

**Banco Central
del Ecuador**



eISSN: 2697-3367

2020



**Cuestiones
Económicas**

Volumen 30 Número 2

Introducción

La presente edición de la Revista Cuestiones Económicas Volumen 30, Número 2, del Banco Central del Ecuador, recoge cinco artículos de investigación, cuyos temas están relacionados con la panorámica económica actual y política en Ecuador y Latinoamérica. Los asuntos explorados en este volumen varían desde desigualdad de género en el mercado laboral, determinantes de crecimiento económico, y la sostenibilidad de la deuda pública, tanto a nivel de país como regional.

En el primer artículo titulado *“Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?”*, los autores investigan la relación entre maternidad y salarios en Ecuador en 2018. Los resultados generados, mencionan que existe una diferencia entre los salarios de mujeres con y sin hijos de entre 7% y 37%, dependiendo de la edad de los hijos y el método de estimación. En contraste, los hombres que son padres no experimentan penalización salarial. Mientras que la causalidad entre maternidad y la brecha salarial no esta probada, la investigación señala la necesidad de la formación de políticas laborales que igualan derechos laborales entre géneros, especialmente con respecto a la licencia de maternidad.

En un segundo artículo, *“Efecto de shocks de precios del petróleo y alimentos en la economía ecuatoriana”*, los impactos de shocks en los precios de las materias primas sobre la tasa de crecimiento económico y la tasa de inflación está modelado para la economía de Ecuador. Utilizando casi 40 años de datos, un modelo VAR estructural estima que, ante un shock positivo en los precios del petróleo, el crecimiento económico de Ecuador se vio afectado positiva y significativamente, con evidencia de persistencia. La tasa de inflación responde positivamente en periodos subsecuentes por shocks en el índice mundial de alimentos y negativamente influenciada por shocks en los precios del petróleo. Los resultados sugieren que un sistema monetario de tipo de cambio fijo tiene

una alta sensibilidad ante shocks externos. Para reducir la vulnerabilidad de la economía ante tales shocks, el estudio recomienda mayor diversificación productiva para bajar la dependencia relativa de la economía en el sector petrolero.

"*Estimación del crecimiento potencial para el Ecuador*", es el tercer artículo publicado en este volumen. Estimando la función de producción de la economía ecuatoriana, los autores muestran que, en contraste con la mayoría del periodo 1990-2019, los años 2005-2014 se destacan por tasas de crecimiento económico potencial altas, y crecimiento observado aún más elevadas. Los autores explican que las tasas de crecimiento altas durante este periodo se sostuvieron principalmente en la acumulación del capital, cuyo aporte se incrementa durante la segunda parte de la década. Según los autores, esta acumulación de capital fue dinamizada debido a los incrementos acelerados de la inversión pública, asociada a los altos precios de petróleo. Sin embargo, el estudio advierte que en los últimos años se ha visto una reducción marcada en la productividad de factores, al mismo tiempo que, la baja inflación indica menor demanda. Aunque el impacto económico negativo de eventos naturales, políticos e internacionales durante el periodo 2015-2019 fue fuerte, los autores advierten que el efecto de la crisis de COVID-19 puede provocar una caída en la tasa de crecimiento potencial hasta en -0.6%, con tasas de crecimiento actualizadas muchas menores.

El cuarto y el quinto artículo publicados en este volumen, abordan el tema de la sostenibilidad de la deuda pública en Ecuador y Latinoamérica, respectivamente. El artículo titulado "*Función de reacción fiscal para Ecuador, 2000-2017*" destaca que la política fiscal ecuatoriana resulta en una trayectoria de deuda explosiva. Como dicen los autores, este comportamiento pone en peligro la consolidación fiscal. Estos resultados colocan en evidencia la necesidad de una reestructuración de los flujos y stocks en las finanzas públicas del Ecuador.

El quinto artículo, "*Análisis de la dinámica y sostenibilidad de la deuda pública en América Latina*", analiza la historia y sostenibilidad fiscal de 17 países en Latinoamérica durante los años 2000-2017. El estudio detalla que el nivel de deuda regional creció rápidamente desde 2014, llegando a un promedio del 51% del PIB en 2017. El resultado del análisis por país muestra que, mientras el auge de los precios de materias primas en la década del 2000 permitió mantener condiciones necesarias para la sostenibilidad de la deuda, en el último periodo 2014-2017, varios países cierran la etapa de análisis con brecha negativa. Específicamente, Brasil, Colombia, Ecuador y Argentina, del sur del continente, y todos los países centroamericanos excluyendo El Salvador, Guatemala y Nicaragua, denotan niveles de déficit primario que superan los límites de su espacio fiscal. Este estado de endeudamiento regional señala que América Latina se vuelve cada vez más vulnerable a shocks económicos por decisiones fiscales. En resumen, la región necesita a futuro un ajuste fiscal fuerte para reducir su fragilidad ante shocks internos y externos.

Con esta compilación de trabajos de significativo valor académico, la Revista Cuestiones Económicas reitera su compromiso de impulsar la investigación económica en el país y se reafirma como un espacio plural y de referencia para la discusión económica.

PhD. Sarah Carrington

Editora General

Índice

1. Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?
2. Efecto de shocks de precios del petróleo y alimentos en la economía ecuatoriana.
3. Estimación del crecimiento potencial para el Ecuador.
4. Función de reacción fiscal para Ecuador, 2000-2017.
5. Análisis de la dinámica y sostenibilidad de la deuda pública en América Latina.

- Hacer click en cada ítem para dirigirse al artículo -

* Los comentarios expuestos en los diferentes artículos son de responsabilidad de los autores y en ningún caso comprometen la posición oficial del Banco Central del Ecuador.

Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?

Maternity and pay gap: Does the labor market penalize maternity?

Jenny Maldonado¹

Carolina Peña²

Resumen

La presente investigación muestra la relación de la maternidad con el ingreso salarial en Ecuador utilizando datos de la ENEMDU acumulada 2018. Los resultados obtenidos bajo la metodología de ecuaciones mincerianas muestran que existe una penalización por maternidad de 8% sobre el salario. La diferencia salarial entre las mujeres no madres y madres es más amplia al considerar los rangos de edad de los hijos. Las madres con hijos menores a 6 años y con hijos entre 6 a 12 años ganan en promedio 20% y 7% menos, respectivamente. Utilizando la descomposición Blinder-Oaxaca con corrección del sesgo el estudio evidencia que existe una brecha salarial negativa de 37% entre mujeres madres y no madres. Esta investigación también muestra evidencia de la relación de la paternidad con el ingreso salarial de los hombres. A diferencia del escenario para las madres, no existe penalización por paternidad en el salario.

¹ Economista por la Universidad Central del Ecuador. Asistente de investigación del área de investigación y evaluación de políticas públicas de Grupo FARO. Correo electrónico: jennymaldonadoa@outlook.es

² Economista por la Universidad Central del Ecuador. Especialista en género, violencia y derechos humanos por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales. Correo electrónico: carolinapenatt@gmail.com

Sin embargo, tener hijos menores a 12 años sí parece estar asociada con una penalización salarial de 3%, mientras que la brecha salarial entre padres y no padres es positiva, es decir los padres ganan en promedio 2% más que los no padres.

Clasificación JEL: J13; J16; J24; J31; C24

Palabras clave: maternidad, brecha salarial, ingreso salarial, ecuación Minceriana, descomposición Blinder- Oaxaca, Ecuador.

Abstract

This research presents the relation of motherhood and income in Ecuador using data from the accumulated 2018 ENEMDU. The results obtained under the Mincerian equations methodology show a maternity penalty of 8% on salary. Wage differences between non-mothers and mothers is wider when considering age ranges of children. Mothers with children under 6 years of age and with children between 6 and 12 years old earn on average 20% and 7% less, respectively. Using the Blinder-Oaxaca decomposition with correction for bias, the study shows a wage gap of 37% between mothers and non-mothers. This research also presents evidence of whether fatherhood is related to male earnings. Unlike the scenario for mothers, there is no salary penalty for paternity. However, having children under 12 years old does seem to be associated with a wage penalty of 3%. Unlike mothers, the wage gap between fathers and non-fathers is positive, that is, fathers earn an average 2% more than non-fathers.

JEL classification: J13; J16; J24; J31; C24

Keywords: motherhood, wages gap, wage income, Mincerian equation, Oaxaca Blinder decomposition, Ecuador.

Fecha de recepción: 7 de octubre de 2020.

Fecha de aceptación: 22 de noviembre de 2020.

1. Introducción

En América Latina y el Caribe las mujeres ganan 80 centavos por cada dólar que ganan los hombres. La desigualdad entre los salarios medios de las mujeres y los hombres es un problema presente en todo el mundo. Aunque el empleo requiera las mismas habilidades o esfuerzos, o incluso más, el trabajo de las mujeres es menos valorado y peor remunerado. En el caso de las mujeres pertenecientes a alguna etnia, las mujeres migrantes y las madres, esta brecha es aún mayor. Si prevalecen las tendencias actuales se necesitarán más de 70 años para cerrar la brecha salarial (OIT, 2019).

La incorporación de las mujeres ecuatorianas al mercado laboral ha sido tardía pero constante a partir de los años 90. Este proceso ha estado acompañado por un desequilibrado reparto de las tareas reproductivas y de cuidado que siguen recayendo exclusivamente sobre las mujeres. De acuerdo con datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, las mujeres ecuatorianas destinan 1,612 horas al año al trabajo del hogar y los hombres solo 587 horas (INEC, 2020). Las mujeres tuvieron que incorporarse al trabajo sin dejar las responsabilidades de cuidado de los niños y tareas domésticas, roles impuestos histórica y socialmente en función de su sexo y de los estereotipos tradicionales de género (Becker, 1985).

Mientras que los hombres, una vez que acceden al mercado laboral, se mantienen en él de forma permanente, las mujeres están sujetas a cierta discontinuidad en su carrera profesional, relacionada en especial con los procesos reproductivos y cuidado de los niños. Esto genera una pérdida de su capital humano que se traduce en menores ingresos y profundiza la brecha salarial. Otro gran reto que enfrentan las mujeres es la discriminación asociada con la potencial maternidad, en especial para las mujeres jóvenes o con cargas familiares. Según el OIT, esto se da debido a que en el momento de la selección, los empleadores mantienen estigmas relacionados con ausencias por

maternidad, permisos para situaciones relacionados con los hijos, entre otras (OIT, 2016).

Este estudio tiene dos objetivos i) estimar la relación de la maternidad con el ingreso salarial en Ecuador y ii) estimar la brecha salarial entre mujeres madres y no madres. Para ello, se utilizó la Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) acumulada del año 2018 que contiene datos sobre el ingreso salarial, así como características sociodemográficas y laborales de la población económicamente activa. Estos datos, además de provenir de muestras aleatorias y representativas, tienen la ventaja de contar con una muestra de 136,933 hogares de diferentes paneles, levantada de manera continua por un periodo de 12 meses consecutivos. Esta base cuenta con información sobre el número de hijos⁴ por hogar, variable que sirve para la construcción de las variables centrales de esta investigación, madre y padre. Hasta la fecha de esta publicación, no se ha encontrado un estudio desarrollado previamente para el Ecuador que mida la penalidad por maternidad sobre el ingreso salarial y que al mismo tiempo contraste los resultados obtenidos con el efecto de paternidad sobre el salario.

Nuestra investigación encuentra evidencia de que la mayor parte de la brecha por maternidad en el Ecuador está asociada con el hecho de ser madres y otras características no observadas, y no por las características sociodemográficas o laborales que fueron expuestas. Los resultados obtenidos bajo la metodología de ecuaciones mincerianas muestran que existe una penalización por maternidad de 8% sobre el salario. La diferencia salarial entre las mujeres no madres y madres es más amplia al considerar los rangos de la edad de los hijos. Las madres con hijos menores a 6 años y con hijos entre 6 a 12 años ganan en promedio 20% y 7% menos, respectivamente, en relación con las mujeres no madres. Utilizando la descomposición Blinder-Oaxaca con corrección del sesgo,

⁴ Se ha decidido utilizar el genérico masculino cuando se hace referencia a hijos e hijas, para que no exista una sobrecarga en el texto. Sin embargo, reconocemos que el uso del lenguaje es político y resulta necesario para cambiar las dinámicas sociales.

el estudio muestra que existe una brecha salarial negativa de un 37% entre mujeres madres y no madres.

En contraste con el escenario de las madres, no se encontró una brecha por paternidad en el salario que sea significativa. Sin embargo, al analizar las estructuras de las edades de los hijos, los hombres que tienen hijos menores a 12 años perciben un salario en promedio menor en un 3%. No obstante, la brecha salarial entre padres y no padres se vuelve positiva para padres con hijos mayores a 13 años.

En cuanto al tiempo de trabajo, la probabilidad de que una mujer con hijos trabaje 38.45 horas a la semana es menor en un 85% en comparación con las mujeres sin hijos. Mientras que para los padres la probabilidad de trabajar 42.88 horas a la semana es mayor en un 39% respecto a los no padres. Además, la probabilidad de que las madres alcancen las 38.45 horas semanales disminuye respecto a las mujeres no madres, en especial para las mujeres con hijos menores a 6 años (-152%) y con hijos entre 6 y 12 años de edad (-108%). Contrariamente a los resultados obtenidos para las mujeres que son madres, al controlar por rango de edad de los hijos la probabilidad de que un padre con hijos menores a 6 años trabaje 42.88 horas semanales aumenta en 70% y solo es negativa para los padres con hijos mayores a 24 años.

Los resultados obtenidos son consistentes en cuanto a la literatura internacional. La penalización salarial por maternidad es mayor a la penalidad por paternidad (Olarte & Peña, 2010) y los hombres casados con hijos ganan en promedio más que los hombres solteros, divorciados o viudos en un 4%, al igual que en el estudio de Korenman y Neumark (1992).

Con la metodología de descomposición Blinder-Oaxaca, los resultados indican que los padres tienen una ventaja frente a los hombres que no tienen hijos. Estos resultados respaldan los encontrados con el primer modelo. La brecha salarial sin corrección de sesgo es de 7% y se reduce al 2% con la corrección. Los

resultados son positivos a favor de los padres. En otras palabras, el mercado laboral no penaliza la paternidad en los ingresos laborales, e incluso parece beneficiarlos.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: la sección 2 contiene la revisión de literatura relevante relacionada a la penalización salarial causada por la maternidad en países desarrollados, así como en países de la región. La sección 3 describe los datos empleados y presenta estadísticas descriptivas relacionadas con indicadores laborales. La sección 4 detalla la metodología utilizada para medir la relación de la maternidad con el ingreso y la brecha salarial entre madres y no madres. La sección 5 muestra los principales resultados obtenidos del análisis, mientras la sección 6 presenta las conclusiones de la investigación y plantea algunas recomendaciones.

2. Revisión de literatura

La economía feminista es una corriente del pensamiento económico diferenciado, en la que se presentan varias críticas a la visión de la economía tradicional, que se enfoca en el análisis y predicción del mercado. Una de sus mayores contribuciones se da con respecto a la percepción de la división sexual del trabajo, clave para entender las desigualdades de género que se generan en torno al mismo, como la especificidad del empleo femenino. La división sexual del trabajo consiste en la asignación de roles diferenciados, como lo reproductivo (o el trabajo doméstico) para las mujeres y lo productivo para los hombres.

La inserción de las mujeres en la escala laboral ha estado relacionada con desigualdades como la brecha salarial. De acuerdo con la literatura, existe una relación entre la brecha salarial y maternidad. Becker (1985) explica esta relación mostrando que existe una asignación de las responsabilidades de

cuidado de los niños y las tareas domésticas principalmente hacia las mujeres. Las mujeres casadas tienen menores ingresos por hora que los hombres casados, con el mismo capital humano de mercado, ya que economizan el esfuerzo invertido en el trabajo de mercado buscando trabajos menos exigentes por la doble carga laboral que ejercen.

Esta afirmación ha sido confirmada por otras investigaciones. Budig y England (2001) usaron la Encuesta Nacional Longitudinal de Jóvenes 1982-1993 con un modelo de efectos fijos en Estados Unidos para examinar la penalización salarial por maternidad. Las autoras explican que existen cuatro factores asociados con el que las madres ganen menores ingresos que las mujeres no madres: tener hijos les hace perder experiencia laboral, reduce su productividad en el trabajo, existen preferencias por trabajos menos favorecidos que se ajusten a sus condiciones de maternidad, y pueden ser discriminadas por los empleadores.

Por su parte Molina y Montuenga (2008) estudiaron la penalización salarial causada por la maternidad en España utilizando datos de panel de Hogares de la Comunidad Europea (ECHP, 1994-2001). Los autores encontraron que cuando existe un nacimiento en la familia durante el año en curso, la mujer pierde el 9% de su salario. La brecha salarial se amplía a medida que incrementa el número de hijos en el hogar. Tener un hijo viviendo en el hogar implica una pérdida significativa en el salario equivalente al 6%, dos hijos casi al 14%, y tres o más hijos hace que la mujer pierda más del 15% de su salario (Molina & Montuenga, 2008). En una investigación realizada por Piras y Ripani (2005) para cuatro países en Latinoamérica, se observó que existe una penalización de maternidad sobre los ingresos laborales de las mujeres solo en Perú y Bolivia. Las autoras usaron un modelo Log-Lin sin corrección de sesgo de selección. Los resultados mostraron que para Perú las madres (26 y 35 años) que tenían hijos menores de 7 años ganaban en promedio 20% menos que las mujeres no madres y para Bolivia las madres (14 y 25 años) con hijos menores de 7 años ganaban en promedio 44.8% menos. Mientras tanto, para Brasil existía un efecto positivo por ser madre y para

el Ecuador no hubo resultados estadísticamente significativos (Piras & Ripani, 2005).

Años más tarde, Botello y López (2015) analizaron el efecto de la maternidad sobre los salarios en nueve países de América Latina. Para este estudio, la metodología utilizada fue mediante la ecuación de Mincer con control de sesgo con la ecuación de Heckman y la descomposición de Blinder-Oaxaca. Los resultados muestran que la penalización por maternidad es de alrededor de 13% después de controlar por variables observables como la educación, la estructura del hogar y las características laborales; sin embargo, esta brecha está localizada en los rangos más altos de educación. La brecha se amplía hasta el 21% cuando la madre tiene niños menores de cinco años (Botello y López, 2015).

Para el caso colombiano, Gutiérrez (2008) usa los datos de la Encuesta Nacional de calidad de vida para el año 2003 con el método de variable instrumental, y el número de hijos se instrumenta con la educación del padre. Los resultados sugieren que la brecha existente es del 65.9% cuando se corrige por sesgo de selección. Sin embargo, el instrumento al estar correlacionado con otras variables de interés puede estar generando resultados extremos. Por su parte, Olarte y Peña (2010), para determinar el efecto del número y de estructuras de edades de los hijos sobre los ingresos de las mujeres en Colombia, utilizaron la ecuación Minceriana, corrección de sesgo por Heckman y la descomposición de Blinder-Oaxaca. Las autoras determinaron que la brecha de ingresos entre madres y no madres es del 9.4% y del 18.4% si los hijos tienen menos de 5 años.

Las responsabilidades de cuidado y las tareas domésticas recaen con mayor frecuencia sobre las mujeres. El tiempo y esfuerzo que dedican para las labores dentro del hogar afectan negativamente el ingreso o salario laboral femenino. Las mujeres que son madres tienen una mayor probabilidad de trabajar en un empleo de peor calidad que las mujeres que no tienen hijos. Usualmente en estos trabajos no se contribuye a la salud ni a la pensión, o tienden a permitir

flexibilidad en el horario (Olarte y Peña, 2010), lo cual permite que las responsabilidades domésticas impuestas se puedan ejercer.

En Dinamarca se utilizaron datos administrativos daneses de 1980 hasta 2013 con una metodología de eventos donde se encontró que la llegada de niños genera una penalidad de la maternidad en el ingreso laboral de las mujeres de alrededor del 20% a largo plazo. Los resultados indican que la brecha está impulsada en proporciones similares por la participación en la fuerza laboral, las horas de trabajo y los salarios. Además, encontraron resultados importantes en relación con los impactos dinámicos en la ocupación, el ascenso a gerente, el sector y la familiaridad de la empresa para las mujeres, en relación con los hombres (Kleven, Landais y Søgaaard, 2018).

En una investigación más reciente para el caso de Uruguay, se estima el impacto de la maternidad en la trayectoria laboral de las mujeres con un modelo cuasi experimental de estudio de eventos con datos de registros administrativos en el periodo de 1996 hasta 2015. Los resultados indican una reducción del salario por hora de entre 24% y 25% y a largo plazo de entre un 32% y 42% (Querejeta, 2020). Para la investigación del caso chileno se parte del interés por demostrar las diferencias entre los mercados laborales de países desarrollados y países en desarrollo, ya que una característica diferenciadora es la informalidad. Utilizando la misma metodología que el estudio antes mencionado, se encontró evidencia de que la informalidad laboral contribuye a explicar la brecha de género, ya que las mujeres renuncian a la protección social y reducen sus perspectivas laborales para hacer frente a las responsabilidades de cuidado y laborales (Berniell, Berniell, De la Mata, Edo y Marchonni, 2019).

La literatura existente demuestra que se da una penalidad por la maternidad sobre los ingresos laborales de las mujeres. Sin embargo, no existe la misma cantidad de investigaciones enfocadas únicamente en la penalidad que puede existir sobre la paternidad en los ingresos de los hombres. Una

investigación realizada en Colombia por Gómez (2016) analiza las consecuencias de ser padre y madre a temprana edad sobre los ingresos. Se estima que los padres a edad temprana tienen una penalidad del 11.7% en sus ingresos por hora. Sin embargo, el impacto es mayor en las mujeres (12.6%) que en los hombres (5.1%). Los resultados no solo dependen de ser padre adolescente: cuando se excluyen los eventos de fecundidad adolescente, se encontró una penalidad del 9.2% en los ingresos de los padres que lo fueron entre los 18 y los 21 años, en comparación con los que fueron padres después de esa edad.

3. Datos y estadísticas descriptivas

3.1. Fuente de información

La ENEMDU constituye la fuente principal y oficial sobre los indicadores del mercado laboral del país, como PEA, empleo adecuado, subempleo, desempleo, entre otros. Esta encuesta levanta información personal y también sobre las viviendas (INEC, 2019).

En 2018, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) inició un esquema de acumulación de muestra para un mejor aprovechamiento de la información levantada en las viviendas durante todo el año. Se asignó mayor muestra a las denominadas encuestas mensuales, que pasó de 5,652 a 8,925 viviendas para captar información del área rural y el resto urbano, y se homologó el tamaño de muestra a 17,066 viviendas para las encuestas trimestrales (INEC, 2019)

En esta investigación se utilizaron los datos de la ENEMDU acumulada para el periodo 2018, la cual cuenta con una muestra de diferentes paneles de hogares levantada de manera continua para un periodo de 12 meses consecutivos y contiene información de 136,933 hogares ecuatorianos. A continuación (Ver

Tabla 1) se detalla la distribución de la muestra en la que se consideran condiciones de maternidad o paternidad, y de empleo o desempleo.

Tabla 1. Distribución de la muestra ENEMDU acumulada 2018

	Observaciones	
	Mujeres	Hombres
Total	246,025	236,523
Con hijos/as	89,493	71,105
Sin hijos/as	30,486	31,642
Con hijos/as y trabajan	55,122	63,572
Con hijos/as y no trabajan	34,371	7,533
Sin hijos/as y trabajan	16,244	24,077
Sin hijos/as y no trabajan	14,242	7,565

Fuente: INEC - ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Debido a que el análisis se centra en la discriminación y desigualdad de género en el mercado laboral para determinar la relación de la maternidad con los salarios, la muestra incluye población masculina y femenina con y sin hijos.

3.2. Descripción de variables

En el Ecuador, en 1990, la tasa de participación de las mujeres en la fuerza laboral fue del 49% (Banco Mundial, 2019), y casi 30 años después se ha experimentado un incremento de apenas seis puntos porcentuales (INEC, 2018), mientras que la tasa de participación laboral masculina se ha mantenido por encima del 70% durante el mismo periodo de tiempo.

Los indicadores laborales a nivel nacional muestran diferencias entre hombres y mujeres. La población masculina tiene tasas más altas en el empleo adecuado, y existe una diferencia de 15.3 puntos porcentuales entre las mujeres y los

hombres. En cuanto al subempleo, el 18.5% de los hombres y el 15.7% de las mujeres percibieron menos ingresos respecto al salario mínimo y/o trabajaron menos horas de la jornada legal, pero tienen disponibilidad y deseo de trabajar tiempo adicional. Mientras tanto, la tasa de desempleo se ubicó en un 4.9% para las mujeres y un 3.4% para los hombres (Ver Tabla 2).

Las tareas de cuidado y domésticas están concentradas en la población femenina. De acuerdo con las cifras oficiales, la tasa de empleo no remunerado⁵ es del 17.9% para las mujeres y del 5.8% para los hombres. El tiempo que dedican ambos géneros al trabajo no remunerado es desigual. Según la Encuesta de Uso de Tiempo de 2012, las mujeres casadas o en unión libre dedicaban hasta un total de 37 horas semanales al trabajo doméstico externo e interno, mientras que el grupo de hombres que más horas dedicaban a las tareas domésticas son los hombres viudos, con un promedio de 19 horas semanales (INEC, 2012). Además, el 84.6% de la contribución al cuidado de los niños y niñas lo realizan las mujeres (INEC, 2020).

Tabla 2. Indicadores laborales 2018

Tasa	Hombres	Mujeres
Empleo bruto	75.5%	52.3%
Empleo global	96.6%	95.2%
Empleo adecuado	47.0%	31.7%
Subempleo	18.5%	15.7%
Empleo no remunerado	5.8%	17.9%
Otro empleo no pleno	24.7%	29.5%
Desempleo	3.4%	4.9%
Participación global	78.2%	55.0%
Participación bruta	53.7%	39.1%
Sector informal	44.8%	48.3%

⁵ Está conformada por aquellas personas con empleo que, durante la semana de referencia, no percibieron ingresos laborales. En esta categoría están los trabajadores no remunerados del hogar, trabajadores no remunerados en otro hogar y ayudantes no remunerados de asalariados/jornaleros (INEC, 2018).

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

En la Tabla 3 se comparan algunas características entre las mujeres que son madres y las que no lo son, y se hace lo mismo con los hombres. Las madres tienen una media de edad de 45 años, con una desviación estándar de 14 años. Las no madres tienen una media de edad de 10 años más que las madres, con una desviación de 17.24 años. Para los hombres, la media de edad es de 47 años para los padres con una desviación de 14.15 años y los no padres tienen una media de edad de 56 años con una desviación de 18.08 años.

En cuanto al nivel de estudios alcanzado, las mujeres sin hijos tienen mayor concentración en cuanto a no haber cursado estudios (10.2%) frente a las mujeres con hijos (3.9%). De manera similar, los hombres que no son padres y no han cursado estudios (6.1%) tienen mayor concentración frente a los que sí son padres (2.4%). Sin embargo, en educación superior las madres (21.3%) y no madres (21.0%) no muestran diferencias amplias. De igual manera sucede con los padres (21.5%) y no padres (22.6%) que alcanzaron estudios superiores.

Al analizar el estado civil de las madres y las no madres, encontramos que el 75.3% de las mujeres que son madres están casadas, mientras que el 94.2% de los hombres que son padres están casados. Además, el 19.9% de las mujeres que son madres se encuentran divorciadas o viudas, frente al 5.4% de los hombres que son padres. Por último, 3 de cada 10 madres son jefas de hogar mientras que 4 de cada 10 de las no madres son jefas de hogar. Sin embargo, los padres y no padres tienen tasas similares en cuanto a la jefatura del hogar, 94.2% y 96.6% respectivamente.

Tabla 3. Estadísticas descriptivas

Variable	Madres	No madres	Padres	No padres
Total	89,493	30,486	31,642	71,105
Edad	45	58	47	56
Desviación edad	14.17	17.24	14.15	18.08
Nivel de estudios				
Ninguno	3.9%	10.2%	2.4%	6.1%
Primaria	36.4%	39.4%	38.1%	41.2%
Secundaria	38.4%	29.4%	37.9%	30.0%
Educación superior	21.3%	21.0%	21.5%	22.6%
Etnia				
Otra etnia	13.64%	14.76%	14.84%	16.23%
Mestiza/o	86.36%	85.24%	85.16%	83.77%
Estado civil				
Nunca casada/o	4.7%	13.0%	0.4%	19.2%
Divorciado/a o	19.9%	24.2%	5.4%	19.6%
viuda/o				
Casada/o	75.3%	62.7%	94.2%	61.2%
Rural				
Urbana	73.99%	72.88%	72.07%	71.01%
Rural	26.01%	27.12%	27.93%	28.99%
Jefatura del hogar	29.9%	41.4%	94.2%	96.6%
Educación en curso	2.62%	3.04%	1.55%	3.07%
Trabajan	61.59%	53.28%	76.09%	89.41%

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La Tabla 4 muestra algunas estadísticas descriptivas laborales para la muestra de mujeres que trabajan, con hijos y sin hijos, y de la misma manera para los padres y los no padres. El salario mensual de una mujer que no tiene hijos es mayor al de una mujer que sí es madre en USD 64.04. A su vez, el salario de un hombre que sí tiene hijos es mayor en USD 13.2 frente a un hombre que no tiene hijos. La brecha salarial de género a nivel nacional se traduce en que un hombre

con empleo gana en promedio USD 63.4 más que una mujer con empleo (INEC, 2018).

