2), 131-139.

Sobrino, G., Cunha, D. y Alarcón. (2014). Desnutrición infantil en menores de cinco años en Perú: tendencias y factores determinantes. *Revista Panamericana de Salud Pública*, *35*(2), 104-112.

UNICEF. (2011). Análisis del Modelo de Lactancia Materna. *Fondo de Las Naciones Para La Infancia*, 25-34.

UNICEF. (2015). Convención sobre los Derechos del Niño. *UNICEF*, 4-53.

UNICEF. (2016). La importancia de la nutrición del lactante y el niño pequeño. *Fondo de Las Naciones Unidas Para La Infancia*, 1-89.

Vella, Tomkins, Borghesi, Migliori, Adriko y Crevatin. (1992). Determinants of child nutrition and mortality in north-west Uganda. *World Health Organization*, *70*(5), 637-642.

Villaizán, C. (2011). Nutrición infantil. *Scielo*, *13*, 19-13.

Villalba, M. (2019). Dos décadas de dolarización ¿qué hemos aprendido sobre este esquema monetario? En Villalba, M. (Ed.). (2019). *Dolarización: dos décadas después* (1 ed., p. 7-41). Editorial Abya-Yala. Recuperado de http://www.congope.gob.ec/wp-content/uploads/2020/01/Vol-1.pdf

Webbink, E., Smits, J. y de Jong, E. (2012). Hidden Child Labor: Determinants of Housework and Family Business Work of Children in 16 Developing Countries. *World Development*, 40(3), 631-642. doi:10.1016/j.worlddev.2011.07.005

Weymark, D. N. (1995). Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada. *Journal of International Economics* , *39*(3-4), 273-295. doi: 10.1016/0022-1996(95)01389-4

Willett, T., Kim, J. y Bunyasiri, I. (2012). Measuring exchange rate flexiblity: A two-parameter exchange market pressure approach. *Global Journal of Economics*, *1*(1). doi:10.1142/S2251361212500073

Laberintos:
Aplicaciones econométricas
para estudiantes de
pregrado ecuatorianos
se terminó de editar
en Quito, Ecuador,
en el mes de marzo de 2024,
bajo la marca
udla
ediciones

-logía

-logía es una partícula lingüística de origen griego cuyo concepto vincula términos como «discurso», «ciencia», «estudio» o «tratado», palabras fundamentales que caracterizan esta colección de escritos teóricos sobre diversas materias, dentro de las diferentes áreas del conocimiento.

Otros títulos de la colección

Puertas abiertas a la transformación. Explorar horizontes hacia la innovación educativa
Varios autores

Desafíos urgentes frente al cambio climático
Varios autores

Constructoras de libertad. Reflexiones con enfoque de género desde la academia
Varios autores

Otras colecciones de UDLA ediciones

ruta

imago

racimo

eje

símil

núcleo

El primer ejercicio de investigación en pregrado, para un economista, es una experiencia retadora y, a la vez, gratificante. Este proceso aplica herramientas teóricas y metodológicas adquiridas en clase, pero también conlleva a desarrollar nuevas habilidades para la investigación. Similar a un laberinto, la investigación implica encontrar caminos, vías sin salida y cambios de rumbo en la búsqueda del centro o, en este caso, una posible respuesta a la pregunta planteada. En la investigación de pregrado en economía aplicada a Ecuador, un reto adicional radica en la limitada literatura existente en el contexto local. El objetivo es ejemplificar el uso de econometría aplicada a casos empíricos en micro y macroeconomía para Ecuador.

Este texto busca brindar ejemplos que permitan relacionar el uso de los métodos econométricos como modelos probabilísticos y series de tiempo, con su utilidad al responder una pregunta de investigación. En este sentido, cada capítulo plantea una pregunta empírica específica y discute el método econométrico para abordarla. El nivel de complejidad de las aplicaciones propuestas permite analizar la relación entre las variables, sin afirmar causalidad entre estas. Sin embargo, se proponen ejemplos que permitan a estudiantes de pregrado aproximarse a un primer ejercicio investigativo.

ISBN: 978-9942-779-82-3

LABERINTOS Aplicaciones econométricas para estudiantes de pregrado ecuatorianos