En cuanto a la jornada laboral, se evidencia que el 57% de las madres trabajan más de 40 horas en promedio a la semana, mientras que un 52.41% de las mujeres que no tienen hijos trabajan la misma cantidad de horas. Mientras tanto, casi 8 de cada 10 hombres que tienen hijos trabajan más de 40 horas en promedio a la semana, frente a 6 de cada 10 hombres que no tienen hijos.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas para la muestra seleccionada

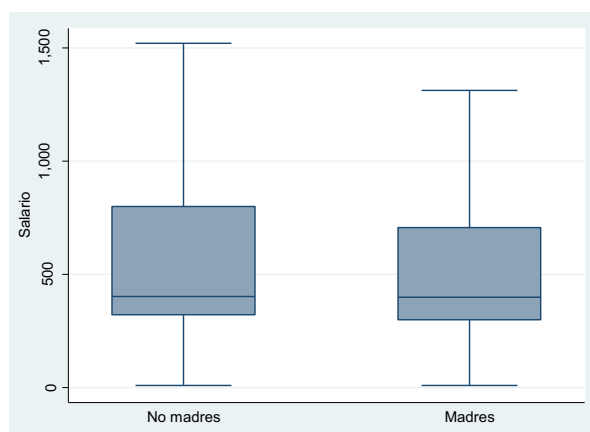
Variable	Trabajan		Trabajan	
	Madre	No madre	Padre	No padre
Salario mensual (USD)	558.44	619.83	604.92	592.06
Tamaño empresa				
Empresa menos de 10	76.74%	79.44%	66.56%	74.16%
Empresa entre 10 y 49	5.95%	5.26%	9.71%	8.20%
Empresa entre 50 y 99	0.77%	0.59%	1.16%	0.98%
Empresa más de 100	16.54%	14.71%	22.56%	16.66%
Categoría empresa				
Agricultura	21.70%	28.05%	24.44%	31.20%
Servicios	65.20%	61.20%	39.39%	40.13%
Industria	13.10%	10.75%	36.27%	28.66%
Sector				
Público	10.34%	8.97%	10.58%	7.76%
Privado	89.66%	91.03%	89.42%	92.24%
Afiliación al IESS	68.74%	69.88%	62.79%	56.98%
Jornada laboral				
Completa(>40h)	57%	52.41%	79.98%	68.33%
Parcial(<40h)	43%	47.59%	20.02%	31.67%

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Si bien es cierto que la media salarial de las mujeres no madres (USD 619.83) es superior a la media de los hombres no padres (USD 592.06), es necesaria analizar datos de la mediana salarial. El Gráfico 1 muestra que la mediana salarial de las mujeres no madres y madres es aproximadamente USD 400. Los valores salariales que delimitan al 50% de las mujeres no madres son USD 400 y USD 800, a diferencia de las madres cuyos valores salariales se encuentran entre USD 400 y USD 700.

Gráfico 1. Salario por madres y no madres

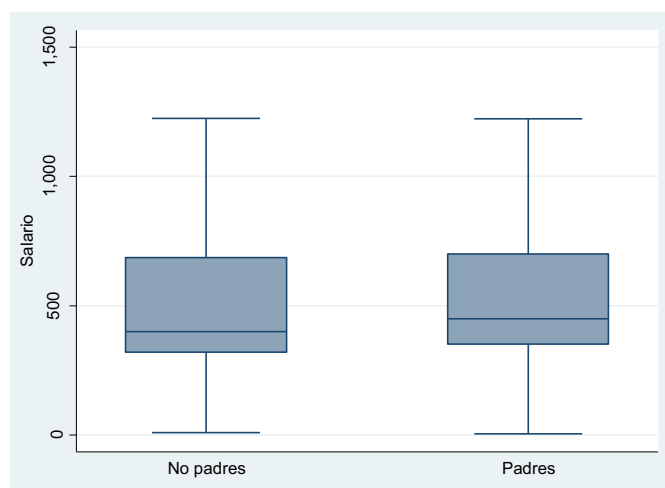


Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

El Gráfico 2 muestra que la mediana salarial de los padres y no padres es USD 400 y USD 450 respectivamente. De igual forma se observa que la mediana salarial de los hombres padres es superior a la de los hombres no padres. Los rangos de ambos grupos se encuentran entre USD 400 y USD 700.

Gráfico 2. Salario por padres y no padres

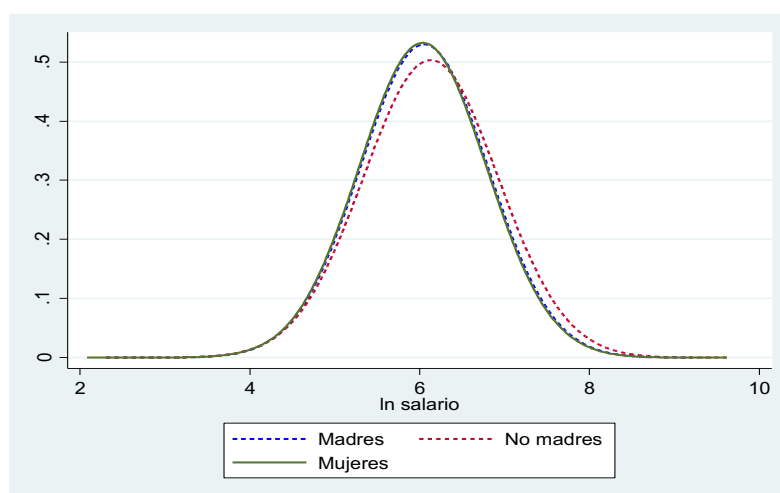


Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Asimismo, el Gráfico 3 muestra la distribución salarial de las mujeres, madres y no madres. Se observa que la distribución salarial de las mujeres no madres está sesgada hacia la izquierda, es decir, presenta valores mayores a la media de la curva de distribución de las mujeres madres.

Gráfico 3. Distribución salarial mujeres, madres y no madres

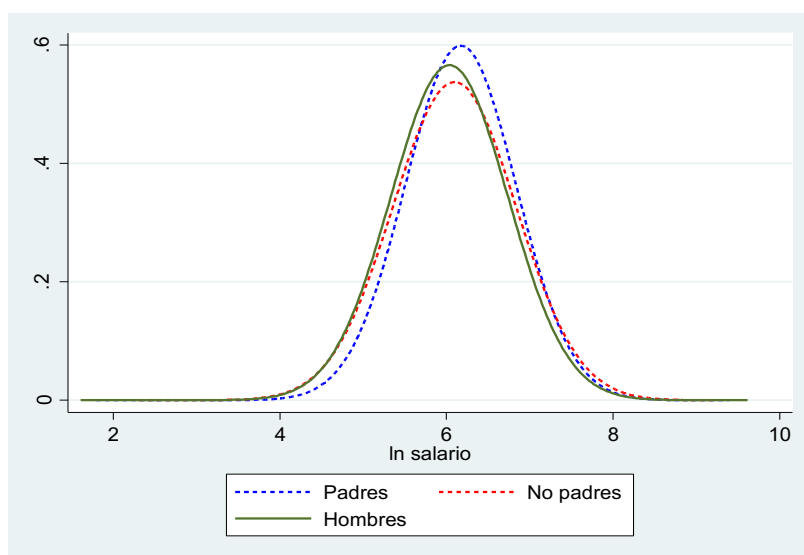


Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

El comportamiento de las curvas de distribución salariales de los hombres, padres y no padres, es diferente al comportamiento de las curvas de las mujeres. Como se observa en el Gráfico 4, la curva salarial de los padres tiene mayor probabilidad de contener valores superiores a la media respecto a la curva de los no padres.

Gráfico 4. Distribución salarial hombres, con hijos y sin hijos



Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

4. Metodología

4.1. Ecuación de Mincer

El modelo propuesto por Mincer (1974) en la Teoría del Capital Humano es uno de los más conocidos en la literatura sobre economía laboral. Bajo esta especificación, el ingreso salarial está en función de la escolaridad y los años de experiencia en el mercado laboral. La función tradicional Minceriana es:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + \varepsilon \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

donde $\ln Y$ es el logaritmo del ingreso salarial por un periodo determinado, $educ_i$ el nivel de educación del individuo, X la experiencia, y X^2 es la experiencia potencial al cuadrado (capta la relación no lineal entre experiencia e ingreso). El $\beta_1 educ$ aproxima la tasa de rentabilidad de la educación. Debido a que la experiencia no es una variable observable, se utiliza la experiencia potencial (edad-educación-6) bajo la premisa de que se inicia la educación a los 6 años de edad. Teóricamente $\beta_1 educ$ y $\beta_2 X$ deben tener coeficientes positivos, mientras $\beta_3 X^2$, coeficiente negativo.

Tomando como base la ecuación de Mincer, esta investigación introduce al modelo la variable *hijos*⁶ para medir la penalidad por maternidad sobre los ingresos laborales. Además, introduce un set de variables de características sociodemográficas (S) y laborales (L) de cada persona. A continuación, se presenta el modelo a estimar.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 hijos_i + \beta_2 educ_i + \beta_3 X_i + \beta_4 X_i^2 + \beta_5 S_i + \beta_6 L_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (2)$$

donde:

$\ln Y_i$ es el logaritmo del ingreso salarial

$hijos_i$ es la variable que identifica si una mujer es madre o no madre

⁶ Esta variable define a mujeres con hijos como madres y a mujeres sin hijos como no madres.

$educ_i$ nivel de educación

X_i experiencia potencial

X_i^2 experiencia potencial al cuadrado

S_i es un set de características individuales de la persona i que incluye variables sociodemográficas como etnia, jefatura de hogar, educación en curso y área.

L_i es un set de variables asociadas con características laborales que incluyen tamaño de empresa, afiliación a la seguridad social, jornada laboral, sector (público o privado) y sector económico; ε_i es el término de error.

Este estudio plantea dos especificaciones: i) *dummy* de presencia de hijos (madre y no madre) y ii) *dummies* para las categorías por rangos de edad de los hijos: madres con hijos menores de 6 años, madres con hijos de 6 a 12 años, madres con hijos de 13 a 18 años, madres con hijos de 19 a 24 años y madres con hijos mayores a 24 años.

Además del modelo para determinar la penalidad por maternidad sobre el salario, esta investigación estima la correlación de la maternidad con horas de trabajo semanales utilizando un modelo de *count data*. El modelo incluye las mismas variables detalladas en la ecuación (2) (con excepción de jornada laboral) y agrega dos variables adicionales, que controlan si la persona tiene dos trabajos y el tipo de contrato. La especificación del modelo de horas de trabajo semanales se encuentra en detalle en el Anexo A, mientras el Anexo A.1 muestra las variables dependientes e independientes de ambos modelos.

4.2. Corrección del sesgo de selección

Constituye un problema común del sesgo de selección el que solo se observe un subconjunto de la población. Wooldridge (2009) describe este tipo de sesgo como truncamiento incidental. Este tipo de sesgo surge cuando todas las observaciones de las variables independientes del modelo pueden ser observadas y la variable dependiente puede ser observada únicamente para

un subconjunto de la población. Es decir, la regla que determina si se observa o no depende directamente del resultado de la variable dependiente.

La variable $\ln Y_i$ de la ecuación (2) estima el ingreso salarial que una mujer madre o no madre podría recibir en el mercado laboral dada su condición. En otras palabras, se puede estimar la relación de la maternidad con $\ln Y_i$ siempre y cuando una mujer madre o no madre forme parte del mercado laboral. Sin embargo, para las mujeres madres o no madres que no se encuentran en el mercado laboral, no se puede observar $\ln Y_i$. Por lo tanto, existe truncamiento incidental del $\ln Y_i$, debido a que depende de otra variable adicional no incluida en la ecuación (2). Esta variable omitida está relacionada con la probabilidad de elegir trabajar o no. Por supuesto esta probabilidad también estará condicionada a ciertos factores, por ejemplo, si la mujer es jefa del hogar, si tiene hijos menores a 6 años, etc.

Dado que la ecuación (2) no incorpora información sobre la probabilidad de elegir trabajar o no, esto genera un problema de sesgo sobre los coeficientes β . El método utilizado para la corrección del sesgo en esta investigación es el modelo Heckit compuesto por dos etapas (Heckman, 1979). En la primera etapa, mediante la especificación de un modelo Probit, se estima la probabilidad de elegir trabajar o no:

$$Prob(T = 1|Z) = \Phi(Z\gamma) \quad (3)$$

donde $T = 1$ si la persona trabaja y $T = 0$ si la persona no trabaja, Z es un vector de variables explicativas, γ es un vector de parámetros desconocidos y Φ representa la función de distribución acumulativa de la distribución normal. Para llevar a cabo la estimación en la primera etapa es necesario que Z contenga una variable que incurra en la probabilidad de elegir trabajar, pero no en el ingreso salarial. Las variables seleccionadas en este estudio son: jefatura del hogar, si en el hogar existen niños menores a 6 años, y edad. Para efectos de análisis se ilustra el siguiente modelo:

$$\begin{aligned}
E[\ln Y_i | T_i > 0] &= E[\ln Y_i | \varepsilon_i > -Z_i' \gamma] \\
&= X_i' \beta + E[e_i | \varepsilon_i > -Z_i' \gamma] \\
&= X_i' \beta + (p * \sigma_e) \lambda_i + V_i
\end{aligned} \tag{4}$$

En la segunda etapa, se incorporan los resultados obtenidos en la ecuación (4) como una variable explicativa adicional del modelo propuesto en la ecuación (2). Se estima el modelo omitiendo el set de variables laborales, ya que las madres y las no madres que no están dentro del mercado laboral no cuentan con esas observaciones. Los coeficientes resultantes de la estimación (4) corrigen el sesgo de selección.

4.3. Blinder-Oaxaca

Para estimar la brecha salarial entre madres y no madres se utilizó la metodología de descomposición Blinder-Oaxaca (1973). Mediante esta metodología se estima que parte de la diferencia salarial está relacionada con las características observables y que otra parte residual con la maternidad.

Se propone, con base en el modelo lineal descrito en (2):

$$\ln Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \mid E(\varepsilon_i = 0) \quad i \in \{A, B\} \tag{5}$$

donde A es el grupo de no madres y B el grupo de madres, para responder a la pregunta sobre cuánto del diferencial de ingresos promedio $R = E(\ln Y_{iA}) - E(\ln Y_{iB})$ (5) está explicado por diferencias en las características observables entre el grupo A y B.

Al reemplazar (5) en (6), donde se supone que $E(\varepsilon_i = 0)$, tenemos la siguiente expresión:

$$R = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \tag{6}$$

Para analizar los efectos de la ecuación anterior, Daymont y Andrisani (1984) exponen la descomposición algebraica, donde el primer término corresponde

a las diferencias de las características del grupo A y grupo B, el segundo término son las diferencias de los rendimientos de las características, y el último elemento corresponde a la interacción causada por la diferencia simultánea en las características y los retornos. La expresión toma la siguiente forma:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]'\beta_A + [E(X_A)]'(\beta_A - \beta_B) + [E(X_A) - E(X_B)]'(\beta_A - \beta_B) \quad (7)$$

Es importante tener en cuenta que existe otro tipo de descomposición, la que surge la presencia de un conjunto de coeficientes que no es causante de la brecha salarial por maternidad, pero que son necesarios para encontrar las diferencias en los predictores. Suponiendo que β^* es un coeficiente hipotético que se puede reemplazar en la siguiente ecuación, se plantea:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]'\beta^* + [E(X_A)]'(\beta_A - \beta^*) + [E(X_A) - E(X_B)]'(\beta_A - \beta^*) \quad (8)$$

Con la anterior ecuación se puede extraer la parte de la desigualdad explicada por las diferencias en los predictores y el efecto es la unión de los últimos términos, por tanto:

$$U = [E(X_A)]'(\beta_A - \beta^*) + [E(X_A) - E(X_B)]'(\beta_A - \beta^*) \quad (9)$$

Esta última ecuación es la parte no explicada por los predictores, la cual es atribuida en este análisis a la presencia de los hijos. Sin embargo, esta captura también contiene el efecto de variables no especificadas dentro del modelo. En este sentido, el segundo coeficiente es la parte no explicada por las características observables que se relacionan con la maternidad. Como se mencionó en la sección anterior, existe sesgo de selección por truncamiento incidental, por lo que se aplicó la corrección de sesgo de Heckman detallado en la sección 4.2.

5. Resultados

En la siguiente sección se presentan los resultados para determinar la asociación de la maternidad con el salario de las mujeres, se controla por un grupo de variables individuales sociodemográficas y un grupo de variables laborales descritas en el apartado anterior. Se utiliza dos modelos, el primero toma el logaritmo del salario laboral y el segundo las horas de trabajo semanales. Para cada modelo se considera dos especificaciones para determinar la correlación de tener hijos con el salario y las horas trabajadas, tanto para mujeres como para hombres.

5.1. Ecuación Mincer

La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación de la asociación de la maternidad y la paternidad con el salario mensual. Se observa que existe una penalización de la maternidad del 8% sobre el salario. Es decir, las mujeres que tienen hijos ganan al mes en promedio USD 75.85 menos que las mujeres que no tienen hijos. La brecha salarial que se asocia con la maternidad se amplía cuando se consideran las estructuras de las edades de los hijos. Las mujeres con hijos menores a 6 años ganan mensualmente en promedio un 20% menos que las que no tienen hijos, con hijos entre 6 y 12 años, en promedio un 7% menos y con hijos entre 13 y 18 años, un 6% menos (Ver Anexo B). Olarte y Peña (2010) encontraron resultados similares para Colombia, donde la maternidad generaba una brecha en los ingresos del 9.4%, que se amplía al 18.4% cuando los hijos tienen menos de 5 años de edad.

En cuanto a la paternidad, se utilizan las mismas especificaciones y conjunto de variables para comparar las asociaciones de tener hijos entre los padres y las madres. Los resultados indican que no existe una brecha por paternidad en el salario que sea significativa (especificación 1). Sin embargo, al analizar las estructuras de las edades de los hijos, la brecha salarial de los padres frente a los no padres es del 3% cuando tienen hijos menores a 12 años. La brecha salarial

entre padres y no padres se vuelve positiva cuando tienen hijos mayores a 13 años.

Los resultados obtenidos son consistentes en cuanto a la literatura internacional. La penalización salarial por maternidad es mayor a la penalidad por paternidad (Olarte y Peña, 2010). Al igual que el estudio de Korenman y Neumark (1992), esta investigación encontró que los hombres casados con hijos ganan más que hombres solteros, divorciados o viudos en un 3% (Ver Anexo C). Budig y England (2010) explican que los resultados pueden estar relacionados con que las mujeres dedican más tiempo a las tareas domésticas y de cuidado, lo cual ocasiona una interrupción en su tiempo de experiencia laboral, o necesitan conseguir empleos que les den mayor flexibilidad horaria. Además, frecuentemente en estos trabajos no se afilia a las mujeres al seguro social (Olarte y Peña, 2010), situaciones que se relacionan con una reducción del salario.

Sin embargo, los resultados obtenidos en esta investigación se contraponen con otras investigaciones realizadas en el Ecuador. Botello y López (2015) analizaron el efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos del año 2012, y los resultados de los autores mostraron que si la mujer tiene un hijo, el salario promedio se reduce en un 2.2% frente a las mujeres que no tienen hijos. Si una mujer tiene dos hijos la brecha se amplía al 3.7% y si tiene más de dos hijos se reduce al 2.26%. De acuerdo con los autores, los resultados para ese periodo permitieron una comparación con países como Canadá, Finlandia y Suecia, que se encontraban en valores inferiores al 5% (Botello & López, 2015). Por su parte, Piras y Ripani (2005) analizaron el efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos para cuatro países en Latinoamérica, entre ellos Ecuador, pero no se encontraron resultados significativos para el país.

Tabla 5. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres y hombres. MCO con corrección de sesgo de Heckman.

Variables	MCO		Heckman	
	Salario	ln Salario	Salario	ln Salario
	(1)	(2)	(3)	(4)
Madres - No madres				
Especificación 1				
Madre	-54.23*** (9.03)	-0.06*** (0.01)	-75.85*** (8.19)	-0.08*** (0.01)
Especificación 2				
Hijos menores a 6 años	-56.69*** (9.95)	-0.07*** (0.01)	-197.17*** (13.90)	-0.20*** (0.02)
Hijos de 6 a 12 años	-64.87*** (10.27)	-0.08*** (0.01)	-51.30*** (10.05)	-0.07*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años	-69.39*** (12.21)	-0.06*** (0.01)	-63.07*** (10.74)	-0.06*** (0.01)
Hijos de 19 a 24 años	-61.84*** (13.08)	-0.04*** (0.01)	-66.31*** (12.36)	-0.04*** (0.01)
Hijos mayores a 24 años	-4.05 (16.70)	0.01 (0.02)	-28.03** (13.52)	-0.01 (0.02)
Observaciones	22,279	22,279	70,892	70,892
R-cuadrado (especificación 1)	0.281	0.544		
R-cuadrado (especificación 2)	0.282	0.544		
Padres - No padres				
Especificación 1				
Padre	-28.93*** (7.27)	-0.01* (0.01)	-19.74*** (6.45)	-0.01 (0.01)
Especificación 2				
Hijos menores a 6 años	-42.03*** (8.24)	-0.04*** (0.01)	-26.11*** (8.52)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 6 a 12 años	-42.40*** (8.54)	-0.03*** (0.01)	-30.66*** (7.94)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años	-25.81*** (9.59)	0.00 (0.01)	-13.49 (8.47)	0.01 (0.01)
Hijos de 19 a 24 años	-7.69 (12.26)	0.03** (0.01)	-3.11 (9.74)	0.03** (0.01)
Hijos mayores a 24 años	10.56 (12.95)	0.05*** (0.01)	-5.81 (10.57)	0.04*** (0.01)
Observaciones	40,510	40,510	55,608	55,608
R-cuadrado (especificación 1)	0.302	0.487		
R-cuadrado (especificación 2)	0.302	0.488		

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: ver tablas completas en Anexo B y C.

5.2. Modelo count data Poisson

En cuanto al tiempo de trabajo, los coeficientes de la Tabla 6, columna (1), indican que las mujeres que son madres tienen menor probabilidad de trabajar más horas a la semana en comparación con las mujeres que no son madres, mientras que los hombres que son padres tienen mayor probabilidad de trabajar más horas a la semana frente a los hombres que no tienen hijos.

Los resultados de efectos marginales (columna 2) indican que la probabilidad de que una mujer con hijos trabaje 38.45 horas a la semana es menor en un 85% en comparación con las mujeres sin hijos. Mientras que para los padres la probabilidad de trabajar 42.88 horas a la semana es mayor en un 39%, en comparación con los no padres. Al observar las estructuras de edades de los hijos, la probabilidad de que las madres alcancen las 38.45 horas semanales disminuye respecto a las mujeres no madres, en especial para las mujeres con hijos menores a 6 años (-152%) y con hijos entre 6 y 12 años de edad (-108%). Para madres con hijos entre 13 y 18 años y 19 y 24 años de edad, esta probabilidad disminuye en 33% y 44%, respectivamente. Al contrario de los resultados obtenidos para las mujeres que son madres, al controlar por rango de edad de los hijos la probabilidad de que un padre con hijos menores a 6 años trabaje 42.88 horas semanales aumenta en un 70% y solo es negativa para los padres con hijos mayores a 24 años. Estos valores son significativos al 99% de confianza (Ver Anexo D y E).

La información sobre la jornada laboral nos dice que 4 de cada 10 mujeres con hijos trabaja menos de 40 horas a la semana, una jornada laboral que se puede considerar como parcial. Mientras que apenas 2 de 10 hombres con hijos trabajan menos de 40 horas a la semana (INEC, 2018). Aunque son varios los factores que pueden explicar el diferencial en las horas de empleo, los resultados del modelo también apuntan a que efectivamente las mujeres con hijos trabajan en promedio menos horas que las mujeres sin hijos. Estos resultados

pueden estar relacionados con la distribución de las tareas del hogar, donde existe mayor carga de tiempo para las mujeres.

De acuerdo a Budig y England (2001), las mujeres suelen tener preferencia por trabajos en peores condiciones, ya que se ajustan a sus condiciones de maternidad y les permiten tener horarios flexibles. Asimismo, otra de las posibles causas de reducción de tiempo de trabajo para las madres es la licencia por lactancia, la que se otorga durante un periodo de nueve meses después del parto, lo cual reduce su jornada de trabajo a 6 horas diarias, que se señalarán o distribuirán de conformidad con el contrato colectivo. Adicionalmente, la normativa⁷ vigente en el país podría estar reforzando una carga desigual en cuanto a las tareas de cuidado en el momento en que inician la maternidad o la paternidad. Si bien, la licencia por maternidad también responde a aspectos biológicos, en el mismo periodo los hombres deberían poder acceder a beneficios que les permitan responsabilizarse de las tareas de cuidado y domésticas, en lugar de realizar una reinserción inmediata del padre al trabajo y reforzar el rol de proveedor económico.

⁷ El Código de Trabajo actual dispone un periodo de licencia por maternidad de 12 semanas por el nacimiento de su hija/o y en caso de nacimientos múltiples, el plazo se extiende por 10 días adicionales; mientras tanto, los hombres tienen derecho a licencia con remuneración por 10 días por el nacimiento de su hija/o cuando el nacimiento es por parto normal y en los casos de nacimientos múltiples o por cesárea la licencia se prolongará por cinco días más.

Tabla 6. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: horas de trabajo a la semana de mujeres y hombres. Poisson.

Variables	Poisson	
	Horas trabajo	Probabilidad marginal
	(1)	(2)
Madres-No madres		
Especificación 1		
Madre	-0.02*** (0.00)	-0.85*** (0.10)
Especificación 2		
Hijos menores a 6 años	-0.04*** (0.00)	-1.52*** (0.13)
Hijos de 6 a 12 años	-0.03*** (0.00)	-1.08*** (0.12)
Hijos de 13 a 18 años	-0.01** (0.00)	-0.33** (0.13)
Hijos de 19 a 24 años	-0.01*** (0.00)	-0.44*** (0.15)
Hijos mayores a 24 años	-0.01 (0.00)	-0.22 (0.17)
Observaciones	27,752	27,752
Padres - No padres		
Especificación 1		
Padre	0.01*** (0.00)	0.39*** (0.09)
Especificación 2		
Hijos menores a 6 años	0.02*** (0.00)	0.70*** (0.11)
Hijos de 6 a 12 años	0.01*** (0.00)	0.39*** (0.11)
Hijos de 13 a 18 años	0.02*** (0.00)	0.71*** (0.12)
Hijos de 19 a 24 años	-0.00 (0.00)	-0.16 (0.15)
Hijos mayores a 24 años	-0.01*** (0.00)	-0.46*** (0.17)
Observaciones	44,808	44,808

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Ver tablas completas en Anexos D y E.

5.3. Blinder-Oaxaca

De acuerdo con los resultados mostrados en la Tabla 7, se observa que sin la corrección de sesgo de selección la brecha por maternidad es del 8%. Sin embargo, cuando se realiza la corrección del sesgo de selección, la brecha salarial se amplía al 37% de las mujeres que son madres frente a quienes no lo son. Las dotaciones explican el 3% de la brecha salarial, mientras que las variables no observables (incluida la condición de maternidad) explican el 34% restante.

Dicho en otras palabras, si se selecciona aleatoriamente a una mujer con hijos y a otra que no tiene hijos, y se les asignaran los mismos niveles de productividad, dotación de capital humano, experiencia, puesto de trabajo, entre otras características, la madre tendría un ingreso laboral menor en 37%, situación que puede estar explicada, por ejemplo, por la discriminación por parte de los empleadores.

En cuanto a la paternidad, los resultados indican que los padres tienen una ventaja frente a los hombres que no tienen hijos. La brecha salarial sin corrección de sesgo es del 7% y se reduce al 2% cuando se corrige el sesgo. En otras palabras, los padres ganan en promedio 2% más que los no padres.

Tabla 7. Descomposición Blinder-Oaxaca. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres y hombres por tenencia de hijos. Corrección de sesgo de Heckman

Grupo	Sin corrección	Con corrección de sesgo de selección
	ln Salario	ln Salario
	(1)	(2)
Madres-No madres		
Diferencia salarial		
No madres	6.26*** (0.01)	6.26*** (0.01)
Madres	6.18*** (0.01)	5.89*** (0.03)
Diferencia salarial	0.08*** (0.01)	0.37*** (0.04)
Descomposición		
Explicada	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Maternidad (no explicada)	0.06*** (0.01)	0.34*** (0.03)
Observaciones	22,279	22,279
Padres-No padres		
Diferencia salarial		
No padres	6.14*** (0.01)	6.14*** (0.01)
Padres	6.21*** (0.00)	6.16*** (0.01)
Diferencia salarial	-0.07*** (0.01)	-0.02* (0.01)
Descomposición		
Explicada	-0.08*** (0.01)	-0.10*** (0.01)
Paternidad (no explicada)	0.02*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Observaciones	40,510	40,510

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Ver tablas completas en Anexo F.

6. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación analizó cómo el mercado laboral penaliza la maternidad y profundiza la brecha salarial y la discriminación de género en Ecuador. Se utilizó la ENEMDU acumulada del año 2018, que contiene datos sobre el ingreso salarial, así como características sociodemográficas y laborales de la población económicamente activa.

De acuerdo con la revisión de la literatura, están disponibles dos estudios realizados para el país en 2005 y 2015, los cuales nos permiten contrastar los resultados obtenidos (Piras y Ripani, 2005; Botello y López, 2015). A diferencia de ambos estudios, nuestra investigación encuentra evidencia de que la mayor parte de la brecha por maternidad en Ecuador está asociada con el hecho de ser madres y otras características no observadas. Es decir que, si igualamos entre mujeres madres y no madres niveles de productividad, dotación de capital humano, experiencia, puesto de trabajo y otras características, las madres tendrían un ingreso laboral menor en un 37%. Una de las características no observadas que se relacionan es la discriminación a la que se pueden estar enfrentando por parte de los empleadores.

Los resultados con la metodología de ecuaciones Mincerianas muestran que el mercado laboral penaliza la maternidad con una brecha salarial de madres y no madres del 8% sobre el salario. La brecha se amplía al considerar los rangos de la edad de los hijos. Las madres con hijos menores a 6 años ganan en promedio 20% y con hijos entre 6 a 12 años ganan en promedio 7% menos, respecto a las mujeres que no son madres.

A nuestro conocimiento no existe un estudio desarrollado para el Ecuador que mida la penalidad por maternidad sobre el ingreso salarial y que al mismo tiempo contraste los resultados obtenidos con el efecto de paternidad sobre el salario. Con el objetivo de aportar a la literatura internacional, también se busca dar respuesta a la relación de la paternidad con el ingreso laboral. Los resultados indican que no existe una brecha por paternidad en el salario que sea significativa con ecuaciones Mincerianas para nuestra primera especificación. A su vez, al analizar las edades de los hijos, se encontró que la brecha salarial es del 3% cuando tienen hijos menores a 12 años. Sin embargo, la brecha salarial se vuelve positiva cuando tienen hijos mayores a 13 años.

La maternidad también se relaciona con el tiempo de trabajo. La probabilidad de que una mujer con hijos trabaje 38.45 horas a la semana es menor en un 85% respecto a las mujeres sin hijos. Mientras que para los padres la probabilidad de trabajar 42.88 horas a la semana es mayor en un 39% respecto a los no padres. Además, la probabilidad de que las madres alcancen las 38.45 horas semanales disminuye respecto a las mujeres no madres, en especial para las mujeres con hijos menores a 6 años (-152%) y con hijos entre 6 y 12 años de edad (-108%). Al contrario de los resultados obtenidos para las mujeres que son madres, al controlar por rango de edad de los hijos, la probabilidad de que un padre con hijos menores a 6 años trabaje 42.88 horas semanales aumenta en un 70% y solo es negativa para los padres con hijos mayores a 24 años. Se evidencia nuevamente que existe un asociación diferenciado con respecto a las mujeres que son madres frente a los hombres que son padres en las horas de trabajo. En este sentido, se revela que el mercado laboral penaliza la maternidad en las horas de trabajo semanal, sin embargo, en los padres puede generar un efecto positivo.

Además, se utilizó la descomposición de Blinder-Oaxaca (1973) con corrección del sesgo de selección de Heckman (1979). Los resultados indican que la brecha salarial entre madres y no madres es del 37% cuando se corrige el sesgo de selección. Mientras que los padres tienen una ventaja del 2% frente a los

hombres que no tienen hijos. Las dotaciones explican el 3% de la brecha salarial, mientras que las variables no observables (incluida la condición de maternidad) explican el 34% restante.

La literatura desde las distintas ramas de la ciencia (económicas, sociales, psicológicas y otras) ha analizado la concentración de las mujeres en las tareas de cuidado y domésticas. Esta situación es reforzada por las distintas representaciones de las mujeres en el espacio doméstico. En otras palabras, a pesar de que las mujeres han incrementado la participación laboral, el involucramiento de los hombres en el trabajo doméstico no remunerado no ha crecido al mismo ritmo. Se mantiene en el imaginario social que las labores domésticas y de cuidado son una tarea femenina. Según los datos de la Encuesta de Uso de Tiempo 2012, las mujeres dedicaban en promedio 127 horas al mes al trabajo doméstico externo e interno, mientras que los hombres le dedicaban en promedio 36 horas mensuales (INEC, 2012). Sin embargo, después de seis años, las horas per cápita de Trabajo No Remunerado de las mujeres se redujo en un 2% y la de los hombres disminuyó en un 12% (INEC, 2020).

La principal desventaja del diseño metodológico frente a los estudios que evalúan el impacto de la maternidad sobre salario antes mencionados es que, evidentemente, éste no es experimental. A pesar de mitigar el sesgo asociado a la decisión de incorporarse al mercado laboral, no se logró corregir el sesgo causado por variables omitidas como la decisión de tener hijos, la pérdida de experiencia o elección de tomar la licencia de maternidad, que son de difíciles de controlar para cualquier tipo de estudio asociado a factores que no son fácilmente observables o cuya información es casi inexistente.

Por otra parte, para evaluar correctamente el impacto de la maternidad sobre el salario, sería ideal contar con datos de panel que muestren información de los individuos antes de tener hijos y después de tenerlos, al igual que los estudios de Budig y England (2001), que usaron la Encuesta Nacional Longitudinal de

Jóvenes 1982-1993 y Molina y Montuenga (2008), que utilizaron datos de panel de Hogares de la Comunidad Europea 1994-2001.

Los resultados de esta investigación no son necesariamente causales debido a las restricciones de información mencionadas. Sin embargo, las distintas metodologías permiten demostrar una clara relación entre maternidad y brecha salarial. Según la literatura, existen otras explicaciones que no se abordaron en el presente documento, por lo cual se recomienda explorar otros métodos de estimación cuasiexperimentales más precisos. Esos incluyen, como por ejemplo, variables instrumentales para el desarrollo de futuras investigaciones referentes a este tema. Para una disminución progresiva de la brecha salarial por maternidad es necesario considerar todas las razones que la pueden estar generando. Según Budig y England (2001) las mujeres que son madres pueden ganar menos que otras mujeres no madres, porque tener hijos les hace perder experiencia laboral, reducir su productividad en el trabajo, concentración en trabajos menos favorecidos que se ajustan a sus condiciones de maternidad o pueden ser discriminadas por los empleadores. A continuación, se presentan varias recomendaciones que pueden contribuir a la reducción y eliminación de la brecha laboral relacionada con la maternidad. La normativa que regula los permisos de maternidad y paternidad en el país denotan una desigualdad en cuanto a los roles materno/paterno, concediendo un permiso laboral para la madre de 12 semanas y para el padre de 10 días. Esta situación refuerza, por una parte, el rol de la mujer en las tareas de cuidado y en el trabajo doméstico; y por otra, la reinserción inmediata del padre en el mercado laboral refuerza su rol de proveedor económico. Se recomienda ampliar o igualar el periodo de licencia de paternidad para cuidar a un recién nacido o a un(a) hijo/a pequeño/a para que los hombres no asuman paternidades secundarias y que las mujeres no tengan que renunciar a su carrera profesional cuando son madres. Ello podría tener efectos positivos sobre la igualdad de género en el hogar y en el trabajo, y también podría constituir un indicio de que se están dando cambios en las relaciones y en la percepción de

los roles de la madre y el padre, así como de que se rompiendo estereotipos predominantes.

La Organización Internacional del Trabajo en el informe *Maternity and paternity at work: law and practice across the world*, recomienda promover una distribución equitativa de las responsabilidades familiares al interior de los hogares entre hombres y mujeres, a través de campañas enfocadas a combatir los estereotipos predominantes que refuerzan la idea de que el cuidado del hogar no es tarea de hombres, para fomentar su creciente involucramiento en las tareas de cuidado de personas dependientes (OIT, 2014).

Bibliografía

- INEC.** (2019). *Nota técnica - ENEMDU acumulada*. Quito: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- INEC.** (2019). *Metodología para el cálculo de la matriz de transición laboral Diciembre 2018 – Diciembre 2019*. Quito: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Banco Mundial.** (2019). *Tasa de participación en la fuerza laboral, mujeres 1990 – 2019*.
- D'Alessandro, M.** (2018). *Economía feminista. Las mujeres, el trabajo y el amor*. Colombia: Penguin Random House.
- Banco Mundial.** (14 de Septiembre de 2020). *Datos Banco Mundial*. Obtenido de Tasa de fertilidad, total (nacimientos por cada mujer): <https://datos.bancomundial.org/indicador/SP.DYN.TFRT.IN?end=2018&start=1960&view=chart>
- Molina, J. A., & Montuenga, V.** (2008). The Motherhood Wage Penalty in a Mediterranean Country: The Case of Spain. *IZA Discussion Papers*, (3574).

- Budig, M., y England, P.** (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Association* , 66 (2), 204-225.
- Querejeta, M.** (2020). *Impacto de la maternidad sobre el ingreso laboral en Uruguay*. Santiago.
- Kleven, H., Landais, C. y Søgaard, J. E.** (2018). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal* , 11 (4), 181-209.
- Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M. y Marchonni, M.** (15 de February de 2019). Gender Gaps in Labor Informality: The Motherhood Effect. CAF - Development Bank of Latin America .
- Mincer, J.** (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York, Estados Unidos : National Bureau of Economic Research.
- Wooldridge, J. M.** (2009). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno* (4a.edición ed.). México: Cengage Learning.
- Blinder, A.** (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources* , 436-455.
- International Labour Organization.** (2014). *Maternity and paternity at work : law and practice across the world*. International Labour Office , Geneva.
- Organización Internacional del Trabajo.** (2016). *Las Mujeres en el Trabajo*. Oficina Internacional del Trabajo, Ginebra.
- Organización Internacinal del Trabajo.** (2019). *La brecha salarial entre hombres y mujeres en América Latina*. Oficina Regional para América Latina y el Caribe, Lima.
- Becker, G. S.** (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics* , 2 (1), 33-58.
- Botello, H. y López, A.** (2015). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Latinoamérica. *Semestre Económico* , 18 (37), 13 - 37.
- Olarte, L. y Peña, X.** (2010). El Efecto de la Maternidad Sobre los Ingresos Femeninos. *Revista ESPE - Ensayos Sobre Política Económica* , 28 (63), 190-231.
- Neumark, D. y Korenman, S. D.** (1992). Marriage, Motherhood, and Wages. *Journal of Human Resources* , 27, 233-255.

- Friedan, B.** (1963). *La mística de la feminidad*. (M. Martínez, Trad.) Madrid: Ediciones Cátedra.
- Ortner, S.** (1979). ¿Es la mujer con respecto al hombre lo que la naturaleza con respecto a la cultura? (O. Harris y K. Young, Edits.) *Antropología y Feminismo*, 109 - 132.
- Piras, C. y Ripani, L.** (2005). *The Effects of Motherhood on Wages and Labor Force Participation: Evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- Botello, H. y López, A.** (2015). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Ecuador. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas*, XVI (1), 77 - 98.
- Gutiérrez, D.** (2008). *Efectos de la fecundidad sobre el ingreso laboral femenino*. Bogotá: Universidad de Los Andes, Facultad de Economía.
- Gómez, C.** (2016). Consecuencias de ser padre a temprana edad sobre los ingresos: caso Colombiano. *Ensayos sobre Política Económica*, 34, 103 - 125.
- INEC.** (2018). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo: indicadores laborales*. Quito: INEC.
- INEC.** (2012). *Encuesta de Uso del Tiempo*. Quito: INEC.
- García, E.** (2019). Lactancia materna y perspectiva de género. Ponencia presentada en la conferencia *Desafíos de la Parentalidad en estudiantes de la PUCE*. Quito.
- INEC.** (2020). *Cuentas Satélite del Trabajo No Remunerado de los Hogares*. Quito.
- Heckman, J.** (1979). *Sample Selection Bias as a Specification* (Vol. 47). *Econometrica*.

Anexos

Anexo A. Modelo *count data* Poisson-Horas de trabajo a la semana

Debido a que la variable horas de trabajo semanales no sigue una distribución normal y por lo tanto no se puede estimar un modelo MCO, la estimación de horas de trabajo semanales se desarrolló bajo un modelo *count data* basado en la distribución de Poisson. La distribución de Poisson es la probabilidad de que un determinado número de eventos ocurra en un intervalo fijo de tiempo y/o espacio. Asumiendo una variable aleatoria Y , es una variable de conteo y solo puede tomar valores enteros positivos. La probabilidad de que se observe un valor y , viene dada bajo la hipótesis de Poisson, por la siguiente expresión:

$$P(Y = y|x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \quad y = 0, 1, 2, \dots$$

λ representa el valor medio y es el exponencial de la regresión. A continuación, se describe el modelo a estimar para horas de trabajadas a la semana:

$$E(Y) = \lambda = \exp(\beta_1 \text{hijos}_i + \beta_2 \text{educ}_i + \beta_3 X_i + \beta_4 X_i^2 + \beta_5 S_i + \beta_6 L_i)$$

donde:

y_i es el número de horas trabajadas a la semana.

hijos_i es la variable que identifica si una mujer es madre o no madre.

educ_i nivel de educación.

X_i experiencia potencial.

X_i^2 experiencia potencial al cuadrado.

S_i es un set de características individuales de la persona i que incluye variables sociodemográficas como etnia, jefatura de hogar, educación en curso y área.

L_i es un set de variables asociadas con características laborales que incluyen: tamaño de empresa, afiliación a la seguridad social, más de un trabajo, tipo de contrato, sector (público o privado) y sector económico.

ε_i es el término de error.

El modelo de horas de trabajo plantea dos especificaciones: i) *dummy* de presencia de hijos (madre y no madre) y ii) *dummies* para las categorías por rangos de edad de los hijos; madres con hijos menores a 6 años; madres con hijos de 6 a 12 años; madres con hijos de 13 a 18 años; madres con hijos de 19 a 24 años y madres con hijos mayores a 24 años.

Anexo A. Variables descriptivas			
ENEMDU	Variable	Descripción	Medida
p66	Salario	Población asalariada	Continua
	Ln salario		
p24	Horas		
	Ln horas	Horas trabajadas a la semana	Continua
Características sociodemográficas			
p03	Edad	Edad registrada	Continua
p10a	Educación	Ninguno, primaria, secundaria y educación superior	Categórica
p10a y p10b	Escolaridad	Años de escolaridad	Continua
	Experiencia potencial	Experiencia potencial = (Edad - nivel de educación - 6 años)	Continua
	Experiencia potencial 2	Experiencia potencial al cuadrado	Continua
p15	Etnia	Mestizo = 1, otras etnias =0	Dummy
p06	Estado civil	Nunca casado, divorciado o viudo y casado	Categórica
area	Área	Rural= 1, urbano=0	Dummy
p04	Jefatura del hogar	Jefatura=1, no jefatura=0	Dummy
p07	Educación en curso	Si=1, no=0	Dummy
p47a y p47b	Tamaño de empresa	1 a 9 trabajadores, 10 a 49 trabajadores, 50 a 100 trabajadores, más de 100 trabajadores	Categórica
p40	Rama de actividad	Agricultura, industria y servicios	Categórica
p42	Tipo de sector	Público=0, privado=1	Dummy
p44f	Afiliación al IESS	Si=1, no=0	Dummy
p25 y p26	Jornada laboral	Jornada completa (≥ 40 horas)=1, jornada parcial (≤ 40 horas)=0	Dummy
empleo	Trabaja	Si=1 y No=0	Dummy
p43	Tipo de contrato	Contrato indefinido, contrato temporal, contrato por horas, obra o jornal	Categórica
p54	Otro trabajo	Si=1 y No=0	Dummy

ANEXO A.1 Variables dependientes e independientes

ENEMDU	Variable	Descripción	Medida
p66	Salario	Población asalariada	Continua
	ln salario		
p24	Horas	Horas trabajadas a la semana	Continua
Características sociodemográficas			
p03	Edad	Edad registrada	Continua
p10a	Educación	Ninguno, primaria, secundaria y educación superior	Categórica
p10a y p10b	Escolaridad	Años de escolaridad	Continua
	Experiencia potencial	Experiencia potencial = (Edad - nivel de educación - 6 años)	Continua
	Experiencia potencial 2	Experiencia potencial al cuadrado	Continua
p15	Etnia	Mestizo = 1, otras etnias =0	Dummy
p06	Estado civil	Nunca casado, divorciado o viudo y casado	Categórica
area	Área	Rural= 1, urbano=0	Dummy
p04	Jefatura del hogar	Jefatura=1, no jefatura=0	Dummy
p07	Educación en curso	Si=1, no=0	Dummy
p47a y p47b	Tamaño de empresa	1 a 9 trabajadores, 10 a 49 trabajadores, 50 a 100 trabajadores, más de 100 trabajadores	Categórica
p40	Rama de actividad	Agricultura, industria y servicios	Categórica
p42	Tipo de sector	Público=0, privado=1	Dummy
p44f	Afiliación al IESS	Si=1, no=0	Dummy
p25 y p26	Jornada laboral	Jornada completa (≥ 40 horas)=1, jornada parcial (≤ 40 horas)=0	Dummy
empleo	Trabaja	Si=1 y No=0	Dummy
p43	Tipo de contrato	Contrato indefinido, contrato temporal, contrato por horas, obra o jornal	Categórica
p54	Otro trabajo	Si=1 y No=0	Dummy
Variables de interés			
	Madre ⁸	Madre (mujeres con hijos) = 1, No madre (mujeres sin hijos) = 0	Dummy
	Padre	Padre (hombres con hijos) =1, No padre (hombres sin hijos) = 0	Dummy

⁸ Esta variable se construyó a partir de la variable p04, que muestra la relación con el/la jefe/a de hogar seleccionando la categoría hijo/a y con la variable ID del hogar. Es decir, se contó el número de hijos por hogar, condicionado a las categorías jefe/a y cónyuge y a su sexo mujer para la variable madre y sexo hombre para la variable padre.

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas.

**ANEXO B. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: logaritmo del salario
laboral mensual de mujeres. MCO con corrección de sesgo de Heckman.**

Variables	MCO				Heckman			
	Salario (1)	In Salario (2)	Salario (3)	In Salario (4)	Salario (5)	In Salario (6)	Salario (7)	In Salario (8)
Especificación 1								
Madre	-54.23*** (9.03)	-0.06*** (0.01)			-75.85*** (8.19)	-0.08*** (0.01)		
Especificación 2								
Hijos menores a 6 años			-56.69*** (9.95)	-0.07*** (0.01)			-197.17*** (13.90)	-0.20*** (0.02)
Hijos de 6 a 12 años			-64.87*** (10.27)	-0.08*** (0.01)			-51.30*** (10.05)	-0.07*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años			-69.39*** (12.21)	-0.06*** (0.01)			-63.07*** (10.74)	-0.06*** (0.01)
Hijos de 19 a 24 años			-61.84*** (13.08)	-0.04*** (0.01)			-66.31*** (12.36)	-0.04*** (0.01)
Hijos mayores a 24 años			-4.05 (16.70)	0.01 (0.02)			-28.03** (13.52)	-0.01 (0.02)
Características demográficas								
Sin estudios	-329.66*** (17.10)	-0.53*** (0.04)	-313.78*** (18.36)	-0.50*** (0.05)	-252.91*** (36.42)	-0.46*** (0.04)	-168.87*** (36.30)	-0.37*** (0.04)
Primaria	-343.22*** (10.12)	-0.46*** (0.01)	-337.02*** (10.54)	-0.45*** (0.01)	-280.86*** (13.04)	-0.41*** (0.01)	-212.10*** (14.50)	-0.34*** (0.02)
Secundaria	-290.46*** (7.91)	-0.36*** (0.01)	-289.29*** (7.97)	-0.35*** (0.01)	-259.91*** (8.26)	-0.33*** (0.01)	-226.18*** (8.83)	-0.30*** (0.01)
Experiencia	7.79*** (0.87)	0.01*** (0.00)	8.60*** (0.93)	0.01*** (0.00)	3.93*** (1.03)	0.01*** (0.00)	-4.55*** (1.29)	-0.00** (0.00)
Experiencia 2	-0.12*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.15*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.17*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.15*** (0.02)	-0.00*** (0.00)
Otra etnia	-5.01 (14.01)	0.02* (0.01)	-5.72 (13.96)	0.02 (0.01)	-4.38 (11.21)	0.02* (0.01)	-5.82 (11.22)	0.02* (0.01)
Nunca casada	10.87 (14.21)	0.01 (0.02)	9.71 (14.21)	0.00 (0.02)	15.61 (15.76)	0.01 (0.02)	9.70 (16.40)	0.00 (0.02)
Divorciada o viuda	9.42 (13.17)	0.01 (0.02)	8.35 (13.18)	0.01 (0.02)	12.43 (14.25)	0.01 (0.02)	7.73 (14.73)	0.01 (0.02)
Rural	-71.73*** (7.59)	-0.12*** (0.01)	-70.92*** (7.61)	-0.12*** (0.01)	-68.91*** (9.97)	-0.12*** (0.01)	-64.61*** (9.94)	-0.12*** (0.01)
Jefa de hogar	-22.79* (12.11)	-0.03* (0.01)	-22.68* (12.09)	-0.03* (0.01)	90.03*** (16.01)	0.07*** (0.02)	187.09*** (18.99)	0.16*** (0.02)
Educación en curso	-45.12*** (15.21)	-0.08*** (0.02)	-44.71*** (15.20)	-0.08*** (0.02)	-29.98* (15.39)	-0.07*** (0.02)	-21.69 (15.83)	-0.06*** (0.02)
Características laborales								
Empresa de 10 a 49 trabajadores	62.04*** (8.23)	0.11*** (0.01)	62.66*** (8.23)	0.11*** (0.01)	62.24*** (10.28)	0.11*** (0.01)	61.97*** (10.29)	0.11*** (0.01)
Empresa de 50 a 99 trabajadores	146.65*** (23.59)	0.21*** (0.02)	146.71*** (23.63)	0.21*** (0.02)	142.07*** (21.71)	0.21*** (0.02)	140.40*** (21.68)	0.21*** (0.02)
Empresa más de 100 trabajadores	209.91*** (11.43)	0.26*** (0.01)	210.74*** (11.41)	0.26*** (0.01)	207.53*** (10.62)	0.26*** (0.01)	208.78*** (10.64)	0.26*** (0.01)
Industria	33.06*** (10.52)	0.14*** (0.02)	32.34*** (10.53)	0.14*** (0.02)	31.44** (15.00)	0.14*** (0.02)	29.70** (14.98)	0.14*** (0.02)
Servicios	30.95*** (9.57)	0.14*** (0.02)	30.12*** (9.59)	0.14*** (0.02)	28.65** (14.12)	0.14*** (0.02)	24.45* (14.09)	0.14*** (0.02)
Sector privado	-45.21*** (13.63)	-0.12*** (0.01)	-44.63*** (13.60)	-0.12*** (0.01)	-38.58*** (9.54)	-0.11*** (0.01)	-33.08*** (9.52)	-0.11*** (0.01)
Afiliación IESS	120.73*** (7.09)	0.38*** (0.01)	119.85*** (7.08)	0.38*** (0.01)	115.47*** (10.17)	0.38*** (0.01)	109.63*** (10.24)	0.37*** (0.01)
Jornada laboral >= 40 horas	87.37*** (7.06)	0.35*** (0.01)	87.51*** (7.07)	0.35*** (0.01)	92.13*** (8.39)	0.35*** (0.01)	91.74*** (8.36)	0.35*** (0.01)
Informal	1.55 (5.61)	-0.22*** (0.02)	2.64 (5.62)	-0.22*** (0.02)	-3.95 (14.22)	-0.23*** (0.02)	-4.92 (14.23)	-0.23*** (0.02)
Intercepto	468.13*** (22.50)	5.57*** (0.03)	469.23*** (22.69)	5.59*** (0.03)	222.11*** (32.45)	5.36*** (0.04)	84.03** (36.11)	5.24*** (0.04)
Variables corrección sesgo de selección								
Edad					-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)
Hijos menores de 6 años					-0.37*** (0.01)	-0.37*** (0.01)	-0.37*** (0.01)	-0.37*** (0.01)
Jefa de hogar					0.53*** (0.01)	0.53*** (0.01)	0.53*** (0.01)	0.53*** (0.01)
Intercepto					1.15*** (0.02)	1.15*** (0.02)	1.15*** (0.02)	1.15*** (0.02)
Lambda					309.66*** (24.56)	0.27*** (0.03)	584.01*** (35.24)	0.53*** (0.04)
Observaciones	22,279	22,279	22,279	22,279	70,892	70,892	70,892	70,892
R-cuadrado	0.281	0.544	0.282	0.544				

**ANEXO C. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: logaritmo del salario
laboral mensual de hombres. MCO con corrección de sesgo de Heckman.**

Variables	MCO				Heckman			
	Salario (1)	In Salario (2)	Salario (3)	In Salario (4)	Salario (5)	In Salario (6)	Salario (7)	In Salario (8)
Especificación 1								
Padre	-28.93*** (7.27)	-0.01* (0.01)			-19.74*** (6.45)	-0.01 (0.01)		
Especificación 2								
Hijos menores a 6 años			-42.03*** (8.24)	-0.04*** (0.01)			-26.11*** (8.52)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 6 a 12 años			-42.40*** (8.54)	-0.03*** (0.01)			-30.66*** (7.94)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años			-25.81*** (9.59)	0.00 (0.01)			-13.49 (8.47)	0.01 (0.01)
Hijos de 19 a 24 años			-7.69 (12.26)	0.03** (0.01)			-3.11 (9.74)	0.03** (0.01)
Hijos mayores a 24 años			10.56 (12.95)	0.05*** (0.01)			-5.81 (10.57)	0.04*** (0.01)
Características demográficas								
Sin estudios	-505.10*** (12.00)	-0.56*** (0.02)	-493.35*** (12.21)	-0.54*** (0.02)	-369.90*** (19.10)	-0.50*** (0.02)	-364.74*** (19.24)	-0.49*** (0.02)
Primaria	-516.63*** (9.96)	-0.52*** (0.01)	-510.63*** (10.04)	-0.51*** (0.01)	-417.91*** (9.60)	-0.48*** (0.01)	-415.33*** (9.66)	-0.47*** (0.01)
Secundaria	-453.02*** (8.91)	-0.45*** (0.01)	-450.40*** (8.95)	-0.44*** (0.01)	-409.73*** (6.68)	-0.43*** (0.01)	-408.60*** (6.70)	-0.43*** (0.01)
Experiencia	11.89*** (0.70)	0.01*** (0.00)	11.94*** (0.74)	0.01*** (0.00)	13.36*** (0.78)	0.02*** (0.00)	13.32*** (0.82)	0.01*** (0.00)
Experiencia 2	-0.19*** (0.01)	-0.00*** (0.00)	-0.20*** (0.01)	-0.00*** (0.00)	-0.42*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.42*** (0.02)	-0.00*** (0.00)
Otra etnia	28.06*** (6.00)	0.07*** (0.01)	27.41*** (5.99)	0.07*** (0.01)	25.52*** (7.13)	0.07*** (0.01)	25.25*** (7.13)	0.07*** (0.01)
Nunca casado	-49.98*** (10.22)	-0.05*** (0.01)	-55.78*** (10.23)	-0.07*** (0.01)	-40.26*** (10.86)	-0.05*** (0.01)	-43.65*** (10.96)	-0.06*** (0.01)
Divorciado o viudo	-24.78** (9.76)	-0.03*** (0.01)	-28.15*** (9.80)	-0.04*** (0.01)	-30.41*** (9.26)	-0.04*** (0.01)	-32.24*** (9.29)	-0.04*** (0.01)
Rural	-46.23*** (4.60)	-0.08*** (0.01)	-44.84*** (4.61)	-0.08*** (0.01)	-41.33*** (6.46)	-0.08*** (0.01)	-40.66*** (6.46)	-0.08*** (0.01)
Jefa de hogar	65.77*** (7.36)	0.07*** (0.01)	66.77*** (7.36)	0.07*** (0.01)	87.54*** (11.54)	0.08*** (0.01)	87.89*** (11.52)	0.08*** (0.01)
Educación en curso	-114.04*** (15.60)	-0.12*** (0.02)	-113.33*** (15.60)	-0.12*** (0.02)	-95.27*** (15.67)	-0.11*** (0.02)	-95.07*** (15.65)	-0.11*** (0.02)
Características laborales								
Empresa de 10 a 49 trabajadores	70.43*** (6.04)	0.11*** (0.01)	70.03*** (6.05)	0.11*** (0.01)	69.59*** (8.22)	0.11*** (0.01)	69.32*** (8.22)	0.11*** (0.01)
Empresa de 50 a 99 trabajadores	137.96*** (23.38)	0.14*** (0.02)	137.79*** (23.37)	0.14*** (0.02)	134.44*** (16.88)	0.14*** (0.02)	134.41*** (16.87)	0.14*** (0.02)
Empresa más de 100 trabajadores	146.03*** (7.60)	0.17*** (0.01)	146.12*** (7.60)	0.17*** (0.01)	145.24*** (8.52)	0.17*** (0.01)	145.24*** (8.52)	0.17*** (0.01)
Industria	91.51*** (4.71)	0.24*** (0.01)	90.26*** (4.72)	0.24*** (0.01)	92.99*** (7.55)	0.24*** (0.01)	92.23*** (7.56)	0.24*** (0.01)
Servicios	44.14*** (6.65)	0.15*** (0.01)	42.99*** (6.66)	0.15*** (0.01)	42.12*** (8.52)	0.15*** (0.01)	41.48*** (8.53)	0.15*** (0.01)
Sector privado	-86.07*** (10.20)	-0.16*** (0.01)	-85.63*** (10.20)	-0.16*** (0.01)	-79.68*** (7.65)	-0.16*** (0.01)	-79.63*** (7.65)	-0.16*** (0.01)
Afiliación IESS	90.55*** (5.97)	0.20*** (0.01)	90.70*** (5.97)	0.20*** (0.01)	92.02*** (8.08)	0.20*** (0.01)	92.07*** (8.08)	0.20*** (0.01)
Jornada laboral >= 40 horas	81.02*** (6.38)	0.34*** (0.01)	81.27*** (6.40)	0.34*** (0.01)	88.39*** (7.28)	0.34*** (0.01)	88.32*** (7.28)	0.34*** (0.01)
Informal	4.27 (4.20)	-0.11*** (0.01)	5.02 (4.20)	-0.11*** (0.01)	7.13 (8.61)	-0.11*** (0.01)	7.47 (8.61)	-0.11*** (0.01)
Intercepto	586.83*** (17.74)	5.78*** (0.02)	595.95*** (17.87)	5.80*** (0.02)	503.12*** (22.18)	5.74*** (0.02)	509.65*** (22.64)	5.76*** (0.02)
Variables corrección sesgo de selección								
Edad					-0.06*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.06*** (0.00)
Hijos menores a 6 años					0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)
Jefa de hogar					0.15*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.15*** (0.03)
Intercepto					3.84*** (0.04)	3.84*** (0.04)	3.84*** (0.04)	3.84*** (0.04)
Lambda					507.51*** (23.11)	0.23*** (0.03)	502.13*** (23.29)	0.21*** (0.03)
Observaciones	40,510	40,510	40,510	40,510	55,608	55,608	55,608	55,608
R-cuadrado	0.302	0.487	0.302	0.488				

Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas.

ANEXO D. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: horas de trabajo a la semana de mujeres. Poisson.

Variables	Poisson			
	Horas trabajo (1)	Marginal (2)	Horas trabajo (3)	Marginal (4)
Especificación 1				
Madre	-0.02*** (0.00)	-0.85*** (0.10)		
Especificación 2				
Hijos menores a 6 años			-0.04*** (0.00)	-1.52*** (0.13)
Hijos de 6 a 12 años			-0.03*** (0.00)	-1.08*** (0.12)
Hijos de 13 a 18 años			-0.01** (0.00)	-0.33** (0.13)
Hijos de 19 a 24 años			-0.01*** (0.00)	-0.44*** (0.15)
Hijos mayores a 24 años			-0.01 (0.00)	-0.22 (0.17)
Características demográficas				
Sin estudios	0.04*** (0.01)	1.50*** (0.39)	0.05*** (0.01)	1.79*** (0.39)
Primaria	0.03*** (0.00)	1.26*** (0.14)	0.04*** (0.00)	1.45*** (0.14)
Secundaria	0.02*** (0.00)	0.92*** (0.10)	0.03*** (0.00)	1.00*** (0.10)
Experiencia	0.00*** (0.00)	0.06*** (0.01)	0.00* (0.00)	0.02* (0.01)
Experiencia 2	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Otra etnia	-0.03*** (0.00)	-1.20*** (0.13)	-0.03*** (0.00)	-1.22*** (0.13)
Nunca casada	0.01* (0.00)	0.34* (0.19)	0.01 (0.00)	0.25 (0.19)
Divorciada o viuda	0.01*** (0.00)	0.54*** (0.17)	0.01*** (0.00)	0.49*** (0.17)
Rural	0.00 (0.00)	0.10 (0.12)	0.00 (0.00)	0.13 (0.12)
Jefa de hogar	0.02*** (0.00)	0.86*** (0.16)	0.02*** (0.00)	0.84*** (0.16)
Educación en curso	-0.06*** (0.01)	-2.33*** (0.20)	-0.06*** (0.01)	-2.37*** (0.20)
Características laborales				
Empresa de 10 a 49 trabajadores	0.05*** (0.00)	1.85*** (0.13)	0.05*** (0.00)	1.85*** (0.13)
Empresa de 50 a 99 trabajadores	0.04*** (0.01)	1.62*** (0.28)	0.04*** (0.01)	1.64*** (0.28)
Empresa más de 100 trabajadores	0.08*** (0.00)	3.04*** (0.13)	0.08*** (0.00)	3.06*** (0.13)
Industria	-0.01 (0.01)	-0.23 (0.22)	-0.01 (0.01)	-0.25 (0.22)
Servicios	-0.05*** (0.01)	-2.02*** (0.21)	-0.05*** (0.01)	-2.06*** (0.21)
Sector privado	0.01*** (0.00)	0.54*** (0.13)	0.01*** (0.00)	0.54*** (0.13)
Afiliación IESS	0.06*** (0.00)	2.19*** (0.12)	0.06*** (0.00)	2.17*** (0.12)
Contrato temporal	-0.05*** (0.00)	-1.76*** (0.10)	-0.05*** (0.00)	-1.75*** (0.10)
Contrato por horas/obra	-0.27*** (0.01)	-9.42*** (0.19)	-0.27*** (0.01)	-9.41*** (0.19)
Otro trabajo	0.21*** (0.00)	8.17*** (0.16)	0.21*** (0.00)	8.17*** (0.16)
Intercepto	3.65*** (0.01)		3.67*** (0.01)	
Observaciones	27,752	27,752	27,752	27,752
Delta-method				
Constante	Margin 38.45	Std. Err. .037	z 1030.40	P>z 0.000
				[95% Conf. Interval] 38.38 38.52

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas, contrato indefinido.

ANEXO E. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: horas de trabajo a la semana de hombres. Poisson.

Variables	Poisson			
	Horas trabajo (1)	Marginal (2)	Horas trabajo (3)	Marginal (4)
Especificación 1				
Padre	0.01*** (0.00)	0.39*** (0.09)		
Especificación 2				
Hijos menores a 6 años			0.02*** (0.00)	0.70*** (0.11)
Hijos de 6 a 12 años			0.01*** (0.00)	0.39*** (0.11)
Hijos de 13 a 18 años			0.02*** (0.00)	0.71*** (0.12)
Hijos de 19 a 24 años			-0.00 (0.00)	-0.16 (0.15)
Hijos mayores a 24 años			-0.01*** (0.00)	-0.46*** (0.17)
Características demográficas				
Sin estudios	0.06*** (0.01)	2.63*** (0.27)	0.06*** (0.01)	2.43*** (0.27)
Primaria	0.07*** (0.00)	2.91*** (0.11)	0.07*** (0.00)	2.81*** (0.11)
Secundaria	0.06*** (0.00)	2.43*** (0.08)	0.06*** (0.00)	2.38*** (0.08)
Experiencia	0.00*** (0.00)	0.08*** (0.01)	0.00*** (0.00)	0.08*** (0.01)
Experiencia 2	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Otra etnia	0.01*** (0.00)	0.33*** (0.09)	0.01*** (0.00)	0.34*** (0.09)
Nunca casada	-0.04*** (0.00)	-1.64*** (0.14)	-0.04*** (0.00)	-1.54*** (0.15)
Divorciada o viuda	-0.02*** (0.00)	-0.80*** (0.13)	-0.02*** (0.00)	-0.74*** (0.13)
Rural	0.01*** (0.00)	0.49*** (0.09)	0.01*** (0.00)	0.47*** (0.09)
Jefa de hogar	-0.01* (0.00)	-0.26* (0.14)	-0.01** (0.00)	-0.28** (0.14)
Educación en curso	-0.07*** (0.00)	-2.89*** (0.20)	-0.07*** (0.00)	-2.90*** (0.20)
Características laborales				
Empresa de 10 a 49 trabajadores	0.02*** (0.00)	0.93*** (0.10)	0.02*** (0.00)	0.94*** (0.10)
Empresa de 50 a 99 trabajadores	0.03*** (0.01)	1.47*** (0.22)	0.03*** (0.01)	1.48*** (0.22)
Empresa más de 100 trabajadores	0.04*** (0.00)	1.71*** (0.11)	0.04*** (0.00)	1.71*** (0.11)
Industria	0.07*** (0.00)	2.91*** (0.10)	0.07*** (0.00)	2.93*** (0.10)
Servicios	0.04*** (0.00)	1.82*** (0.12)	0.04*** (0.00)	1.84*** (0.12)
Sector privado	0.07*** (0.00)	3.09*** (0.10)	0.07*** (0.00)	3.07*** (0.10)
Afiliación IESS	0.03*** (0.00)	1.14*** (0.11)	0.03*** (0.00)	1.14*** (0.11)
Contrato temporal	-0.02*** (0.00)	-0.80*** (0.09)	-0.02*** (0.00)	-0.81*** (0.09)
Contrato por horas/obra	-0.14*** (0.00)	-5.96*** (0.12)	-0.14*** (0.00)	-5.97*** (0.12)
Otro trabajo	0.20*** (0.00)	8.60*** (0.12)	0.20*** (0.00)	8.58*** (0.12)
Intercepto	3.61*** (0.01)		3.60*** (0.01)	
Observaciones	44,808	44,808	44,808	44,808
Delta-method				
Constante	Margin 42.88	Std. Err. z .031 1382.69	P>z 0.000	[95% Conf. Interval] 42.82 42.94

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas, contrato indefinido.

ANEXO F. Descomposición Blinder-Oaxaca. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres y hombres por tenencia de hijos.

Corrección de sesgo de Heckman.

Grupo	Sin corrección	Con corrección de sesgo de selección
	In Salario (1)	In Salario (2)
Madres-No madres		
Diferencia salarial		
No madres	6.26*** (0.01)	6.26*** (0.01)
Madres	6.18*** (0.01)	5.89*** (0.03)
Diferencia salarial	0.08*** (0.01)	0.37*** (0.04)
Descomposición		
Explicada	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Maternidad (no explicada)	0.06*** (0.01)	0.34*** (0.03)
Interacción	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
Observaciones	22,279	22,279
Padres-No padres		
Diferencia salarial		
No padres	6.14*** (0.01)	6.14*** (0.01)
Padres	6.21*** (0.00)	6.16*** (0.01)
Diferencia salarial	-0.07*** (0.01)	-0.02* (0.01)
Descomposición		
Explicada	-0.08*** (0.01)	-0.10*** (0.01)
Paternidad (no explicada)	0.02*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Interacción	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Observaciones	40,510	40,510

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Efecto de shocks de precios del petróleo y alimentos en la economía ecuatoriana

The effect of oil and food price shocks on the Ecuadorian economy

José Paúl Tinizhañay Peralta¹

Resumen:

La respuesta del crecimiento económico y la inflación doméstica debido a fluctuaciones de los precios del petróleo constituyen un tema central para economías exportadoras de crudo, como es el caso de Ecuador. Una comprensión más precisa de la dinámica de estas relaciones es una condición necesaria para el desarrollo de planes de acción de corto plazo y estrategias de desarrollo económico de mediano y largo plazo. La presente investigación tiene por objetivo analizar el impacto de corto plazo en variables macroeconómicas para Ecuador: el crecimiento económico y la inflación debido a los shocks en dos variables exógenas: precio del petróleo y el índice mundial de precios de alimentos en el periodo 1980-2019. Para ello se utiliza un modelo VAR estructural y se analizan funciones impulso respuesta y descomposición de varianza. Los resultados señalan que los shocks del precio

¹ Estudiante del Programa de Doctorado en Economía y Empresa. Departamento de Econometría e Historia e Instituciones Económicas. Universidad de Castilla – La Mancha
Facultad de Ciencias Sociales. AV DE LOS ALFARES, 4216071 – CUENCA, ESPAÑA

del petróleo afectan positivamente el crecimiento económico durante dos años consecutivos, mientras que la inflación es afectada negativamente en el periodo inicial por shocks en el índice de alimentos y precios del petróleo. La varianza de error de pronóstico del PIB y la inflación es mayormente afectada por shocks del índice de alimentos en periodos iniciales, y por shocks en el precio del petróleo en periodos de pronóstico subsiguientes.

Palabras clave: crecimiento económico, inflación, precios del petróleo, VAR estructural.

Clasificación JEL: C32; C52; E31; O40.

Abstract:

Measuring the response on economic growth and domestic inflation due to fluctuations on oil prices in the international market is a matter of interest for oil exporting economies, as is the case of Ecuador. A more precise understanding of the dynamics of these relationships is an essential condition for the development of short-term action plans and medium- and long-term economic development strategies. This research aims to analyze the short-term impact on macroeconomic variables in Ecuador, economic growth and inflation specifically, due to shocks in two exogenous variables: world oil price and the world food price index, in the period 1980-2019. For this, a structural VAR model is used and impulse response functions and variance decomposition are analyzed. The results allow to conclude that oil price shocks positively affect Ecuador's economic growth for two consecutive years, while inflation is negatively affected in the initial period by shocks in the food index and oil prices. The forecast error variance of GDP and inflation is mainly affected by shocks in the food index in initial periods, and by shocks in the price of oil in subsequent forecast periods.

Keywords: economic growth, inflation, oil prices, structural VAR.

JEL classification: C32; C52; E31; O40

Fecha de recepción: 2 de septiembre de 2020.

Fecha de aceptación: 24 de octubre de 2020.

1. Introducción

Los precios del petróleo están sujetos a una serie de factores económicos y, a menudo, geopolíticos. Tanto las oscilaciones del ciclo económico de los principales países industrializados importadores netos de petróleo, como los acontecimientos geopolíticos inesperados, influyen en su evolución. La importancia del petróleo como la fuente de energía más popular del planeta y los importantes intereses financieros involucrados son una fuente continua de incertidumbre entre los actores del mercado petrolero.

Si bien hace algunos años existe una tendencia mundial por el uso de fuentes de energía renovables, el petróleo sigue siendo el foco de muchos estudios, debido a la relación entre el precio del mismo y algunas variables macroeconómicas. Investigadores como Hamilton (1996), Bernanke et al. (1997), Kilian (2008), Mork (1989), Papapetrou (2001), Lee y Ni (2002) y Paladines (2017), han demostrado que las fluctuaciones de los precios del petróleo poseen una gran influencia en la economía nacional.

En la última década el precio del petróleo alcanzó los 100 dólares americanos por barril, lo que fue considerado como un segundo boom petrolero para los países productores. El mercado del petróleo afecta todo lo relacionado con él, como el transporte, la factura de calefacción, etc. De igual forma, los precios del petróleo son los responsables de disminuir el crecimiento económico real, como han demostrado numerosos estudios (Abbott, Hurt, & Tyner, 2008; Galesi & Lombardi, 2009; Headey & Fan, 2008).

Los países importadores de petróleo crudo dependen de los precios del mismo, ya que los altos precios podrían impactar significativamente la economía, aumentar los precios internos y disminuir la producción en otras industrias (Doğrul & Soytas, 2010). Por lo tanto, diversos estudios concluyen que estos países deben destinar esfuerzos en materia de pronóstico de fluctuaciones de los precios del petróleo, ya que impactos imprevistos a nivel de precios

pueden generar inestabilidad en la economía (Berument, Ceylan, & Dogan, 2010; Burbidge & Harrison, 1984; Hamilton, 1996; R. Jiménez-Rodríguez & Sánchez, 2006; Mork, 1989).

Para los países exportadores de petróleo, como es el caso de Ecuador, los beneficios de los mayores precios del petróleo, como lo explica Kilian (2005), son traducidos en más dinero para gastar, sin embargo, el uso ineficiente de este ingreso puede provocar una recesión larga, como está ocurriendo actualmente en Venezuela. Huseynov y Ahmadov (2013) establecen que precios más altos de materias primas para un país primario-exportador pueden generar inestabilidad macroeconómica por diferentes mecanismos y canales. No obstante, estos mecanismos de transmisión son difíciles de capturar sin un modelo completamente especificado (Bjørnland, 2000). Algunos autores como Brown & Yücel (2002), Jones et al. (2004) y Tang et al. (2010), han identificado empíricamente varios de estos mecanismos de transmisión, que incluyen el efecto del lado de la oferta, el efecto de transferencia de riqueza, la inflación, el saldo real, el ajuste del sector y el efecto inesperado.

En este sentido, la inflación puede ser un mecanismo de transmisión a través de tres canales diferentes. El primero es el canal de costos. Los precios más altos del petróleo pueden generar costos de producción más altos para los países importadores de petróleo, ya que este aumento en los precios del petróleo genera una alta inflación, como lo señala Kilian (2005), y puede reducir la producción (2011). De manera similar, en los países exportadores de petróleo, los precios más altos del petróleo pueden conducir a costos de producción más altos, a pesar de que el precio de la energía está subsidiado por el gobierno en los países exportadores de petróleo, los bienes importados utilizados para la producción aumentan o son componentes del índice de precios al consumidor (IPC) (Hooker, 2002; Tang et al., 2010). El segundo canal es el impacto en el tipo de cambio. Debido al aumento en el precio del petróleo, la moneda local de un país exportador de petróleo puede apreciarse. Pero puede ocurrir lo contrario cuando cae el precio del petróleo:

la devaluación de la moneda local es muy probable debido a la sobrepresión sobre la inflación. El tercer canal es fiscal. A pesar de ser un país exportador de petróleo, si el gobierno excede su capacidad de compra, puede desencadenar inflación fácilmente, durante los altos precios del petróleo, debido a la dependencia del mismo (Farzanegan, 2011).

Este conjunto de antecedentes muestra la importancia de analizar las fluctuaciones en precios del petróleo, a fin de estudiar los shocks que pueden impactar en la economía. Por lo tanto, esta investigación busca estudiar las consecuencias de las variaciones en los precios internacionales del petróleo y los alimentos, sobre la estabilidad ecuatoriana expresada en el crecimiento económico y la inflación interna. Desde un punto de vista metodológico, se emplea un modelo de vectores autoregresivos estructurales (SVAR) para el periodo 1980-2019 y se exploran las funciones de respuesta al impulso (FIR) y las descomposiciones de la varianza del error de pronóstico (DV) para evaluar la dinámica de corto plazo entre las variables. Los resultados de la FIR indican que, ante un shock positivo en los precios del petróleo, el crecimiento económico de Ecuador se vio afectado positivamente. Por otra parte, la inflación doméstica es positivamente influenciada en periodos subsecuentes por shocks en el índice mundial de alimentos y negativamente influenciada por shocks en los precios del petróleo. Adicionalmente, el mayor cambio en el crecimiento económico y la inflación en Ecuador se puede explicar por los shocks del índice mundial de alimentos en periodos iniciales y fluctuaciones en el precio del petróleo en periodos subsiguientes.

El documento está estructurado en 4 secciones adicionales. La sección siguiente desarrolla una breve revisión de trabajos y aportes académicos relevantes para la temática de análisis. La sección tres detalla la metodología que se emplea en esta investigación. La cuarta sección expone los resultados obtenidos y los discute. Finalmente, la última sección sintetiza los principales hallazgos y resultados del estudio.

2. Revisión de literatura

El estudio del efecto del precio del petróleo sobre las variables macroeconómicas data de la década de 1980. Hamilton (1996) concluye que las recesiones estadounidenses después de la Segunda Guerra Mundial fueron precedidas por aumentos en el precio del petróleo, lo que determinó una correlación entre el impacto de los precios del petróleo y las recesiones en la economía estadounidense. Posteriormente Brown y Yücel (2002) concluyen resultados similares.

Las recesiones también fueron estudiadas por Blanchard y Gali (2007) que caracterizaron el desempeño macroeconómico de un conjunto de economías industrializadas luego de los shocks de precios del petróleo de los años setenta y de la última década, utilizando un modelo VAR de seis variables. Los autores hallan evidencia del papel significativo de los precios del petróleo en las recesiones económicas. Además, concluyeron que estos impactos pueden ir reduciéndose con el tiempo debido a la flexibilidad del mercado laboral.

Uno de los aportes mas relevantes sobre el impacto del precio del petróleo en las variables macroeconómicas fue realizado por Kilian (2008), quien muestra evidencia de que el reciente aumento en los precios del crudo, impulsado principalmente por los impactos de la demanda agregada global, ayuda a explicar por qué este impacto del precio del petróleo ha causado una recesión importante en los EE.UU. utilizando un modelo SVAR que descompone el precio real del petróleo.

Los resultados de Jimenez y Sánchez (2005) están en línea con los hallazgos de Kilian (2005) y Hooker (2002), quienes concluyen que los precios del petróleo afectan significativamente la recesión económica en los países del G7. De igual forma, Du et al. (2010) y Gómez- Loscos et al. (2011) determinan una relación directa entre las mismas variables.

Lescaroux y Mignon (2008) y Berument et al. (2010), concluyen que incrementos en el precio del petróleo podrían considerarse negativos para los países importadores de petróleo, pero positivos para los países exportadores del mismo. Igualmente, Aydin y Acar (2011), hallan evidencia de un efecto negativo sobre el PIB en términos de variaciones del precio del petróleo en Turquía. En este sentido, Burbidge y Harrison (1984) mediante el uso de un modelo VAR, argumentan que el precio del petróleo tiene efectos adversos sobre las variables macroeconómicas en cinco países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE).

Este conjunto de hallazgos es confirmado además por Taghizadeh-Hesary et al. (2013), quienes evaluaron el impacto de los choques de los precios del petróleo en las economías productoras y consumidoras de petróleo a nivel global. El estudio utilizó un enfoque de ecuaciones simultáneas para diferentes países con relaciones comerciales. Los resultados muestran que los productores de petróleo (Irán y la Federación de Rusia) se benefician de las crisis de los precios del petróleo. Adicionalmente, Huseynov y Ahmadov (2013), confirman que una subida de los precios del petróleo es un shock positivo que impulsa la economía nacional, pero que en general conduce a una mayor inflación.

La literatura económica señala que los aumentos del precio del petróleo afectan negativamente a los países importadores netos de petróleo, a través del aumento del costo de las importaciones (a casusa de la inflación), reduciendo la producción y aumentando el desempleo (Bacon & Kojima, 2008). En este sentido, Chang y Wong (2003) indican que la volatilidad del petróleo posee un impacto significativo en el PIB, la inflación y el desempleo. Cuñado y Pérez de Gracia (2005) señalan que los precios del petróleo tienen un efecto significativo tanto en la actividad económica como en los índices de precios, aunque el impacto se limita al corto plazo para algunos países asiáticos. Por otra parte, Tang et al. (2010) estudian los efectos a corto y largo plazo del precio del petróleo en China. Al utilizar el modelo SVAR, los autores muestran que los aumentos del precio del petróleo afectan negativamente la

producción y la inversión, pero afectan positivamente la inflación y la tasa de interés.

Existen diversos trabajos que analizan el efecto de las fluctuaciones en el precio del petróleo en el tiempo. Bjørnland (1998) concluye que, para Alemania, Reino Unido y Estados Unidos, un shock adverso del precio del petróleo posee un efecto negativo en la producción a corto plazo y también a largo plazo en el caso de Estados Unidos. Igualmente, investigaciones sobre el efecto que tienen en la producción los shocks en los precios del petróleo para el caso de Arabia Saudita, Indonesia, Irán y Kuwait ha sido analizado por Mehrara y Oskoui (2007), quienes, utilizando un modelo SVAR, concluyen que dichas variaciones de los precios del petróleo son la principal fuente de fluctuaciones de la producción en Arabia Saudita e Irán. Sin embargo, en Kuwait e Indonesia, las fluctuaciones de la producción se debieron principalmente a perturbaciones de la oferta agregada. Además, sus resultados muestran que las variaciones de los precios del petróleo en Arabia Saudita expanden constantemente los precios, mientras que tal impacto en los precios a largo plazo en Irán, Kuwait e Indonesia no está corroborado estadísticamente.

Los modelos VAR estructurales permiten pronosticar escenarios basados en estructuras hipotéticas de futuro, como lo demuestran Baumeister y Kilian (2016), quienes analizan las causas de la fuerte caída del precio Brent del petróleo entre junio y diciembre de 2014. Su análisis muestra que más de la mitad de esta disminución era predecible en tiempo real a junio de 2014.

No obstante, la literatura existente para el caso ecuatoriano es muy limitada (Campuzano et al., 2019). Son escasos los estudios que abordan esta problemática desde un enfoque dinámico, por lo tanto, surge la necesidad de contribuir al debate sobre esta temática de actualidad. Al ser Ecuador una economía primordialmente agro-exportadora sin valor agregado, cuyo principal ingreso por producto de exportación lo constituye el petróleo, es

necesario analizar los efectos que poseen las fluctuaciones de su precio sobre diferentes variables macroeconómicas. Consecuentemente, este trabajo busca aportar al debate académico en este ámbito.

3. Metodología

Kilian (2008) y Alom et al. (2013) señalan que el modelo SVAR introducido por Sims (1980) es adecuado para abordar apropiadamente las relaciones macroeconómicas cuando se analizan variables altamente fluctuantes. Por lo tanto, este trabajo utiliza dicho enfoque para medir el impacto en las variables macroeconómicas debido a cambios en los precios del petróleo y el índice de precios de los alimentos. Las relaciones entre estas variables descritas a continuación son ampliamente documentadas en la literatura económica en los trabajos de, por ejemplo, Alom et al., 2013; Bjørnland, 2000; Fueki et al., 2016; Lamazoshvili, 2014; Lanteri, 2014; Lorusso & Pieroni, 2018; Roach, 2014.

Las variables económicas internas sobre las cuales se busca analizar el efecto de shocks en precios del petróleo fueron el PIB real per cápita y la inflación (en términos de IPC). La primera variable es obtenida de las estadísticas económicas del Banco Central del Ecuador (BCE, 2020) e introducida en el modelo en tasas de crecimiento. La segunda variable es obtenida de los Indicadores de Desarrollo del Banco Mundial (2020).

Siguiendo el trabajo de Kilian (2008), quien postula una estructura recursiva tal que, el error de forma e_t , se puede descomponer según $e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$, tomando el siguiente esquema:

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^{Aprod} \\ e_t^{rea} \\ e_t^{rpo} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{oil\ supply\ shock} \\ \varepsilon_t^{aggregate\ demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{oil-specific\ demand\ shock} \end{pmatrix}$$

Esta investigación plantea un modelo VAR estructural con variables similares a Alom et al. (2013), Khan & Ahmed (2011), Omojolaibi (2013) y Taghizadeh-Hesary et al. (2013), con el precio mundial del petróleo y el índice mundial de alimentos, como variables exógenas. La primera de estas variables es obtenida de la base de datos estadísticos de la OCDE (2020), medida como el precio promedio en dólares de Brent, Dubai y WTI, que los países importadores de petróleo pagaron en determinado periodo. La segunda variable es el Índice de precios de los alimentos calculado por la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO, 2020) en términos reales, tomando como referencia el cambio porcentual entre 2014 y 2015. El periodo de análisis de este estudio comprende desde 1980 hasta 2015.

Para tener un modelo consistente, se plantea un esquema de identificación recursivo, asumiendo que la matriz A es triangular inferior, mientras que la matriz B es diagonal, capturando relaciones contemporáneas. La matriz de impacto con las restricciones impuestas puede ser expresada como:

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^{ppet} \\ e_t^{ind_ali} \\ e_t^{pib_c} \\ e_t^{infl} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{precio\ petróleo} \\ \varepsilon_t^{indice\ alimentos} \\ \varepsilon_t^{crecimiento\ pib\ pc} \\ \varepsilon_t^{inflación} \end{pmatrix}$$

Este esquema sigue un orden de exógeno a endógeno, relacionado con las respectivas respuestas de las variables a los shocks temporales. Se aplicaron cuatro restricciones según la teoría, cuya estimación sugiere que, la primera y la segunda fila, que son los shocks de precios de petróleo y del índice de alimentos, se colocan en primer lugar por considerarse macro-variables. El precio del petróleo no responde a las innovaciones del resto de variables macroeconómicas consideradas en el período t (Lee & Ni, 2002). El precio de los alimentos responde a los shocks de los precios del petróleo, aunque no hay evidencia de que el índice de alimentos pueda verse afectado por los shocks de los precios del petróleo a nivel global (Baumeister & Kilian, 2014); esto puede afectar las variables a nivel interno en Ecuador. Se espera que un shock

positivo en el índice de alimentos afecte positivamente la inflación y un shock positivo en el precio del petróleo genere un impacto positivo en el crecimiento económico de Ecuador.

La tercera fila, muestra el crecimiento económico de Ecuador, representado por el crecimiento del PIB real per cápita. Siguiendo a Jiménez-Rodríguez (2007) y Alom et al. (2013), se asume que esta variable se ve afectada por ella misma, el precio del petróleo y el índice de alimentos. Finalmente, de acuerdo con Alom et al. (2013) Khan & Ahmed (2011) y Jiménez-Rodríguez (2007) la inflación recibe efectos contemporáneos de todas las demás variables del sistema.

4. Resultados y discusión

4.1. Prueba de raíz unitaria

Existen importantes diferencias entre series de tiempo estacionarias y no estacionarias. Los cambios en las series estacionarias son necesariamente temporales, lo cual implica que, los efectos de los shocks se disiparán y la serie volverá a su nivel medio en el largo plazo. Mientras que una serie no estacionaria necesariamente tiene componentes permanentes, la media y la varianza de una serie no estacionaria dependen del tiempo (Enders, 2014).

Las variables se probaron mediante la prueba aumentada de Dickey-Fuller y la prueba de Phillips-Perron (Phillips & Perron, 1988). Estas pruebas mostraron que solo la tasa de crecimiento del PIB per cápita es estacionaria en niveles, mientras que el resto de variables son estacionarias en primera diferencia (ver Tabla A1 en anexos).

Un modelo SVAR se puede estimar con variables no estacionarias en el nivel y las respuestas al impulso resultantes a corto y mediano plazo, y son entonces estimadores confiables de las verdaderas respuestas al impulso. Esto también se aplica a las variables cointegradas. Este resultado proviene de que el VAR en niveles tiene implícitamente en cuenta las relaciones cointegradas. Del mismo modo, como señalan Sims et al. (1990), la práctica común de transformar modelos en representaciones estacionarias mediante la primera diferenciación o el uso de operadores de cointegración es a menudo innecesaria incluso si los datos parecen estar integrados (al menos de forma asintótica). Por lo tanto, el resto del análisis fue realizado con las variables en niveles.

4.2. Estimación del modelo SVAR

Los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQIC) muestran que, para eliminar correctamente la correlación residual, el rezago óptimo es 1 (ver Tabla A2 en anexos). Por lo tanto, la estimación se realiza incluyendo únicamente un rezago. La Tabla 1 muestra los coeficientes del modelo SVAR, según el orden de las variables en las dos matrices descritas en la sección 3.

Tabla 1. Resultados modelo SVAR

Matriz A				
	precio_petroleo	índice_real	pib_c	infl
precio_petroleo	1	0	0	0
índice_real	-0.34285	1	0	0
pib_c	-0.06331	-0.08684	1	0
infl	-0.31456	0.72635	1.433582	1
Matriz B				
	precio_petroleo	índice_real	pib_c	infl
precio_petroleo	12.57616	0	0	0
índice_real	0	4.799919	0	0
pib_c	0	0	2.077564	0
infl	0	0	0	12.9914

Fuente: Elaboración propia

El principal objetivo de este trabajo es estudiar el impacto de los choques de los precios del petróleo en el crecimiento económico y la inflación en Ecuador, utilizando funciones impulso-respuesta. Por lo tanto, un análisis más detallado se efectúa en epígrafes subsiguientes.

4.3. Validación del modelo estimado

Como la técnica VAR es relativamente flexible y está dominada por la endogeneidad de las variables, no es habitual analizar los coeficientes de regresión estimados y su significación estadística, ni la bondad del ajuste. No obstante, es habitual comprobar la ausencia de correlación serial de los residuales de las ecuaciones individuales del modelo y la distribución multivariante normal. Algunos investigadores realizan pruebas adicionales, como la estabilidad del modelo, la significancia conjunta de las variables consideradas, su dirección de causalidad, la cointegración y la

descomposición de la varianza del error de pronóstico (FEDV, por sus siglas en inglés) (Arias-Cubillo & Torres-Gutiérrez, 2004).

Es necesaria la normalidad de los datos subyacentes de los procesos generados para establecer intervalos de pronóstico (los errores de pronóstico utilizados en la construcción de intervalos de pronóstico son sumas ponderadas de las u_t). Los residuos no normales pueden indicar que el modelo no es una buena representación de los procesos de los datos generados. Por esta razón, es deseable probar este supuesto de distribución (Lütkepohl & Krätzig, 2004). En este sentido, la prueba de normalidad por el método de factorización estructural, mostró un valor P de 0.016 (ver Tabla A3) para el estadístico de Jarque-Bera (JB), este resultado significa que no es posible rechazar la hipótesis nula de que los residuales son multivariados normales (al 1% de nivel de significancia), pero este resultado se toma con cuidado, ya que el estadístico JB sigue una distribución asintótica. Los resultados de la prueba LM de autocorrelación de residuos, sugieren el no rechazo de la hipótesis nula de no autocorrelación hasta el segundo rezago (ver Tabla A4). Entonces, es posible concluir la ausencia de correlación entre los residuos. Por otro lado, la prueba de White sin términos cruzados, cuya hipótesis nula es la ausencia de heterocedasticidad en el SVAR, no se rechaza en este modelo, la prueba mostró un valor P asociado a su Chi-cuadrado, igual a 0.210 (ver Tabla A5 en anexos).

Tabla 2. Condición de estabilidad de los valores propios

Eigenvalue	Modulus
0.907392	0.907392
0.722523	0.722523
0.449228	0.449228
0.045690	0.045690

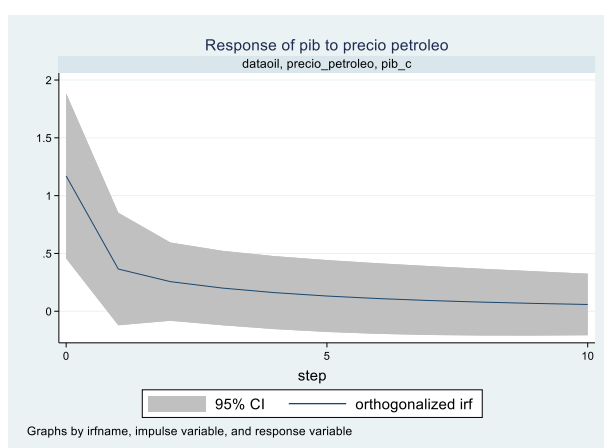
Fuente: Elaboración propia

El modelo SVAR estimado es estable si todas las raíces tienen módulos inferiores a la unidad (<1) y se encuentran dentro del círculo unitario. Si el SVAR no es estable, ciertos resultados (como los errores estándar de respuesta al impulso) no son válidos. En este sentido, de acuerdo con la Tabla 2, es posible concluir que el modelo es dinámicamente estable.

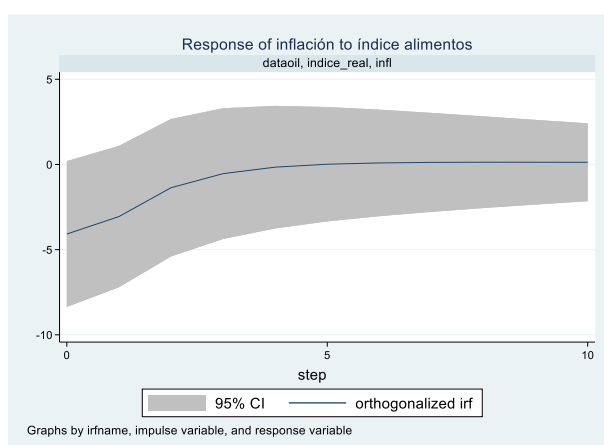
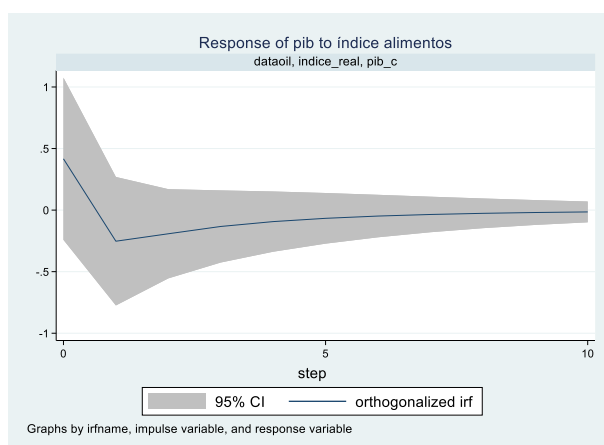
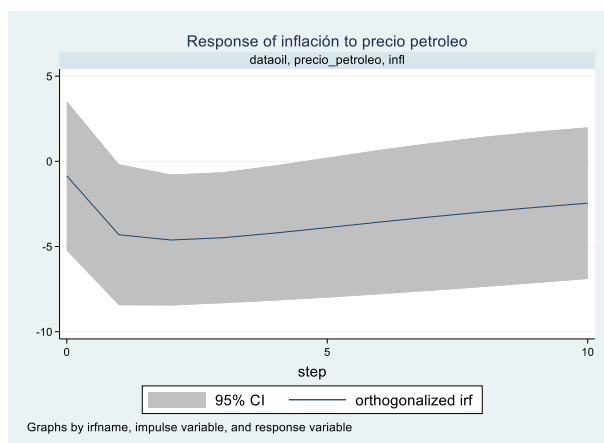
4.4. Funciones Impulso Respuesta (FIR)

Dado que los coeficientes individuales en los modelos VAR estimados a menudo son difíciles de interpretar, los investigadores a menudo estiman las funciones impulso-respuesta (Gujarati & Porter, 2010). En este sentido, Pesaran y Shin (1998) proponen un tipo de impulso-respuesta generalizada que consiste en construir un conjunto de innovaciones ortogonales (shocks), de manera que no dependen del ordenamiento en el SVAR. El Gráfico 1 expone los resultados obtenidos al aplicar FIR de impulsos generalizados para las variables de crecimiento económico e inflación producto de shocks en inflación e índice de alimentos de manera individual.

Gráfico 1. Funciones impulso-respuesta



José Paúl Tinizhañay Peralta



Fuente: Elaboración propia

La gráfica muestra que un shock positivo en el precio internacional promedio del petróleo produce un efecto positivo de 1.17 puntos porcentuales sobre la

tasa de crecimiento per cápita en Ecuador en el periodo $t+1$, y desde de ese instante el efecto se amortigua lentamente hasta desaparecer. Por otra parte, dicho shock ocasiona una disminución en la tasa de inflación de 0.85 puntos porcentuales en el periodo $t+1$, con una tendencia a la baja hasta el periodo $t+4$, periodo a partir del cual se evidencia una tendencia sostenida hacia cero, es decir, el efecto tiende a desaparecer en el tiempo. Los resultados sobre el impacto en el PIB de los choques en el precio del petróleo, dan continuidad a los hallazgos de Paladines (2017), y son similares a los expuestos por Taghizadeh-Hesary et al. (2013), Du et al. (2010), Gómez-Loscos et al. (2011); Lescaroux y Mignon (2008), Berument, et al. (2010); y Chang & Wong (2003), pues los autores coinciden que el efecto sobre el PIB disminuye gradualmente. Si bien el resultado obtenido para la variable inflación doméstica puede resultar controversial, es posible intuir que dicho comportamiento es debido al efecto de los shocks positivos en el precio del petróleo sobre gasto fiscal, el cual tiende a aumentar en periodos de auge. Dado que Ecuador posee una economía dolarizada, dicho aumento no tiene una repercusión inmediata en la inflación, por el contrario, es posible esperar que la inflación se mantenga o incluso disminuya, no debido a la gestión del gobierno de turno, sino más bien a las expectativas de los agentes durante el periodo de auge. No obstante, este fenómeno, como lo muestran los resultados, es transitorio.

Un shock positivo en el índice mundial de alimentos genera un impacto inicialmente positivo (0.41 puntos porcentuales) en la tasa de crecimiento del PIB per cápita en el periodo inicial, para ser posteriormente negativo y luego desaparecer en el tiempo. Sobre la inflación, este provoca una disminución de 4.08 puntos porcentuales en la misma, pasado a producir un efecto positivo a partir del periodo 5 y posteriormente converger a cero. Estos resultados son congruentes con los hallazgos de Alom et al. (2013) y Huseynov & Ahmadov (2013), quienes señalan que el impacto en la inflación por shock en los precios del petróleo y los alimentos poseen efectos negativos iniciales y efectos positivos posteriores.

Este conjunto de tendencias de respuesta a shocks exógenos muestra la vulnerabilidad de la economía ecuatoriana, pues es evidente que cada impacto (salvo en el caso de respuesta del PIB frente a shocks en el índice de alimentos) posee repercusiones que no tienden a subsanarse en el corto plazo. Por esta razón, resulta necesario que el gobierno de turno diseñe e implemente mecanismos que permitan a la economía ecuatoriana hacer frente a las fluctuaciones de los precios en los mercados internacionales. Un análisis detallado de dichas políticas está fuera del alcance de este documento, no obstante, los resultados obtenidos permiten concluir que dichos mecanismos deben ser prioridad para los responsables de la planificación macroeconómica en el país.

4.5. Análisis de descomposición de varianza (DV)

La predicción de las descomposiciones de la varianza del error también son herramientas populares para interpretar modelos VAR y SVAR (Lütkepohl & Krätzig, 2004). La descomposición de la varianza ofrece un método ligeramente diferente para examinar la dinámica de un sistema SVAR. Dan la proporción de los movimientos en las variables dependientes que se deben a sus propios shocks y a shocks de otras variables. Un shock a una variable específica afectará directamente a esa variable, pero se transmitirá a todas las demás variables del sistema a través de la estructura dinámica del modelo (Enders, 2014). Por lo tanto, la Tabla 3 presenta los resultados de descomposición de la varianza del error de pronóstico para las dos variables endógenas consideradas. La columna S.E. muestra los errores estándar de pronóstico para cada año sucesivo en cada variable. Las dos columnas subsiguientes muestran el porcentaje de las varianzas del pronóstico que pueden atribuirse a shocks solo en el precio promedio internacional del petróleo y solo en el índice mundial de precios de alimentos, respectivamente.

Tabla 3. Descomposición de la varianza

Variance Decomposition of PIB_C:				Variance Decomposition of INFL:			
Period	S.E.	PRECIO PETROLEO	ÍNDICE ALIMENTOS	Period	S.E.	PRECIO PETROLEO	ÍNDICE ALIMENTOS
1	2.983278	1.08E-25	1.38E-24	1	17.22149	1.92E-26	2.92E-24
2	4.391696	2.416795	5.293558	2	28.69639	1.561829	3.169569
3	5.702946	2.210447	15.69580	3	44.09771	5.202332	10.55002
4	7.134683	1.984853	28.07959	4	66.02935	11.61736	18.83152
5	9.061903	8.511283	37.29878	5	97.48929	20.92109	24.98524
6	11.98832	23.77321	39.07136	6	142.4263	32.05326	27.82311
7	16.35815	41.99776	34.72042	7	205.6857	43.40103	27.75978
8	22.45885	57.54658	28.33773	8	292.7815	53.70051	25.88356
9	30.46448	68.92772	22.44165	9	409.7081	62.37536	23.20007
10	40.50059	76.83497	17.73921	10	562.8414	69.37653	20.36030

Fuente: Elaboración propia

Al analizar la Tabla 3, es posible observar que para el pronóstico de un año de crecimiento económico en Ecuador, el error estándar es 3.43 la desviación estándar de ε_t , el cual va incrementando debido a efectos de incertidumbre sobre los pronósticos de las variables exógenas consideradas. En este sentido, si el modelo es empelado para realizar un pronóstico a 5 años, 8.51% de la varianza del pronóstico será atribuible a shocks en precio internacional del petróleo y 37.30% será atribuible a shocks en el índice de alimentos. Por otra parte, en términos de inflación doméstica, considerando el mismo horizonte temporal, 20.92% de la varianza de pronóstico será atribuible a fluctuaciones en el precio del petróleo y 24.99% será atribuible a shocks en el índice de alimentos. Adicionalmente, se observa que la importancia que poseen los shocks en el precio del petróleo sobre la varianza del pronóstico de las dos variables endógenas incrementa con el transcurso del tiempo, al punto de superar la importancia del índice de alimentos para pronósticos superiores al sexto periodo. Es de esperarse que mientras mayor sea el horizonte de tiempo,

mayor será la proporción de varianza del pronóstico que se deberá al resto de variables exógenas al modelo considerado.

Existen estudios que analizan la dinámica del crecimiento económico y la inflación debido a factores endógenos mediante la descomposición de la varianza en modelos VAR. Un análisis comparativo con dichos estudios, para tres economías de la región, permite observar que los resultados obtenidos se muestran congruentes con los hallazgos de Saucedo & González (2019), quienes analizan el efecto de los precios del petróleo en la actividad económica sectorial de México. Los autores hallan evidencia de una dinámica similar a la expuesta en este trabajo, para lapsos temporales de 24 y 36 meses de pronóstico. En esta línea, Palmero (2014), en su estimación de un modelo SVAR para la economía boliviana, también halla evidencia empírica que sugiere que el PIB se explica a sí mismo en un porcentaje muy bajo, mientras que, el resto de la varianza del pronóstico (aproximadamente un 87%), es mayormente atribuible a shocks en el resto de variables endógenas incluidas en el modelo. Por otra parte, para el caso colombiano, Ramírez & Rodríguez (2013), concluyen en su análisis de descomposición de varianza que, ante choques de política monetaria, se presentan mayores efectos acumulados en el crecimiento económico que en la inflación. Dicha dinámica es similar, en comparación con el presente estudio, a partir del sexto periodo de pronóstico. En relación con la dependencia que tiene el Ecuador hacia el petróleo, los resultados obtenidos soportan medidas de política económica destinadas a la transformación de la matriz productiva del país. En este sentido, la evidencia actual parece indicar que no sería muy eficiente o, al menos, llevaría mucho tiempo alcanzar este objetivo. Si bien los gobiernos, tanto el de turno como su predecesor, han realizado varios esfuerzos en los últimos años para avanzar en el cambio de la matriz productiva, todavía no parece haber resultados alentadores (Campuzano et al., 2019; Paladines, 2017). No obstante, la implementación de una medida de este tipo es necesaria, dada la actual configuración económica del Ecuador.

5. Conclusiones

La relación dinámica entre las dos variables globales: el precio del petróleo y el índice de alimentos, con las variables domésticas, que son el crecimiento económico, representado por el PIB real per cápita, y la inflación de Ecuador, son cuestiones muy importantes a tener en cuenta para la formulación de políticas. Esta investigación se realizó tomando datos anuales de 1980 a 2019, y utilizando dos herramientas econométricas la FIR y la DV, con base en un modelo SVAR, se consiguió explicar la relación entre las variables descritas en el corto plazo.

Dado que las pruebas de estabilidad del SVAR fueron significativas, se concluye que el modelo está bien especificado. Los resultados de la FIR indican que, ante un shock positivo en los precios del petróleo, el crecimiento económico de Ecuador se vio afectado positivamente. Por otra parte, la inflación doméstica es positivamente influenciada en periodos subsecuentes por shocks en el índice mundial de alimentos y negativamente influenciada por shocks en los precios del petróleo. Adicionalmente, al analizar la descomposición de la varianza, se observa que el mayor cambio en el crecimiento económico y la inflación en Ecuador se pueden explicar por los shocks del índice mundial de alimentos en periodos iniciales, no obstante, los precios del petróleo poseen gran significancia estadística durante el periodo de análisis y su importancia supera al índice de alimentos a partir del sexto periodo de pronóstico.

La sensibilidad de la economía ecuatoriana frente a los shocks en las variables analizadas también ha sido documentada en la literatura económica debido a dos factores que juegan un rol relevante para explicar el comportamiento de una economía. Estos factores son el sistema monetario y la estructura productiva del país. En este sentido, es posible inferir que, un sistema monetario de tipo de cambio fijo posee una mayor sensibilidad ante shocks externos (comportamiento evidenciado para el caso ecuatoriano).

Consecuentemente, dado que Ecuador posee una economía dolarizada, dicho sistema monetario exigiría, como requisito fundamental, la diversificación productiva (algo de lo que la economía ecuatoriana carece por su alta dependencia con respecto al sector petrolero, como lo sugieren los resultados obtenidos). No obstante, un análisis pormenorizado de dichos elementos, que permita inferir de manera inequívoca el efecto final al interior de la economía, se encuentra fuera del alcance del presente documento. Por lo tanto, esto presenta una oportunidad para futuras investigaciones en esta línea.

Bibliografía

- Abbott, P. C., Hurt, C., & Tyner, W. E.** (2008). *What's Driving Food Prices?* Retrieved from http://ageconsearch.umn.edu/record/37951/files/FINAL_WDFP_REPORT_7-28-08.pdf
- Alom, F., Ward, B. D., & Hu, B.** (2013). Macroeconomic effects of world oil and food price shocks in Asia and Pacific economies: Application of SVAR models. *OPEC Energy Review*, 37(3), 327-372. doi:10.1111/opec.12015
- Arias-Cubillo, E., & Torres-Gutiérrez, C.** (2004). *Modelos VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de Costa Rica*. Retrieved from Costa Rica: <https://activos.bccr.fi.cr/sitios/bccr/investigacioneseconomicas/DocMetodosCuantitativos/ModelosVARyVECM.pdf>
- Aydin, L., & Acar, M.** (2011). Economic impact of oil price shocks on the Turkish economy in the coming decades: A dynamic CGE analysis. *Energy Policy*, 39(3), 1722-1731. doi:10.1016/j.enpol.2010.12.051
- Bacon, R., & Kojima, M.** (2008). *Oil Price Risks . Viewpoint: Public Policy for the Private Sector; Note No. 320*. Retrieved from Washington, DC: <http://hdl.handle.net/10986/11151>
- Baumeister, C., & Kilian, L.** (2014). Do oil price increases cause higher food prices? *Economic Policy*, 29(80), 691-747. doi:10.1111/1468-0327.12039

- Baumeister, C., & Kilian, L.** (2016). Understanding the decline in the price of oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 3(1), 131-158. doi:10.1086/684160
- BCE.** (2020). Estadísticas macroeconómicas. Retrieved from <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Catalogo/Anuario/BoletinAnuario.htm>
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Watson, M.** (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*(1), 91-157. doi:10.2307/2534702
- Berument, M. H., Ceylan, N. B., & Dogan, N.** (2010). The impact of oil price shocks on the economic growth of selected MENA 1 countries. *Energy Journal*, 31(1), 149-176. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol31-No1-7
- Bjørnland, H. C.** (1998). The economic effects of north sea oil on the manufacturing sector. *Scottish Journal of Political Economy*, 45(5), 553-585. doi:10.1111/1467-9485.00112
- Bjørnland, H. C.** (2000). The dynamic effects of aggregate demand supply and oil price shocks - A comparative study. *Manchester School*, 68(5), 578-607. doi:10.1111/1467-9957.00220
- Blanchard, O. J., & Gali, J.** (2007). The macroeconomic effects of oil shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? *NBER Working Paper No.* 13368. doi:10.3386/w13368
- Brown, S. P. A., & Yücel, M. K.** (2002). Energy prices and aggregate economic activity: An interpretative survey. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(2), 193-208. doi:10.1016/S1062-9769(02)00138-2
- Burbidge, J., & Harrison, A.** (1984). Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregressions. *International Economic Review*, 25(2), 459-484. doi:10.2307/2526209
- Campuzano, Vásquez, J., Salcedo-Muñoz, Virgilio, Bejarano, Copo, H., Linda.** (2019). Impacto de choques exógenos petroleros sobre algunos indicadores macroeconómicos en el Ecuador. *Cumbres*, 5(2).
- Chang, Y., & Wong, J. F.** (2003). Oil price fluctuations and Singapore economy. *Energy Policy*, 31(11), 1151-1165. doi:10.1016/S0301-4215(02)00212-4

- Chuku, A. C., Akpan, U. F., Sam, N. R., & Effiong, E. L.** (2011). Oil Price Shocks and the Dynamics of Current Account Balance in Nigeria. *OPEC Energy Review*, 35(2), 119-139. doi:10.1016/j.cbrev.2020.02.002
- Cuñado, J., & Pérez De Gracia, F.** (2005). Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), 65-83. doi:10.1016/j.qref.2004.02.003
- Doğrul, H. G., & Soytas, U.** (2010). Relationship between oil prices, interest rate, and unemployment: Evidence from an emerging market. *Energy Economics*, 32(6), 1523-1528. doi:10.1016/j.eneco.2010.09.005
- Du, L., Yanan, H., & Wei, C.** (2010). The relationship between oil price shocks and China's macro-economy: An empirical analysis. *Energy Policy*, 38(8), 4142-4151. doi:10.1016/j.enpol.2010.03.042
- Enders, W.** (2014). *Applied Econometric Time Series* (J. W. S. Inc Ed. 4th ed.). New York: Wiley.
- FAO.** (2020). FAO Food Price Index. Retrieved from <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>
- Farzanegan, M. R.** (2011). Oil revenue shocks and government spending behavior in Iran. *Energy Economics*, 33(6), 1055-1069. doi:10.1016/j.eneco.2011.05.005
- Fueki, T., Higashi, H., Higashio, N., Nakajima, J., Ohyama, S., & Tamanyu, Y.** (2016). Identifying Oil Price Shocks and Their Consequences Role of Expectations and Financial Factors in the Crude Oil Market. *BIS Working Paper No. 725*, 1-25.
- Galesi, A., & Lombardi, M. J.** (2009). External Shocks and International Inflation Linkages: A Global VAR Analysis. *ECB Working Paper No. 1062*.
- Gujarati, D., & Porter, D.** (2010). *Econometría* (5th ed.). México DF: McGraw-Hill.
- Gómez-Loscós, A., Montañés, A., & Gadea, M. D.** (2011). The impact of oil shocks on the Spanish economy. *Energy Economics*, 33(6), 1070-1081. doi:10.1016/j.eneco.2011.05.016
- Hamilton, J. D.** (1996). This is what happened to the oil price - Macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215-220. doi:10.1016/S0304-3932(96)01282-2

- Headey, D., & Fan, S.** (2008). Anatomy of a crisis: The causes and consequences of surging food prices. *Agricultural Economics*, 39(SUPPL. 1), 375-391. doi:10.1111/j.1574-0862.2008.00345.x
- Hooker, M. A.** (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 540-561. doi:10.1353/mcb.2002.0041
- Huseynov, S., & Ahmadov, V.** (2013). *Oil Windfalls, Fiscal Policy and Money Market Disequilibrium*, 40.
- Jiménez-Rodríguez, R.** (2007). The Industrial Impact of Oil Price Shocks: Evidence From the Industries of Six OECD Countries. *Banco de España Research Paper No. WP-0731*, 1-51. doi:10.2139/ssrn.1019446
- Jiménez-Rodríguez, R., & Sánchez, M.** (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37(2), 201-228. doi:10.1080/0003684042000281561
- Jiménez-Rodríguez, R., & Sánchez, M.** (2006). Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37(2), 201-228. doi:10.1080/0003684042000281561
- Jones, D. W., Leiby, P. N., & Paik, I. K.** (2004). Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996. *Energy Journal*, 25(2), 1-32. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol25-No2-1
- Khan, M. A., & Ahmed, A.** (2011). Macroeconomic effects of global food and oil price shocks to the pakistan economy: A structural vector autoregressive (SVAR) analysis. *Pakistan Development Review*, 50(4), 491-511. doi:10.30541/v50i4iipp.491-511
- Kilian, L.** (2005). The Effects of Exogenous Oil Supply Shocks on Output and Inflation: Evidence from the G7 Countries. *CEPR Discussion Paper No. 5404*.
- Kilian, L.** (2008). Exogenous oil supply shocks: How big are they and how much do they matter for the U.S. economy? *Review of Economics and Statistics*, 90(2), 216-240. doi:10.1162/rest.90.2.216

- Lamazoshvili, B.** (2014). Effects of Oil Shocks on Oil-Importing Developing Economies: The Case of Georgia and Armenia. *EERC Working Paper Series 14/06e*, 1-33.
- Lanteri, N.** (2014). Determinantes de los precios reales del petróleo y su impacto sobre las principales variables macroeconómicas: EU, España, Noruega y Argentina. *Economía: Teoría Y Práctica*, 41, 45-70. doi:10.24275/ETYP/AM/NE/412014/Lanteri
- Lee, K., & Ni, S.** (2002). On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data. *Journal of Monetary Economics*, 49(4), 823-852. doi:10.1016/S0304-3932(02)00114-9
- Lescaroux, F., & Mignon, V.** (2008). On the influence of oil prices on economic activity and other macroeconomic and financial variables. *OPEC Energy Review*, 32(4), 343-380. doi:10.1111/j.1753-0237.2009.00157.x
- Lorusso, M., & Pieroni, L.** (2018). Causes and Consequences of Oil Price Shocks on the UK Economy. *Economic Modelling*, 72, 223-236. doi:10.1016/j.econmod.2018.01.018
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M.** (2004). *Applied Time Series Econometrics. Themes in Modern Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mehrara, M., & Oskoui, K. N.** (2007). The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study. *Economic Modelling*, 24(3), 365-379. doi:10.1016/j.econmod.2006.08.005
- Mork, K. A.** (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results. *Journal of Political Economy*, 97(3), 740-744. doi:10.1086/261625
- Mundial, B.** (2020). World Development Indicators. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- OECD.** (2020). Crude oil import prices. Retrieved from <https://doi.org/10.1787/9ee0e3ab-en>
- Omojolaibi, J. A.** (2013). Does volatility in crude oil price precipitate macroeconomic performance in Nigeria? *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3(2), 143-152.

- Paladines, J.** (2017). Oil price and real GDP growth of Ecuador: A vector autoregressive approach. *Journal of Economics and Political Economy*, 4(1), 71-78. doi:10.1453/jepe.v4i1.1153
- Palmero, M.** (2014). UN MODELO SVAR PARA LA ECONOMÍA BOLIVIANA. *Revista Investigación & Desarrollo*, 1(14), 81-99.
- Papapetrou, E.** (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics*, 23(5), 511-532. doi:10.1016/S0140-9883(01)00078-0
- Pesaran, H. H., & Shin, Y.** (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. doi:10.1016/s0165-1765(97)00214-0
- Phillips, P. C. B., & Perron, P.** (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. doi:10.1093/biomet/75.2.335
- Ramírez, A., & Rodríguez, H.** (2013). UN ANÁLISIS VAR ESTRUCTURAL DE POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA. *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 21, 17-41.
- Roach, K.** (2014). A structural analysis of oil price shocks on the Jamaican macroeconomy. *Monetaria*, 2(2), 217-252.
- Saucedo, E., & González, J.** (2019). Efecto de los precios del petróleo en la actividad económica sectorial de México. Análisis para el periodo 2002-2018. 2019, 14(2), 23. doi:10.21919/remef.v14i2.301
- Sims, C. A.** (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W.** (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58(1), 113-144.
- Taghizadeh Hesary, F., Yoshino, N., Abdoli, G., & Farzinvas, A.** (2013). An estimation of the impact of oil shocks on crude oil exporting economies and their trade partners. *Frontiers of Economics in China*, 8(4), 571-591. doi:10.3868/s060-002-013-0029-3
- Tang, W., Wu, L., & Zhang, Z.** (2010). Oil price shocks and their short- and long-term effects on the Chinese economy. *Energy Economics*, 32(SUPPL. 1), S3-S14. doi:10.1016/j.eneco.2010.01.002

Anexos

Tabla A1. Test de Raíz Unitaria

		Intercepto				Tendencia e Intercepto			
		Niveles		Diferencias		Niveles		Diferencias	
		t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Precio petróleo	ADF-test	-1.33481	0.6037	-5.61476	0.0000	-2.11424	0.5221	-5.54794	0.0003
	PP-test	-1.33481	0.6037	-5.58875	0.0000	-2.11424	0.5221	-5.51616	0.0003
Índice comida	ADF-test	-1.71526	0.4159	-5.82740	0.0000	-2.51451	0.3198	-5.83234	0.0001
	PP-test	-1.78081	0.3842	-5.82468	0.0000	-2.48904	0.3315	-5.83256	0.0001
pib_c	ADF-test	-4.82423	0.0003	-7.50076	0.0000	-4.83853	0.0019	-7.41765	0.0000
	PP-test	-4.80333	0.0004	-13.16285	0.0000	-4.80767	0.0021	-13.0369	0.0000
infl	ADF-test	-2.16733	0.2209	-6.16281	0.0000	-3.18066	0.1031	-6.12511	0.0001
	PP-test	-2.19726	0.2105	-7.38012	0.0000	-3.0637	0.1290	-7.54227	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Tabla A2. Criterio de selección de rezago óptimo

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-530.863				9.40E+07	29.7146	29.776	29.8906
1	-472.626	116.47	16	0	9.1e+06*	27.3681*	27.6752*	28.2478*
2	-458.844	27.564	16	0.036	1.10E+07	27.4913	28.044	29.0748
3	-450.449	16.789	16	0.399	1.80E+07	27.9138	28.7122	30.2011
4	-432.937	35.024*	16	0.004	2.00E+07	27.8298	28.8738	30.8209

Fuente: Elaboración propia

Tabla A3. Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
precio_petróleo	14.508	2	0.00071
índice_real	0.378	2	0.82768
pib_c	2.274	2	0.3207
infl	1.5	2	0.47236
ALL	18.661	8	0.01678

Fuente: Elaboración propia

Tabla A4. Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	19.6347	16	0.23713
2	10.2185	16	0.85497
H0: no autocorrelation at lag order			

Fuente: Elaboración propia

Tabla A5. White VAR residual heteroskedasticity test

chi2	=	174.135
df	=	160
Prob>chi2=	0.210	

Fuente: Elaboración propia

Estimación del Crecimiento Potencial para el Ecuador

An estimation of potential growth in Ecuador

Emanuel Yaselga Alvarado¹

Resumen:

Este estudio presenta la estimación del crecimiento potencial para el Ecuador con base en la función de producción, la cual representa una mejora metodológica respecto a la versión meramente estadística pues permite conocer la contribución al crecimiento del factor trabajo, el stock de capital y la productividad total de los factores (PTF) y, además, permite generar proyecciones del output potencial a mediano plazo de acuerdo con el comportamiento de variables macroeconómicas que inciden en su evolución. Los resultados muestran que el crecimiento potencial promedio de Ecuador ha pasado de 2.4% en los noventa, a tasas promedio de 3.7% en la primera década del 2000 y a 2.7% en la última década. De acuerdo con estos resultados, dadas las proyecciones disponibles de población y bajo supuestos para la evolución de la PTF, el desempleo estructural y la inversión, el crecimiento potencial de la economía ecuatoriana se vería fuertemente

¹ Matemático por la Universidad Jean Monnet de Francia. Máster en Economía del Desarrollo por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO). Master en Matemáticas Aplicadas (USFQ). Banco Central del Ecuador (BCE), correo electrónico: eyaselga@bce.ec. Agradecimiento a los comentarios de Geomara Garrido (BCE).

afectado por el COVID-19, cuyo shock provocaría que la economía se recupere levemente en los próximos años, lo que implica tasas más reducidas que las del periodo previo.

Palabras clave: producto potencial, función de producción, factores productivos, productividad total factorial, desempleo estructural.

Clasificación JEL: C01, C13, C51, E23²

Abstract

This study estimates potential growth for Ecuador based on the production function. This represents a methodological improvement compared to the purely statistical estimation because the growth contribution of labor, the capital stock and total productivity of the factors (TFP) can be estimated. In addition, the estimation of potential growth generates projections of the potential output in the medium term according to the behavior of the determinant macroeconomic inputs. The results show that average potential growth in Ecuador was around 2.4% in the nineties and it came in at average rates of 3.7% in the first decade of 2000 and fell to 2.7% in the last decade. According to these results, given the model projections, potential growth of the Ecuadorian economy will be strongly affected by COVID-19 and the economy will recover slightly in the coming years, although it will settle at lower growth rates than those of the previous period.

Keywords: potential product, production function, productive factors, total factor productivity, structural unemployment.

JEL codes: C01, C13, C51, E23

Fecha de recepción: 7 de octubre de 2020.

Fecha de aceptación: 18 de noviembre de 2020.

1. Introducción

El crecimiento del producto potencial de una economía es una de las variables económicas fundamentales para el análisis económico. En particular, la tasa de crecimiento potencial adquiere una especial relevancia para un conocimiento de la posición cíclica de la economía que permita orientar adecuadamente la toma de decisiones de política económica.

El Producto Interno Bruto (PIB) potencial y la brecha de producción representan importantes indicadores de las condiciones de la economía. El PIB potencial determina el nivel máximo de producción que una economía puede alcanzar sin generar presiones inflacionarias, es decir, el producto potencial puede ser definido como el nivel de producto que se puede alcanzar cuando se completa el uso de todos los factores de producción. En el corto plazo, el producto real puede estar sobre o por debajo del producto potencial, obteniendo así la brecha del producto. La brecha del producto permite medir los desbalances de oferta y demanda; consecuentemente, este indicador es de gran interés para bancos centrales y organizaciones gubernamentales dentro del proceso de planificación macroeconómica, dado que la magnitud de la brecha de producción es ampliamente utilizada como un indicador de presiones inflacionarias en el corto plazo (Álvarez y Gómez-Loscos, 2017). Por lo tanto, cuando la brecha del producto es positiva, indica la existencia de un exceso de demanda, lo cual empuja la capacidad de la economía hacia el incremento de la producción (Pichette et al., 2015; OECD, 2008).

El PIB potencial desde una perspectiva económica, evidencia la capacidad sostenible de la oferta agregada de la economía para mantener de manera consistente la inflación estable. En el largo plazo, el producto potencial sirve para analizar la estructura de la economía, puesto que se encuentra determinado por factores estructurales como desarrollo demográfico, educación e innovación y el stock de capital (Pichette et al., 2015).

El producto potencial es una variable económica latente, no observable, cuya estimación junto a la brecha de producto, difiere respecto al método elegido y la discrecionalidad del investigador³. En la medida en que esta variable no es observable directamente, debe ser inferida a través del comportamiento de variables macroeconómicas relacionadas con este agregado, por lo que su análisis comprende varias aristas como las presiones inflacionarias, el pleno empleo de recursos productivos, la tasa natural de desempleo, entre otros.

El presente estudio realiza el cálculo del crecimiento potencial de Ecuador en el periodo 1990-2019; mediante el uso de una función de producción que relaciona los factores de producción con su nivel de producto. Adicionalmente, se realiza la estimación de una senda de crecimiento potencial hasta 2024. Este enfoque, a diferencia de metodologías de carácter netamente estadístico, permite identificar las fuentes que inciden en el comportamiento del crecimiento económico, contando con un fuerte sustento teórico (neoclásico) que modela relaciones consistentes entre los factores productivos. Así también, el uso de este enfoque permite identificar las posibles fuentes de volatilidad del crecimiento económico, esto de acuerdo con las contribuciones del capital, trabajo y productividad factorial estimadas. De acuerdo con lo previamente descrito, el enfoque de función de producción caracteriza a los factores productivos capital y trabajo, como dos factores diferenciados que se distinguen a través de designaciones de capital humano y físico (Sala-I-Martin, 2000).

Una crítica a este tipo de modelos, denominados de crecimiento de Solow, hace referencia a que los modelos de crecimiento agregado neoclásicos no consideran a los recursos naturales dentro del proceso económico; sin embargo, cuando lo hacen, suponen perfecta sustitución entre estos y el capital.

³ De acuerdo con el estado del arte del producto potencial, existen más de 12 técnicas diferentes de estimación de esta variable macroeconómica, sin que sea unánime la preferencia por alguna metodología de estimación.

Es importante reconocer que por la diversidad de enfoques que conlleva la estimación del producto potencial, este es sensible al tipo de metodología empleada. Por tanto, la interpretación de los resultados mostrados deber ser cuidadosa, sobre todo por las implicaciones que pueden tener en el diseño de la política económica.

En este contexto, el presente documento de trabajo tiene cinco objetivos. El primero es generar un mecanismo sencillo que permita obtener la tasa de crecimiento del producto (PIB) potencial de Ecuador, con base en la metodología de contabilidad de crecimiento. El segundo objetivo es mostrar la metodología integrada propuesta por la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) para estimar el acervo de capital. El tercero consiste en evaluar el impacto de los distintos supuestos metodológicos en el desarrollo de las series de capital y productividad. El cuarto propósito es determinar el progreso técnico con base en la metodología de contabilidad de crecimiento que toma en consideración las series de stock de capital y horas de trabajo efectivas. Por último, se intenta señalar las limitaciones de la metodología propuesta y sus resultados, tanto de los componentes del crecimiento potencial durante el periodo observado, como también escenarios de proyección para los años posteriores.

Por tanto, los siguientes acápites de este documento se estructuran de la siguiente manera: la segunda sección hace referencia a estudios previos, la tercera parte detalla la metodología de construcción, estimación y desarrollo de los escenarios bajo una visión esquemática general. La cuarta sección presenta los resultados empíricos que se obtienen para la economía ecuatoriana. Finalmente, se exponen las principales conclusiones de esta investigación.

2. Revisión de Literatura del PIB potencial

El estado del arte que comprende la estimación del producto potencial es extenso. El PIB potencial y la brecha de producto son variables no observadas y de difícil estimación que han desembocado en el uso de diversas técnicas. A criterio de De Masi: “Las estimaciones del producto potencial suelen depender de las circunstancias específicas del país, estas descansan sobre juicios subjetivos ninguno libre de limitaciones.” (De Masi, 1997:4).

En este contexto, se aborda el cálculo del PIB potencial realizado por los principales organismos referenciales en cuanto a estimaciones económicas como el Fondo Monetario Internacional (FMI), Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) y la Oficina de Presupuesto del Congreso de Estados Unidos (CBO), lo que es complementado con una revisión de los estudios sobre su cálculo para el caso ecuatoriano.

Por un lado, el FMI se enfoca en el cálculo del PIB potencial para economías altamente industrializadas; no obstante, a partir de 1997 realiza este cálculo para economía emergentes. La metodología aplicada por De Masi (1997) modela el producto en términos de factores latentes (potenciales), vinculando la producción con el capital, trabajo y la productividad factorial mediante una función Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala. Así, se estima el PIB potencial y su diferencia con el PIB observado, es decir la brecha de producto. El resultado es un producto que surge cuando las tasas de uso de factores son normales⁴, en otras palabras, cuando el factor trabajo es consistente con la tasa natural de desempleo y cuando la productividad total de los factores (PTF) está en su nivel tendencial (por lo general calculada

⁴ El uso normal de los factores hace alusión al empleo del factor trabajo como si no hubiera trabajadores en situación de desempleo, o el desempleo es compatible con la tasa de desempleo natural, la cantidad de horas trabajadas fueran normales y los equipos e instalaciones se utilizaran con ritmos normales de uso (De Masi, 1997; Marconi & Samaniego, 1995; Sandoval, 2015).

como el residuo de la función de producción). Cabe mencionar que el FMI incorpora como variables estructurales relacionadas con la tasa natural de desempleo, el seguro de desempleo, ratio de reemplazos, grado de sindicalización, impuesto a la renta y salarios mínimos; mientras que, en cuanto al capital, se emplea la formación bruta de capital fijo (FBKF).

La CEPAL también emplea un enfoque estructural para la estimación del producto potencial. La metodología de Aravena (2010), deriva en evaluar los factores trabajo y capital a su nivel potencial para posteriormente estimar la PTF, el producto potencial y su brecha. Al igual que el FMI, también se emplea como forma funcional una función de Cobb-Douglas con rendimientos a escala. No obstante, este organismo utiliza el empleo potencial, descontando de la población económicamente activa (PEA) la tasa de desempleo tendencial (estimada por un filtro Hodrick-Prescott). Para estimar el capital, se emplea el método de inventario permanente y se utiliza el perfil edad-eficiencia geométrico, considerando dos tipos de activos productivos: maquinaria y equipo, y construcción. La PTF se obtiene de la diferencia entre la tasa de variación del PIB y las tasas de variación del empleo y stock de capital.

En cuanto a la CBO (2004), este organismo basa su estimación en el modelo de crecimiento endógeno, que atribuye el desarrollo al crecimiento del trabajo (horas trabajadas en la economía), capital (stock de capital o inversión agregada) y progreso tecnológico (Solow, 1956). Este organismo también emplea un modelo estructural con una forma funcional de Cobb-Douglas y rendimientos constantes a escala, y se diferencia de los modelos empleados por CEPAL y FMI en que el organismo remueve los componentes cíclicos de las variables utilizadas, teniendo como referencia la Ley de Okun⁵. Así también se estima el factor trabajo correspondiente a la tasa de desempleo natural que no genera presiones inflacionarias (NAIRU) mediante una curva de Phillips. El factor capital se estima por el método de inventario

⁵ Esta ley postula que el PIB real supera al potencial cuando la tasa de desempleo observada se encuentra por debajo de la tasa de desempleo natural (Okun A. M., 1962).

permanente y perfil geométrico edad-eficiencia planteado en la contabilidad de crecimiento.

Para el caso ecuatoriano, los estudios relacionados con la estimación del producto potencial son pocos. Sin embargo, dichos estudios plantean más de una metodología para esta estimación, incorporando criterios propios del investigador, de acuerdo con la coyuntura por la que pasó el país durante la realización de los estudios.

En este marco, la primera investigación referente en el cálculo del PIB potencial ecuatoriano fue la realizada por Marconi y Samaniego en 1995⁶. Los autores emplearon lo que se conoce como enfoque “ingenieril” o estructural; en otras palabras, emplearon una función de Cobb-Douglas para representar la relación entre los factores de trabajo y capital con la producción. Esto, bajo el supuesto de una relación estable entre el producto y los factores, un progreso tecnológico no observable y rendimientos constantes a escala. Además de esta metodología, también se utiliza el método de picos o de línea. Este método consiste en trazar una línea entre los puntos más altos de la trayectoria del PIB, asumiendo que la diferencia entre esta línea y los puntos por debajo, corresponde a momentos de capacidad ociosa instalada o de explotación máxima de los factores. Finalmente, también se emplea la metodología de Harrod-Domar, la cual estima la tasa de crecimiento de producto potencial como la razón entre la inversión o incremento en el stock de capital y el incremento en producto real observado. Para este cálculo se emplearon series anuales de FBKF, PIB real, y tasa de desempleo, desestacionalizadas en valores constantes a precios de 1975.

Otro estudio relacionado corresponde al desarrollado por Astorga y Valle (2003)⁷, en el que se emplean nueve metodologías de cálculo del PIB

⁶ Para mayor detalle ver: “Una Aproximación al Cálculo del Producto Potencial para Ecuador”, Notas Técnicas del Banco Central del Ecuador”, N°10, 1995.

⁷ Véase: “Estimación del PIB potencial para el caso del Ecuador”, Revista Cuestiones Económicas del Ecuador. Vol. 19, N° 2:3, 2003.

potencial: método de picos, filtro de Hodrick-Prescott, descomposición de Bereridge-Nelson, modelo univariado de componentes no observables, modelo bivariado de componentes comunes, vectores autoregresivos estructurales, método Harrod-Domar, método de Berg y enfoque de función de producción o estructural. Ante la diversidad de enfoques, los autores argumentan que prefieren los modelos con enfoque económico como el estructural o de vectores autoregresivos, más que aquellos puramente estadísticos o matemáticos (Harrod-Domar o Hodrick-Prescott). Esto a razón de que los primeros arrojan estimaciones más plausibles y resaltan explícitamente las relaciones macroeconómicas claves que determinan el producto potencial.

Como última referencia ecuatoriana, se encuentra el documento de trabajo elaborado por Sandoval (2015)⁸, quien estima el producto potencial utilizando relaciones estructurales con el uso de filtros estadísticos, con el propósito de aislar efectos estructurales y cíclicos sobre el producto, con sustento en relaciones derivadas de la teoría económica. Así, la autora emplea una forma funcional de Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, complementada con un filtro de Hodrick-Prescott para estimar el empleo potencial y un filtro de Kalman para extraer del PIB potencial la PTF y su componente tendencial o senda de crecimiento. Al igual que en otros estudios de Ecuador, para estimar el factor capital se utiliza el método de inventario permanente sobre la FBKF. El trabajo potencial se representa mediante la Población Económicamente Activa. La elasticidad trabajo y capital respecto al producto se obtienen de la división entre las remuneraciones y el capital sobre el valor agregado bruto ecuatoriano del 2015.

Por lo general, las estimaciones y proyecciones del PIB potencial se realizan de acuerdo con estudios econométricos previos, en especial si los estudios son recientes o tienen una fuerte base económica. Sin embargo, este cálculo

⁸ Ver: "Estimación del Crecimiento Potencial del Ecuador". Tesis de pregrado. Escuela Politécnica Nacional del Ecuador, Quito, 2015.

envuelve juicios de valor que responden a la estructura propia de la economía y la coyuntura por la que se está atravesando. En este contexto, dentro del ámbito internacional, se observa una preferencia clara sobre el modelo estructural o de crecimiento endógeno, a partir del cual cada institución realiza modificaciones de acuerdo con lo que considera que puede mejorar la estimación del producto potencial. A nivel ecuatoriano se emplea este método e incluso se lo prefiere frente a otras metodologías puramente estadísticas que no consideran relaciones macroeconómicas entre las variables o una evolución conjunta de las mismas con el producto.

3. Metodología

La estimación del producto potencial de una economía puede realizarse siguiendo diferentes metodologías. Las primeras utilizan procedimientos estadísticos para estimar la tendencia de la producción de la economía descontando los factores cíclicos; las segundas están basadas en la utilización de una función de producción para estimar el producto potencial.

Hofman y Villarreal (2006) mencionan que existen al menos tres definiciones relacionadas al producto potencial: la de máximo volumen de producción, la de tasa natural de producción y el concepto clásico planteado por Okun.

La primera definición considera el volumen de producción. Desde este enfoque, el PIB potencial es el máximo nivel que puede ser producido con los insumos y la tecnología disponible en un periodo de tiempo determinado. El segundo enfoque considera el concepto de la tasa natural de producción, en relación con la tasa natural que una economía neoclásica debe producir si todos los mercados están equilibrados y los precios se ajustan a sus niveles de equilibrio. Por último, el concepto clásico de Okun establece que el producto

potencial es aquel que puede producir sin introducir presiones inflacionarias en la economía (Okun, 1983).

Con base en los estudios de Aravena (2010), Canals (2013) y Sandoval (2015), se considera el concepto clásico de producto potencial, pues toma en cuenta la noción de un equilibrio sostenible en el tiempo a diferencia del enfoque de máximo volumen de producción, lo cual es fundamental en economías latinoamericanas. Además, los mercados en la región no generan ajustes a los precios equilibrio de manera estable, por lo que la tasa natural clásica no es realista en este caso. De esta manera, el concepto clásico refleja de mejor manera el comportamiento de las economías, en el cual el potencial representa un mecanismo de balanceo entre aquellos mercados en que existe un exceso de oferta y aquellos con exceso de demanda, operando a través de ajustes en niveles salariales y de precios.

Por ende, se define al PIB potencial como la máxima cantidad de producción sostenible que una economía puede generar sin causar presiones inflacionarias. En el corto plazo, la estimación del producto potencial permite obtener un punto de referencia importante para enfrentar presiones inflacionarias. En el mediano plazo, el producto potencial ayuda a determinar el ritmo sustentable de crecimiento, y en el largo plazo esta estimación permite vislumbrar un sendero de crecimiento sostenible.

En este contexto, la metodología seleccionada considera función de producción Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, lo cual permite identificar las fuentes de crecimiento y decrecimiento de la economía (Canals, 2013). La metodología modela el producto en términos de factores de producción latentes con justificaciones empíricas y teóricas. El uso de una función de producción genera mejores resultados para estimar las brechas de producto y calcular presupuestos estructurales (Giorno, Richardson, Roseveare, y Van den Noord, 1995).

Adicionalmente, se estima el PIB potencial con base en la técnica estadística del filtro estadístico de Hodrick-Prescott (HP) de manera complementaria, a fin de obtener estimaciones referenciales. Como menciona Canals (2013) la sencillez del método y la necesidad de solo necesitar una serie del PIB suficientemente larga son algunos de los elementos a favor del filtro HP.

En el siguiente apartado se explican las fuentes de información estadística, así como las series históricas disponibles, y se describen de manera esquemática los modelos econométricos estimados. Posteriormente, se detallan los supuestos para la estimación de los escenarios de crecimiento futuro.

3.1. Contabilidad de Crecimiento

La metodología para la estimación del producto potencial que se emplea en este trabajo se basa en una función de producción que enlaza el producto con el capital, el trabajo y la productividad factorial. Para estimar dicha función, se consideran los siguientes determinantes:

- El factor trabajo considera las horas trabajadas totales de la economía, ajustadas por la tasa natural de desempleo.
- El factor capital considera stock de capital corregido por costo de uso, y
- La productividad total de los factores suavizado.

La principal limitación de este enfoque radica en los elevados requerimientos de información para su cálculo. En concreto, esta metodología exige la evaluación de los factores productivos (empleo y capital) a su nivel potencial y la estimación de la productividad total de los factores (PTF).

La estimación del crecimiento del producto potencial de una economía utilizando funciones de producción exige, en primer lugar, la especificación de su forma funcional. La especificación más recurrente y adecuada de la forma funcional es la función Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala:

$$Y = f(A, K, L, t) = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

Aquí Y es el producto, L es el factor trabajo, K es el factor capital y $f(.)$ la forma funcional, en este caso Cobb-Douglas. A es el nivel tecnológico, es decir, aquella parte de la producción que no viene explicada por la evolución del empleo y el capital. También es conocida como productividad marginal de factores (PTF).

Transformando la ecuación (1) en logaritmos y derivando con respecto al tiempo, el crecimiento del producto en el tiempo puede expresarse como⁹:

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\dot{A}_{(t)}}{A_{(t)}} + \alpha \frac{\dot{L}_{(t)}}{L_{(t)}} + (1 - \alpha) \frac{\dot{K}_{(t)}}{K_{(t)}} \quad (2)$$

Esto significa que el crecimiento del producto en el tiempo se puede descomponer como la suma de cambios en la tecnología, el trabajo y el capital, ponderados por sus elasticidades de contribución o productos marginales¹⁰. Bajo el supuesto de existencia de mercados de factores completos y eficientes, y rendimientos constantes a escala (competencia perfecta), la remuneración de los factores productivos es igual a su productividad marginal. Reescribiendo la ecuación (2):

$$\dot{Y} = g + \alpha \frac{\dot{L}_{(t)}}{L_{(t)}} + (1 - \alpha) \frac{\dot{K}_{(t)}}{K_{(t)}} \quad (3)$$

Aquí g es la elasticidad producto del factor trabajo y su complemento, y $1 - \alpha$ es la elasticidad producto del factor capital. La variable g se denomina productividad factorial (PTF), la cual constituye un indicador de la eficiencia con la cual la economía combina trabajo y capital para generar valor agregado (OCDE, 2001a).

⁹ Aquí $\dot{X}$ significa la derivada del argumento con respecto al tiempo, o su crecimiento con respecto al tiempo, con $X = \{A, L, K\}$.

¹⁰ El incremento del 1% en la intensidad de uso del factor genera crecimientos en α o $1 - \alpha$ sobre el nivel de producción, ceteris paribus. Bajo competencia perfecta $0 < \alpha < 1$.

En nuestro caso, para estimar α se utilizan datos anuales de Contabilidad Nacional de las Tablas Oferta Utilización del Banco Central del Ecuador, disponibles desde 2007 hasta 2019, y, a partir de ese año, se mantiene este factor constante. Esta consideración permite valorar la variabilidad temporal de la elasticidad del producto con respecto al factor trabajo, que suele ser ignorada al aplicar la metodología de la función de producción por parte de los organismos internacionales, que suelen asumir una elasticidad constante estándar para los países. Véase por ejemplo Havik et al. (2014), o Johansson et al. (2013).

Cabe resaltar que la estimación de la PTF es tan importante como el cálculo del PIB potencial. Esto se debe a que la productividad factorial puede explicar la mayor parte de diferencia de ingreso y desarrollo entre países¹¹. Esta variable se determina como sigue:

$$g = \dot{Y} - \alpha \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} - (1 - \alpha) \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} \quad (4)$$

La estimación del producto potencial de la economía (Y^*) requiere la evaluación de los factores de producción: trabajo, capital y PTF en sus valores potenciales; así, se procede a describir el procedimiento de estimación de las series que representan los factores de producción en sus valores potenciales.

3.2 Estimación del factor de capital potencial

La estimación del capital potencial considera la estimación realizada por Cadena (2016), para el Banco Central del Ecuador, la cual sigue la línea de Aravena, Jofré & Villarreal (2009), Aravena (2010) y De Masi (2014), los cuales consideran el método de inventario permanente. De esta manera, el stock de capital de los activos productivos j , con vida máxima T_j se define:

¹¹ De acuerdo con Easterly & Levine (2001) la TFP explica cerca del 60% de crecimiento del producto.

$$K_{t,j}^p = \sum_{\tau=0}^{T_j} I_{j,t-\tau} R_{j,\tau} E_{j,\tau} \quad (5)$$

Aquí $I_{j,t-\tau}$ es la formación bruta de capital fijo del activo j de edad τ realizada en el periodo $t - \tau$, expresada a precios constantes, $R_{j,\tau}$ es la función de retiro que define la proporción de la inversión realizada τ periodos que perdura actualmente, y $E_{j,\tau}$ es el perfil edad-eficiencia que define la pérdida de eficiencia productiva conforme los activos envejecen¹².

Para estimar el stock de capital productivo de cada bien definido en (5), se debe tener una estimación del tiempo de duración de la vida media de servicio¹³ de cada tipo de bien, funciones de retiro y el perfil edad eficiencia a ser utilizados.

Considerando la disponibilidad de datos en torno a las series de inversión (aproximadas por la formación bruta de capital fijo), se supone una vida de servicio constante. El perfil de edad-eficiencia empleado es el geométrico, implicando que los activos pierden una proporción de eficiencia constante en cada periodo. Esto significa que la pérdida de eficiencia es mayor al principio de la vida útil y disminuye conforme los activos envejecen. La forma funcional del perfil edad-eficiencia es:

$$E_{j,\tau} = \left(1 - \frac{R_j}{T_j}\right)^\tau \quad (6)$$

R_j es el parámetro que representa la velocidad de pérdida de eficiencia y T_j es la vida promedio de servicio del activo. Además, el Bureau of Economic Analysis (2003), Fraumeni (1997), Hulten C. & Wykoff F (1981b) señalan que esta medida refleja adecuadamente el efecto combinado de la pérdida de eficiencia y retiro de activos. En tal razón, la estimación del acervo de capital se realiza utilizando la modificación del método de inventario permanente

¹² El stock de capital bruto definido como $\sum_{\tau=0}^{T_j} I_{j,t-\tau} R_{j,\tau}$ valora los activos como nuevos; pero al imponer el uso de un perfil de eficiencia $E_{j,\tau}$ se define al capital productivo en términos de unidades de eficiencia productiva (Aravena, 2010).

¹³ Aravena (2009) define a la vida media como la esperanza de vida de un activo, la vida máxima de un activo es la edad en la que el activo se retira del proceso de producción.

propuesta por Harberger (1978). La ecuación de acumulación de capital a nivel agregado (7) puede ser escrita como:

$$K_t = (1 - \delta_{t-1})K_{t-1} + I_t \quad (7)$$

Aquí K es el stock de capital, $\delta = \frac{R_j}{T_j}$ es la tasa de depreciación, e I es la formación bruta de capital fijo. En cada periodo de tiempo el stock de capital se obtiene como la suma del stock de capital del periodo inicial descontando la parte que se ha depreciado más las nuevas adquisiciones de bienes de inversión.

La fuente estadística utilizada fue Cadena (2016). Este estudio proporciona una serie de stock de capital que llega hasta 2015. Este último dato se extiende para años posteriores a partir de la evolución observada en la inversión siguiendo los datos de Contabilidad Nacional. De acuerdo con Aravena (2009), en general se usan valores de 1.65 de velocidad de pérdida de eficiencia para maquinaria y equipo; y, 0.91 para construcción¹⁴. Por su parte, se consideran los siguientes parámetros de vida útil para los diferentes activos:

- 15 años para equipo de transporte
- 10 años para el resto de la maquinaria y equipo,
- 65 años para construcción habitacional
- 50 años para la construcción no habitacional que se deprecia.

De acuerdo con Cadena (2016), estos supuestos constan entre los parámetros más significativos en el método del inventario permanente. Estos valores se determinaron basados en opiniones de expertos en Contabilidad Nacional y en el análisis de los valores medios utilizados por otros países en la estimación del Stock de Capital con base en el manual de la OECD para la Medición del Capital (2009).

¹⁴ Estos valores provienen de estimaciones para Estados Unidos realizadas por Hulten C. & Wykoff, (1981a).

3.3 Estimación del factor de trabajo potencial

El factor trabajo se estima calculando las horas totales trabajadas en la economía. Para su cálculo, se consideran las tasas de ocupación, que vienen determinadas por las tasas de crecimiento de la población en edad de trabajar, la tasa de participación, la tasa de desempleo, los días efectivamente trabajados en cada año y las horas trabajadas por ocupado. Estos elementos permiten aproximar de mejor manera el factor trabajo, pues incluyen diferentes fuentes de variabilidad, dado que las políticas y shocks en el factor trabajo suelen incidir en los indicadores de empleo y las horas efectivas.

En cuanto a los días efectivamente trabajados, estos corresponden a los días anuales laborables menos los días no trabajados por feriados nacionales no recuperables (descontando sábados y domingos y vacaciones legales¹⁵). En Ecuador, el 20 de diciembre de 2016 entró en vigencia la Ley de Feriados, reforma que tiene como propósito regular los días de descanso obligatorio a nivel nacional. A partir de entonces, si el día de feriado coincide con un día no laborable (sábado y domingo), este se traslada al día laborable más cercano. Además, el feriado de carnaval entra a formar parte de los feriados nacionales no recuperables. Es así que, tras la aplicación de la Ley de Feriados, Ecuador cuenta con 12 días de feriado (11 feriados nacionales y 1 por fiestas cívicas locales). Antes de la reforma, Ecuador contaba con 10 días de feriado¹⁶ al año no recuperables, pero los mismos no se trasladaban, independientemente del día de la semana en que se presenten.

Las horas de trabajo promedio semanales corresponden a los datos que refleja la Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) que realiza el

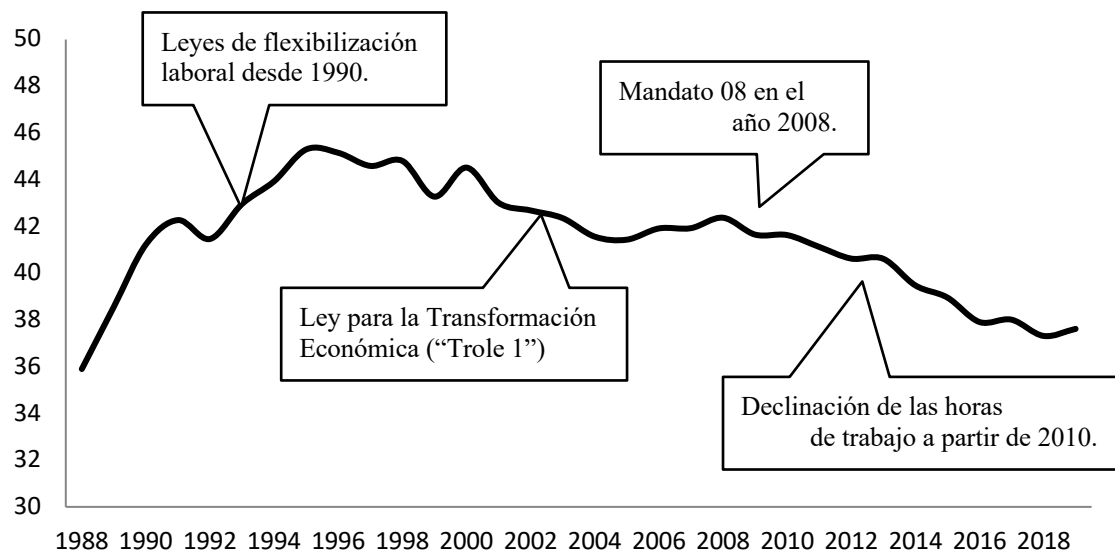
¹⁵ Los trabajadores tienen derecho a 15 días consecutivos de licencia. Los trabajadores que hayan trabajado durante más de cinco años en la misma empresa o con el mismo empleador tienen derecho a gozar de un día de vacaciones adicional por cada año trabajado o recibirán el valor monetario correspondiente.

¹⁶ Los trabajadores tienen derecho a disfrutar de 10 días festivos, que son los siguientes: 1 de enero, Viernes Santo, 1 de mayo, 24 de mayo, 10 de agosto, 9 de octubre, 2 y 3 de noviembre, 25 de diciembre y un día previsto por fiesta cívica local.

Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), las cuales no necesariamente incluyen horas extraordinarias ni regímenes de jornadas especiales (trabajo a medio tiempo y por horas). El comportamiento de las horas de trabajo semanales ha presentado cambios importantes en épocas de auge o recesión económica y también por otros efectos asociados a factores de oferta y demanda, como temas normativos en pro de mejorar la calidad del empleo como el Mandato 08¹⁷, con el cual fueron eliminadas la tercerización de servicios complementarios, la intermediación laboral y el sistema de contratación laboral por horas.¹⁸ Esta es una innovación frente a Aravena (2010) y Sandoval (2015), donde se utiliza para más de la mitad del solo la jornada laboral de 40 horas semanales cuando claramente se evidencia efectos importantes debido a las políticas aplicadas.

Figura 1. Horas trabajadas

Nivel de horas trabajadas semanales



Fuente: Estimaciones propias e INEC (Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo, diciembre 2019)

¹⁷ El 30 de abril de 2008 fue aprobado por el pleno de la Asamblea Nacional Constituyente.

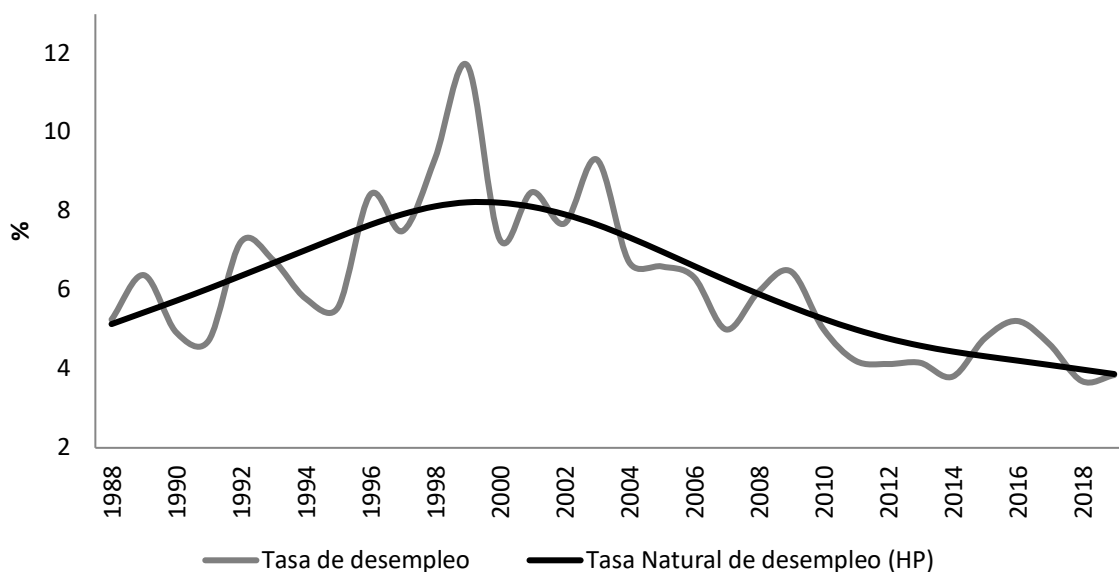
¹⁸ Reguladas por la Ley Reformativa al Código del Trabajo, del 23 de junio del 2006, conocida como Ley 2006-48.

El cálculo del número de ocupados se obtiene sobre la base de la población económicamente activa, descontando el número de desempleados. De manera general, para la estimación de la población económicamente activa se consideran los siguientes criterios: el primero es utilizar la información de la ENEMDU para el desarrollo de los indicadores: tasas de participación, empleo y desempleo; y el segundo consiste en incorporar datos correspondientes a fuerza de trabajo, considerando el corte de edad que plantea la fuente de datos¹⁹.

Cabe señalar que fue necesario realizar un ejercicio de retropolación de las series de desempleo urbana y nacional, en razón de que en el periodo de análisis considerado para esta investigación, se produjo un cambio metodológico en el marco conceptual para clasificar la estructura de la población en Ecuador según la condición de actividad²⁰, y también por la ausencia de medición del empleo con representatividad urbana y rural nacional antes del 2000.

¹⁹ La población económicamente activa en Ecuador considera a personas de 15 años y más que trabajaron al menos 1 hora en la semana de referencia o, aunque no trabajaron, tuvieron trabajo (empleados), y personas que no tenían empleo, pero estaban disponibles para trabajar y buscan empleo (desempleados).

²⁰ La pregunta para definir desocupados antes de 2007 hace referencia a las personas de 10 años y más que durante la semana de referencia no tenían empleo, pero que tomaron medidas concretas para buscar un empleo asalariado o independiente, y además estuvieron disponibles para trabajar en esa semana o en las cuatro semanas anteriores a la misma; mientras que después de 2007 la pregunta pasa a considerar a las personas de 15 años y más que durante la semana de referencia no tenían empleo, pero que tomaron medidas concretas para buscar un empleo asalariado o independiente, y además estuvieron disponibles para trabajar en esa semana o en las cuatro semanas anteriores a la misma. De esta manera, la retropolación de la tasa de desempleo urbana se realiza porque antes consideraba a personas de 10 años y más, y actualmente considera las de 15 años y más.

Figura 2. Serie y tendencia de la tasa de desempleo (%), periodo 1988-2019

Notas: Estimaciones propias entre 1988 y 2003; basadas en las tasas de desempleo abierto urbano del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). A partir del año 2003-2006 se utiliza el trabajo del INEC de Granda et al. (2017) y que estima una tasa de desempleo acorde con la metodología vigente a partir de 2007. Posteriormente se utilizan los tabulados de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo hasta diciembre de 2019.

Fuente: Estimaciones propias e INEC (Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo, diciembre 2019)

El presente ejercicio selecciona la tasa de desempleo nacional con el fin de considerar la metodología oficial vigente desde el año 2007. Desde 2003 al 2006 se utilizó el artículo de Granda et al. (2007), en el que se realiza un empalme de las series de desempleo de la ENEMDU, publicado en la Revista de Estadística y Metodologías del INEC²¹. Previo a este periodo se construyó la serie de desempleo abierto urbano para 15 años y más, y luego esta se retropoló al nivel nacional manteniendo las fluctuaciones para así obtener una serie larga y estimar la tasa natural de desempleo utilizando el filtro de Hodrick-Prescott.

²¹ Para más detalles revisar Granda et al. (2017).

El procedimiento de retropolación consistió en emplear las ENEMDU de Ecuador durante el periodo 2000-2003, con el propósito de obtener las tasas de desempleo urbanas y nacionales con los nuevos criterios metodológicos establecidos a partir del año 2007. Una vez obtenido el indicador de desempleo urbano desde 2003 se procedió a retropolar la serie histórica hasta 1988, utilizando las tasas de variación porcentual de la serie de desempleo abierto, y obtenida mediante la antigua metodología de cálculo; de esta manera la serie de desempleo nacional mantiene las fluctuaciones desempleo abierto urbano.

Estos procedimientos, junto con las estimaciones de indicadores de empleo realizados sobre las bases de datos de la ENEMDU, permiten reducir los efectos debido a los cambios metodológicos que ha presentado la encuesta desde 1988. De esta manera, se aproximan mejor al factor trabajo estimado en Aravena (2010), que considera los datos de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y mezcla indicadores nacionales con urbanos (antes del año 2000), sin realizar una diferenciación frente a la metodología utilizada en cada año. Por ejemplo, la tasa de desempleo urbana antes del 2007 consideraba a personas de 10 años y más, y actualmente considera las de 15 años y más. Por tanto, el ejercicio de Granda et al. (2017), que estima una tasa de desempleo acorde con la metodología vigente junto con la retropolación e incorporación de diferentes fuentes de variabilidad laboral revisadas en este estudio, permite una mejor aproximación al comportamiento del factor trabajo y su efecto en el producto para los años analizados.

3.4 Metodología de Hodrick-Prescott

Hodrick y Prescott (1980) construyen uno de los filtros más populares en lo que se refiere a la descomposición de series macroeconómicas en sus dos componentes: tendencia y ciclo. El método define a la suma de los cuadrados de las segundas diferencias como una medida de variabilidad del

componente permanente, buscando minimizar este componente para obtener el máximo suavizamiento de la serie en cuestión. El marco en el que descansa la metodología se define:

$$y_t = g_t + c_t, \text{ para } t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

Donde y_t es una serie cualquiera expresada como la suma de su tendencia g_t y componente cíclico c_t . El problema de minimización asociado es:

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \} \quad (8)$$

λ constituye parámetro de suavización, que sanciona la suma de las segundas diferencias del componente permanente (variabilidad de la tendencia). En la medida en que λ es suficientemente grande, se obtiene una tendencia más suave aproximada a un ajuste lineal, mientras que con un λ suficientemente pequeño se tendrá una tendencia más volátil, similar a la original (Giorno et al., 1995).

Este método, a más de ser el más empleado entre organismos estadísticos y especializados, cuenta con limitaciones en cuanto al parámetro de suavizamiento λ . Este parámetro por lo general se encuentra sujeto a la discrecionalidad del investigador, y a la vez, dicho parámetro no establece relaciones o explicaciones en el contexto de la teoría económica. Hodrick y Prescott sugieren parámetros de suavización de 100, 1600 y 14400 para datos anuales, trimestrales y mensuales respectivamente.

En el marco del presente estudio se emplea un valor λ de acuerdo con Ravn y Uhlig (2002), cuyo parámetro de suavizamiento se define:

$$\lambda_s = s^m \lambda_1 \quad (9)$$

Donde λ_s es el valor ajustado de λ , y s representa la ratio entre la frecuencia observada de la serie en un año respecto a una periodicidad trimestral. Fijar $m = 4$ representa una buena elección para garantizar independencia de la frecuencia temporal de datos (Ravn & Uhlig, 2002).

De esta manera, en la estimación del PIB potencial, el uso de este filtro supone que la variabilidad del producto es relativamente estable en el corto plazo; principalmente porque los factores trabajo y capital son relativamente constantes (Canals, 2013) y los cambios tecnológicos son lentos (Beveridge y Nelson, 1981).

En el presente estudio se hace uso de los parámetros λ estimados para la economía ecuatoriana en el trabajo de Gachet et al. (2009) y la metodología de estimación de dos etapas, que es usualmente utilizada para este tipo de análisis (Parra, 2008 y Agenor et al., 2000). La ventaja de esta técnica radica en que hace uso de un método relativamente sencillo cuya serie empleada es el PIB real. Así también, cuenta con la ventaja de poder comparar el PIB potencial entre países debido a que la metodología homologa la forma de cálculo.

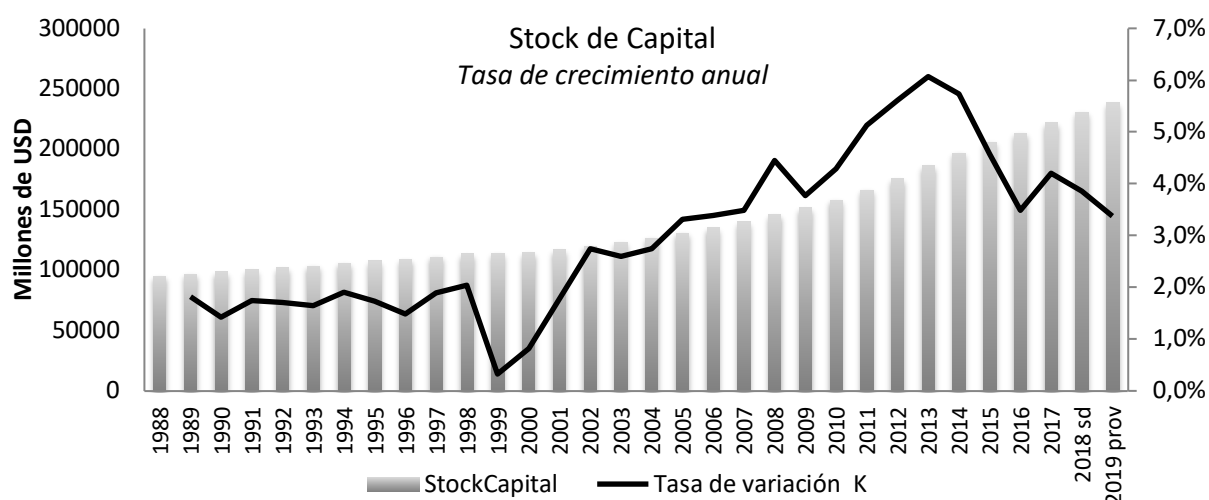
4. Resultados para la economía ecuatoriana

El stock de capital de los activos productivos disponibles en la economía considera la serie de Cadena (2016), y se continúa la reconstrucción a partir de 2018 mediante la ecuación N.7. Los principales activos productivos son construcción y maquinaria, y equipo, los cuales de acuerdo con OECD (2009) se consideran con vidas medias respectivamente de entre 50 y 15 años (Cadena, 2016).²²

²² El resto de activos productivos consideran una vida media de 10 años. Los otros activos representaron 8% de la FBKF en el año 2019.

Con la finalidad de estimar el flujo de servicios de capital, se recoge el efecto de las variaciones en el uso de la capacidad instalada a lo largo del ciclo económico. En razón de que esta variable es difícil de medir, las variaciones en el uso de la capacidad instalada se aproximan mediante las series de desempleo mencionadas. El stock de capital estimado²³ para la economía ecuatoriana en el periodo 1980-2019 es el siguiente:

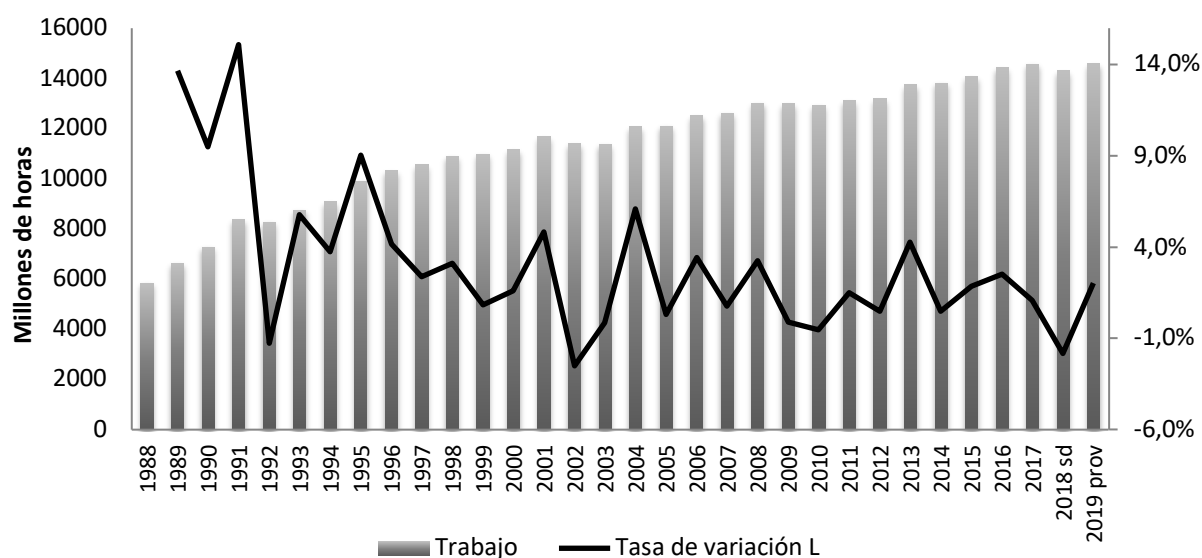
Figura 3. Stock de capital, periodo 1980-2019



Fuente: Banco Central del Ecuador (BCE), Cuentas Nacionales Anuales, TOU Serie: 2007-2018(p).

El empleo a su nivel potencial se calcula sobre la base de la población económicamente activa, en cada una de las series descritas en la sección anterior, descontando la tasa natural de desempleo tendencial, la cual se estima mediante un filtro de Hodrick-Prescott.

²³ Para la estimación se emplearon datos relacionados con la Formación Bruta de Capital Fijo (FBK) y del Producto Interno Bruto (PIB). Se emplean datos reales (precios constantes de 2007) hasta el año 2019 para la FBK y para el PIB. Subsecuentemente, se suaviza la serie del PIB y se calcula el capital potencial.

Figura 4. Factor trabajo, periodo 1980-2019²⁴

Fuente: Banco Central del Ecuador (BCE), estimaciones propias e INEC (Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo, diciembre 2019)

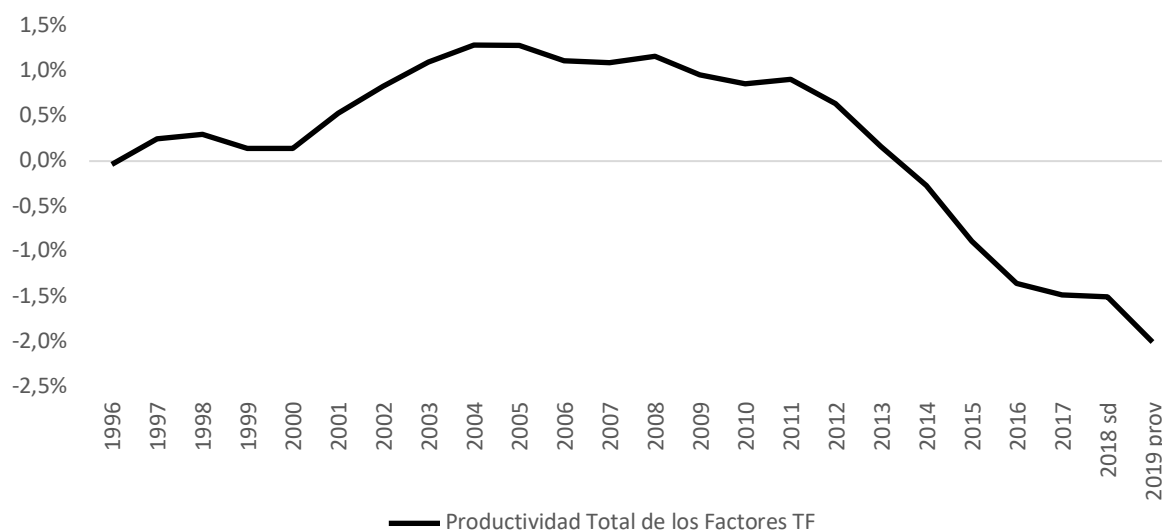
La productividad total de los factores se obtiene de la diferencia entre las tasas de variación del producto interno bruto observado en relación con el factor trabajo (horas efectivamente trabajadas) y el factor capital (stock de capital corregido por costo de uso), tomando en cuenta la participación de los factores de trabajo α y capital $1-\alpha$ de acuerdo con los cuadros económicos integrados del Banco Central del Ecuador y en concordancia con Astorga y Valle (2003).

Antes del 2007 se considera la participación del año base, luego se toman los valores de las Tablas Oferta Utilización 2007-2018 y se mantiene la participación del último año de manera posterior (para ver en detalle las participaciones revisar el Anexo 1). Es importante resaltar que a partir del año 2014 la productividad total de los factores (PTF) presentó valores negativos de

²⁴ Los datos hasta 2019 son observados. Cabe señalar que en el año 2018 se dio una reducción de la muestra. Esto marcó una reducción en la PEA, y de acuerdo con la encuesta se encontró que se incrementaron los jubilados en la PEI en un 18,5 % en el año 2018.

acuerdo con la metodología de función de producción. Este comportamiento estuvo asociado a una serie de factores externos e internos que no son capturados por los factores trabajo y capital.

Figura 5. Productividad total de los factores, periodo 1996-2019

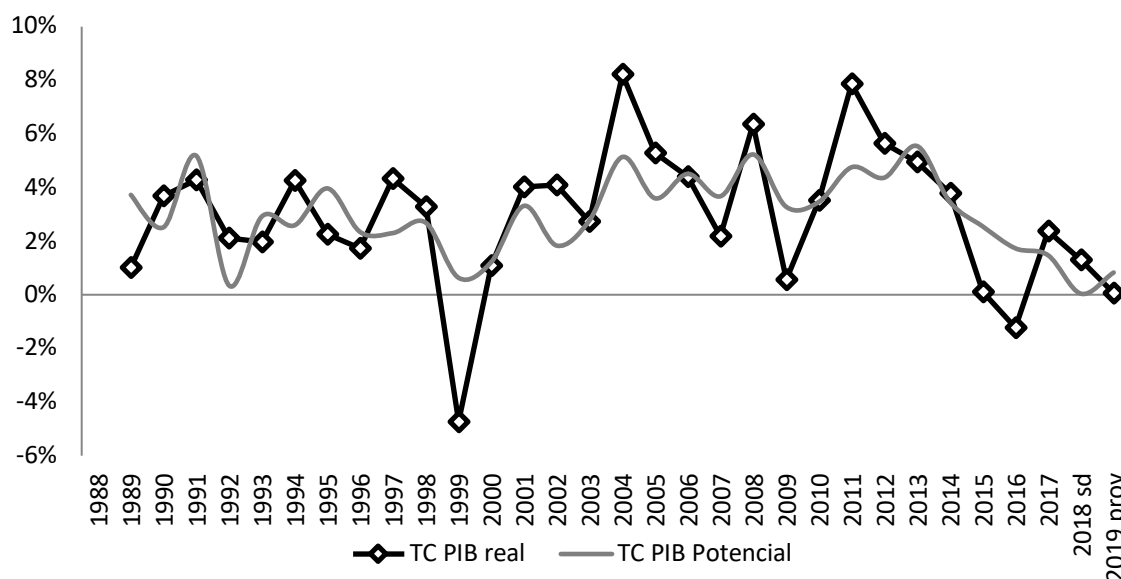


Fuente: Estimaciones propias y Banco Central del Ecuador (BCE).

Entre estos elementos se destaca el incremento de políticas educativas, el cual, si bien genera un incremento de capacidades en el talento humano, temporalmente implica una reducción en la PEA. Por otra parte, se empezó a evidenciar una serie de shocks internos y externos en este periodo como la caída de los precios del petróleo desde mediados de 2014, la apreciación del dólar junto con la devaluación de las monedas de socios comerciales, lo cual limitaba la competitividad del país. A este efecto le siguió la implementación de la salvaguardia, lo cual generó efectos en la demanda y la oferta por el incremento de precios de insumos y bienes finales de origen externo. A esto se sumaron los efectos del terremoto del 16 de abril de 2016; este elemento termina considerándose en el PTF como residuo. Por último, durante este periodo se mantuvo un menor ritmo de inversión tanto pública como privada.

4.1. Estimación del PIB potencial

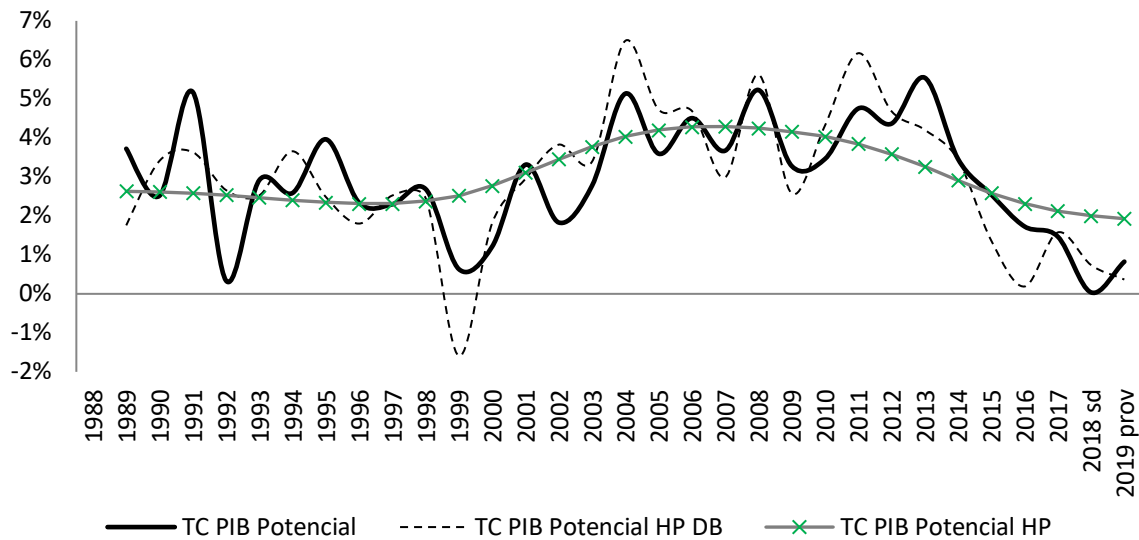
Los resultados de la metodología empleada muestran las estimaciones del crecimiento potencial de Ecuador en el periodo 1989-2019 sobre la base de la información observada. Se pueden apreciar periodos en los que el crecimiento real supera su potencial. Así también, en las últimas dos décadas se evidencia variabilidad alrededor de periodos de crisis. Las tasas de crecimiento potencial se han movido desde un 2.4% en promedio durante los años noventa, a tasas que giran en torno al 3.2% en la última década. Este aumento fue principalmente resultado de los incrementos en la productividad del capital y del trabajo en diferentes momentos a lo largo de la década. Las altas tasas de inversión en la última década fueron el factor fundamental para explicar el fuerte aumento de la tasa de crecimiento potencial, sobre todo desde el año 2004, permitiendo un crecimiento efectivo por sobre su potencial. Así también, cabe mencionar que en los periodos 1995-1999 y 2005-2009 el crecimiento del PIB efectivo cayó por debajo de su potencial. Esto se relaciona con la fuerte crisis financiera de finales de milenio y la crisis internacional que comenzó a fines de 2008. Para el periodo pos crisis de 2008, los episodios de contracción fueron seguidos por periodos en los que el producto real superó el crecimiento del potencial; no obstante, después de la contracción a partir de 2014, el producto real se encontró por debajo de su potencial, indicando la limitada capacidad de resiliencia de la economía ante shocks internos y externos.

Figura 6. Crecimiento del PIB potencial a largo plazo

Fuente: BCE y estimaciones propias.

En la misma línea, el PIB potencial estimado por el filtro de Hodrick-Prescott (HP) presenta un comportamiento más suave respecto al estimado por el modelo estructural. Se observa que su comportamiento no coincide completamente con la estimación estructural cuando se considera un λ de 100; sin embargo, cuando se utilizan los parámetros para alta y baja frecuencia estimados en Gachet et al. (2009) para el caso ecuatoriano en una estimación de filtro HP doble banda, la aproximación de los resultados son más cercanos a la metodología de función de producción. En los últimos años de estimación se observa cierta convergencia de los resultados. Dado que este filtro no excluye perturbaciones de alta frecuencia (corto plazo), suele sobrestimar o subestimar los resultados de las puntas, es decir de inicio o fin de periodo. No obstante, la estimación por filtro de Hodrick-Prescott puede servir de guía para la estimación del potencial económico sobre todo en los periodos intermedios de la estimación.

Figura 7. Crecimiento del PIB potencial a largo plazo metodología función de producción y aproximaciones con filtros Hodrick-Prescott



Nota: La estimación de Hodrick-Prescott de doble banda considera para el caso de series anuales un valor pequeño de $\lambda = 0.11$ (remueve fluctuaciones de mediana y baja frecuencias), y un segundo ciclo estimado mediante un filtro HP con un valor alto de $\lambda = 2.91$ (remueve fluctuaciones de baja frecuencia) de acuerdo con Gachet et al. (2009)

Fuente: BCE y estimaciones propias.

4.2. Contabilidad de crecimiento potencial, 1990 – 2019

El ejercicio de contabilidad del crecimiento identifica los factores que subyacen al crecimiento económico debido a que muestra la importancia relativa de la acumulación de los factores de producción, capital y trabajo, así como de la productividad total de los factores.

A continuación, se presenta la estimación de dos variables latentes, no observadas, cuya influencia sobre la economía guían procesos de auge o depresión: el PIB potencial y la brecha de producto. En el corto plazo, la medición del tamaño y persistencia de la brecha otorgan una guía adecuada para influir sobre la oferta y demanda agregadas y controlar presiones

inflacionarias. En el mediano plazo, medir el PIB potencial otorga una guía adecuada sobre las capacidades de oferta en la economía y, por tanto, avizora un camino sustentable no inflacionario sobre la producción y el empleo.

Sobre la base de lo expuesto en párrafos anteriores, en los que se considera información efectiva hasta el año 2019, a continuación se detallan los resultados del crecimiento económico potencial promedio.

Tabla 1. Contribuciones de las fuentes de crecimiento

	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019
PIB potencial	2.7%	2.4%	2.9%	4.1%	4.3%	1.3%
Contribución al crecimiento potencial						
Capital	1.1%	1.0%	1.4%	2.4%	3.4%	2.3%
Empleo	2.2%	1.3%	0.7%	0.5%	0.5%	0.5%
PTF	-0.6%	0.1%	0.8%	1.1%	0.5%	-1.4%
PIB real	3.3%	1.4%	4.0%	3.8%	5.2%	0.5%
Brecha de Producto	-1.2%	-2.0%	-0.6%	0.4%	1.5%	-1.7%

Fuente: Banco Central del Ecuador y estimaciones propias.

La contribución de los factores del crecimiento permite observar cómo el Ecuador evidenció cambios en su estructura económica. De esta forma, se puede ver que entre 1990 y 1994 la acumulación del capital y sobre todo los aumentos del factor trabajo han sido parte importante del crecimiento económico. En este lustro, la inflación anual promedio fue de 45%²⁵ y la cuenta corriente creció levemente, en un 0.38%²⁶ en promedio, y se promulgó la Ley de Modernización del Estado, la cual generó la liberalización económica ecuatoriana, desregularización y apertura de los mercados. Sin embargo, los

²⁵ Datos de inflación anual promedio tomados del Instituto Nacional de Estadístico y Censos. Serie Histórica IPC. Agosto 2019.

²⁶ Cifras de Cuenta Corriente tomadas del Banco Central del Ecuador. Información Estadística Mensual. Diciembre de 1996. No 1731, para el período 1990-1994 y de marzo de 2018. No 1993 para los períodos posteriores.

niveles de deuda hicieron necesaria la negociación del Acuerdo de Brady, en el que se materializaba la reestructuración y la reducción de la deuda externa del país con acreedores privados.

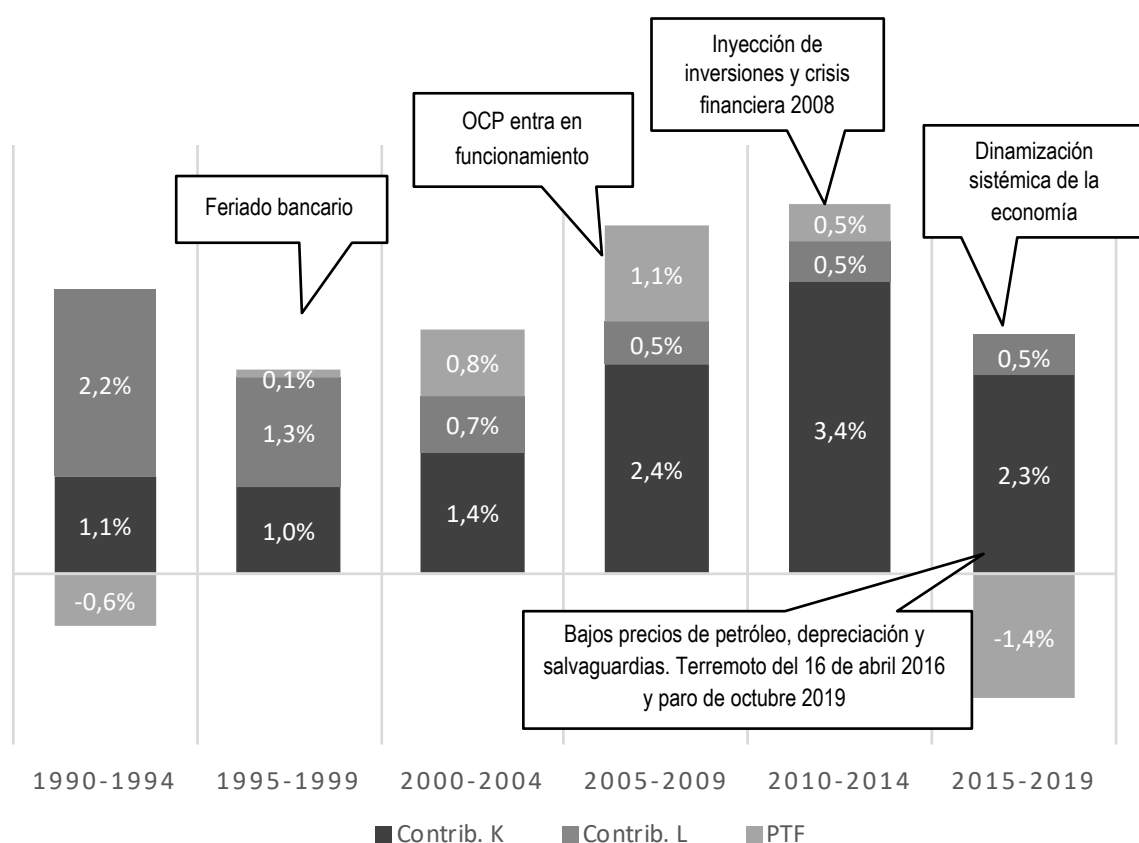
También en el último lustro de los 90 destaca una participación importante del factor trabajo, disminuyendo levemente la acumulación del capital. En esta década se observa un crecimiento respecto al PIB potencial en la primera mitad del decenio, pero se ve también una caída en comparación con finales de los 90. Este comportamiento estuvo marcado por eventos como el Fenómeno de El Niño en el año 1997, que desestabilizó la producción y comercialización debido a la destrucción de los canales de comercialización e infraestructura social. Este efecto alteró el ciclo económico, la solvencia del sistema financiero, generó tendencias negativas con respecto a la evolución de la inflación y agravó la estabilidad macroeconómica.

A esto se sumó el inicio de la grave crisis financiera de finales de los 90 e inicios de milenio, en la que se evidenció la dificultad con respecto a liquidez por parte de la banca e instituciones financieras. La inflación anual promedio fue de 33% y se observó una contracción promedio en cuenta corriente de -24%, indicadores que muestran desaceleración en la demanda y por tanto en el producto, y que la economía realizó mayores pagos monetarios con el mundo que los que su capacidad de renta permitían.

En marzo de 1999 se decretó el feriado bancario y congelamiento de los depósitos que desató la incertidumbre, la desconfianza de los agentes económicos y la inestabilidad del sistema financiero. El consumo de los hogares experimentó una fuerte contracción, ya que la demanda de la población se vio afectada por la inestabilidad del sistema financiero, el escaso incremento salarial y el desempleo. La depreciación del tipo de cambio repercutió en el comportamiento del sector externo; esto se evidenció en una caída de las importaciones de bienes y servicios del 39%. La inflación a diciembre de 1999 se registró en 60.7%, siendo mayor en 17pp a la que se

registró en 1998 (43.4%). El comportamiento de los precios tuvo un movimiento por fuera de su tendencia, creando un ambiente de incertidumbre y de baja credibilidad en el manejo de política gubernamental.

Figura 8. Contribución de los factores al Crecimiento del PIB potencial de largo plazo metodología función de producción



Fuente: Banco Central del Ecuador y estimaciones propias.

En el primer lustro de 2000 se observa una leve caída en el crecimiento de la PTF (-0.59%) y del factor trabajo; no así el capital que mostró una leve recuperación respecto al lustro previo. Cabe mencionar que, debido a la adopción de la dolarización como sistema monetario oficial, la inflación anual promedio fue de un 32%, levemente inferior a la del periodo previo, pero que junto a la recuperación del factor capital coadyuvó a lograr la segunda tasa promedio más alta de crecimiento de PIB real, superando al PIB potencial

(reduciendo el margen negativo de la brecha). Así también, la cuenta corriente se recuperó con un decrecimiento de -0.06%, cifra que da cuenta del periodo de recuperación post crisis por el que pasó la economía en este lustro.

A finales de 2009, la brecha tiende a cerrarse por uso intensivo del factor capital y mejoras en productividad; no así en relación con el factor trabajo. Incluso, la inflación anual promedio fue de solo 4% y la cuenta corriente se recuperó respecto al periodo previo con un decrecimiento promedio en el periodo de -0.02%. En esta fase la PTF fue la segunda más alta del periodo analizado. Esto indica que hay otros factores que no son capturados por los factores de trabajo y capital, pues se evidenció una mejora sistémica en una serie de indicadores económicos y sociales que podrían en parte estar asociados a los precios del petróleo (WTI), que pasó de \$31 entre 2000-2004 a más del doble entre 2005-2009 con \$71 en promedio, los cuales incidieron en la mejora no solo del capital sino también del gasto en educación, salud y sector social. Además, se utilizaron los recursos de los fondos de estabilización para atenuar los efectos de la crisis financiera mundial del año 2008.

Mientras tanto, durante el inicio de la última década, la contribución al proceso de crecimiento y la acumulación del capital empezaron a ser importantes, sin dejar de lado el aporte del factor trabajo. El crecimiento promedio del PIB potencial fue del 4.3%, entre 2010 y 2014, con una brecha del 1.5%. Este comportamiento se sostuvo principalmente en la acumulación del capital, cuyo aporte se incrementa durante la segunda parte de la década. La formación bruta de capital fijo se dinamizó debido a los incrementos acelerados de la inversión pública asociado a los altos precios de petróleo WTI, cerca de \$91 en promedio durante este periodo. Estos elementos generaron un efecto sistémico en el crecimiento económico incidiendo de manera considerable en la PTF. Además, debido a un uso intensivo de capital sobre el trabajo, se podría decir que la inflación no se aceleró en este periodo; de

hecho, la inflación anual tuvo un promedio de 3.9%, levemente inferior a la del periodo previo.

En la tabla 1, se observa que en los periodos 1990-1994 y 2015-2019, el aporte de la productividad al crecimiento fue negativo. Este resultado no debe ser entendido como una regresión tecnológica, si bien puede estar asociada a una pérdida de eficiencia o a cambios en la estructura productiva de la región de acuerdo con Aravena, (2010). Es importante tener en cuenta que el enfoque de contabilidad del crecimiento intenta explicar las diferencias de ingreso con base en diferencias observables en sus stocks de capital físico y humano. No obstante, se encuentra que los factores observables pueden explicar típicamente menos del 40% de las diferencias de niveles de desarrollo entre países (Hall y Jones, 1999; Caselli, 2005). El 60% restante correspondería a la productividad total de factores (PTF), que se puede entender como el “residuo”²⁷, la parte del producto que no puede explicarse con el nivel de factores productivos, por ejemplo shocks internos y externos. Por tanto, dada la importancia relativa de la PTF y el escaso entendimiento sobre sus determinantes, su estudio se ha convertido en prioridad de investigación (Lagarde, 2017).

Finalmente, para el periodo 2015-2019 se estima un crecimiento bajo respecto al primer lustro de la década, junto con una brecha negativa de producto (-1.58%). Este resultado obedece a la caída de los precios del petróleo de mediados de 2014, la apreciación del dólar que limita la competitividad del país, el terremoto sufrido el 16 de abril de 2016, la disminución de la inversión y el paro nacional de octubre de 2019. En tal razón, la brecha negativa se puede explicar por las caídas en el uso del capital y la productividad factorial. Esto muestra que los efectos adversos que no se capturan por trabajo y capital son un componente importante en este lustro. Así mismo, esta brecha negativa es acompañada por una inflación anual promedio²⁸ de 1.2%, implicando una

²⁷ A la PTF se le suele llamar “la medida de nuestra ignorancia” (Caselli, 2005).

²⁸ Dato calculado con las inflaciones anuales promedio de 2015-2019.

desaceleración en el nivel de precios respecto al periodo previo. Este resultado muestra participaciones menores del capital y de productividad factorial y por tanto de la actividad, causando afectación al factor trabajo, y con una brecha negativa que da señales de la necesidad de incentivar los niveles de producción y consumo hasta que lleguen a su uso normal.

4.3. Crecimiento Potencial en Ecuador, 2020-2024

A continuación, se presentan los resultados del crecimiento potencial bajo un conjunto de supuestos sobre la evolución de los factores de producción para poder estimar la senda de crecimiento potencial para la próxima década. Esto es, la estimación comprende el periodo 2020-2024. Hasta el año 2020 se consideran las previsiones efectuadas por el Banco Central del Ecuador²⁹. A partir de esta fecha, la tasa de crecimiento del PIB potencial se obtiene de la proyección de cada uno de sus factores, capital, empleo y productividad total de los factores (PTF).

Se tomaron en cuenta algunos supuestos que consideran las proyecciones de crecimiento económico realizadas por el Banco Central del Ecuador para el año 2020 y proyecciones de población por parte del Instituto nacional de estadística y censos hasta 2024 por parte del INEC. En la misma línea, con el fin de construir escenarios plausibles se tomaron ciertos lineamientos con base en reportes macroeconómicos como el World Economic Outlook (WEO) del Fondo Monetario Internacional a octubre y el informe de Perspectivas económicas mundiales del Banco Mundial a junio del año 2020. Las proyecciones emplean los mismos lineamientos de la metodología previamente desarrollada. Se incorporan los siguientes supuestos:

- Stock de capital crece en promedio en 1.8% (2020-2024)

²⁹ El PIB de 2020 es publicado dentro del Boletín de Información Estadística Mensual No. 2020. Junio 2020. Ver en detalle en: <https://www.bce.fin.ec/index.php/boletines-de-prensa-archivo/item/1369-el-covid-19-pasa-factura-a-la-economia-ecuatoriana-decrecera-entre-7-3-y-9-6-en-2020>

- La FBFK cae en 14% en 2020 de acuerdo con las previsiones del BCE.
- Para 2021 se considera el comportamiento promedio de los últimos 5 años (3%), lo cual contemplaría un efecto rebote en cierta medida como sucede con otras economías emergentes.
- Posteriormente se considera el promedio de los últimos 5 años previos al 2020 que mantiene el efecto COVID-19, reflejando un ritmo moderado de recuperación.
- El factor trabajo en la economía crece en un promedio de 0.9% (2020-2024)
- Para la tasa natural de desempleo se considera una reducción de 2 puntos porcentuales para el año 2020 y 2021, asociada a la variación de los pronósticos de desempleo por el COVID-19, y luego del 2021 se recupera en 1 punto porcentual.
- Se utilizan las proyecciones de población total y la población en edad de trabajar (PET) del INEC y el SNI (Sistema Nacional de Información)³⁰, y se mantiene la tasa de participación global en 65%.
- La participación del capital y trabajo se mantienen en 40,6% y 59,4%, respectivamente.
- Se mantiene la participación del capital y el trabajo. El capital por tratarse de un recurso productivo fijo no puede ajustarse de manera flexible como el trabajo, ante embates exógenos o de cambio sobre la producción.
- La PTF considera medias móviles de los últimos 5 años (-2.1% en promedio)³¹. Además, esta evoluciona de manera relativamente lenta a razón de que cambios tecnológicos o productivos en la producción suelen tomar tiempo en ocurrir y adaptarse en la producción. De esta manera, el uso de un promedio móvil puede ajustar relativamente bien la evolución futura del capital.

A continuación se presentan los principales resultados de la estimación del crecimiento del producto potencial promedio por lustros, obtenidos a partir de

³⁰ Proyecciones Referenciales de Población a Nivel Cantonal 2010-2030. Consultado en: <https://sni.gob.ec/proyecciones-y-estudios-demograficos>

³¹ El uso de medias móviles permite eliminar ruidos o fluctuaciones volátiles en la serie, y a la vez es adecuado para extrapolar un comportamiento a largo plazo de la serie.

la aplicación de la metodología de medición del crecimiento para el periodo 2020-2024.

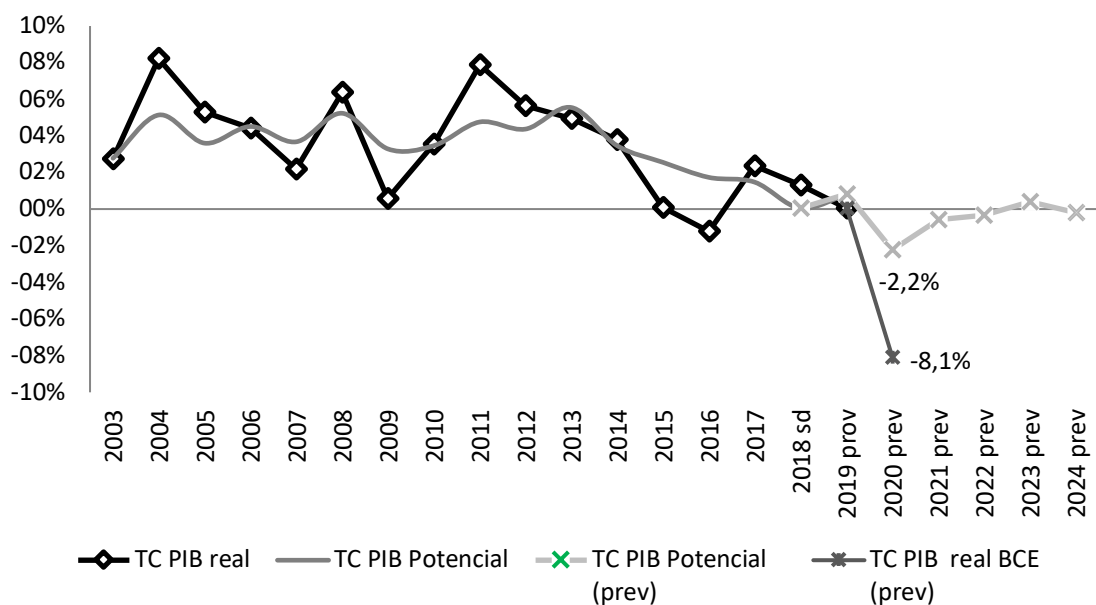
Tabla 2. Proyecciones de crecimiento potencial

	2020-2024
PIB potencial	-0.6%
Contribución al crecimiento potencial	
Capital	1.1%
Empleo	0.4%
PTF	-2.1%
PIB real 2020 (prev)	-8.1%

Fuente: Estimaciones propias de acuerdo con el modelo empleado y los supuestos enunciados.

De esta manera, se puede estimar una senda de crecimiento para el PIB potencial que bordea el -0.6% en promedio hasta el año 2024. Así también se estiman crecimientos positivos promedio para el capital y trabajo de 1.1% y 0.4%. Esto iría acompañado de tasas de productividad inferiores al -2.1%. Es remarcable que el residuo o PTF es el que contribuye en mayor medida, pues los efectos producto del COVID-19 a nivel nacional van más allá del impacto directo de la reducción de las plazas de trabajo, la disminución de la calidad del empleo y las fuertes caídas en la inversión pública y privada.

Figura 9. Proyección crecimiento del PIB potencial a largo plazo



Fuente: Banco Central del Ecuador y estimaciones propias.

Es necesario revisar el comportamiento del producto potencial, pues cuando el producto no supera su potencial, los factores productivos se encuentran inactivos, pudiendo tratarse del inicio de ciclos depresivos en la economía y deben ser contrarrestados con políticas que permitan una recuperación sostenible de la senda de crecimiento posterior al escenario post COVID-19, aprovechando de la mejor manera la capacidad productiva (con base en trabajo y capital).

5. Conclusiones

Este estudio aborda la estimación del PIB potencial de la economía ecuatoriana utilizando la metodología de función de producción de Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala. La ventaja principal de este método frente a los puramente estadísticos es que permite analizar los determinantes del crecimiento potencial, distinguiendo entre las contribuciones relativas de la tecnología, el factor trabajo y el capital.

De acuerdo con la metodología propuesta en este estudio, el crecimiento del producto potencial de la economía ecuatoriana se situó en alrededor de 2.4% en promedio para el periodo 1995-1999 (el PIB real creció en 1.4%), mientras que en la década 2000-2009 el producto potencial creció a razón de 3.5% en promedio (el PIB real creció en 3.9%). En el periodo 2010-2014 se estimó un crecimiento potencial de 4.3% (el PIB real creció en 5.2%). Esto muestra un crecimiento sostenido en los altos precios de petróleo, que permitieron el uso intensivo de inversión en capital (el Stock de Capital contribuyó en 3.4%).

Entre 2015-2019 se estimó un crecimiento potencial de 1.8% (el PIB real creció en 0.5%). Esta caída se originó por reducciones en la productividad y contracción del factor capital como consecuencia de diversos factores exógenos y endógenos, como la disminución en el precio del petróleo a mediados de 2014 (que provocó menor inversión en capital), el terremoto del 16 de abril de 2016, la salvaguardia por balanza de pagos en 2015, el paro nacional de octubre 2019, entre otros.

Por último, el crecimiento potencial para el siguiente lustro 2020-2024 se estima en -0.6% en promedio. La caída se debería al impacto de los efectos del COVID-19 en 2020 y 2021 sobre el factor trabajo, y el capital y el tiempo requeridos para la recuperación. La contribución del PTF es del -2.1%, el factor trabajo 0.4% y el factor capital 1.1%. Este escenario, si bien está en línea con los reportes macroeconómicos del FMI y Banco Mundial, podría ir modulándose

dependiendo de la recuperación de las economías de los socios comerciales y de cómo se inviertan los créditos por parte de los organismos multilaterales. Estos elementos podrían acelerar o ralentizar el escenario de recuperación de la economía.

Cabe resaltar que la estimación del producto potencial está sujeta a un elevado grado de incertidumbre, dado que requiere un conjunto muy amplio de información y la realización de supuestos simplificadores. Esta incertidumbre es especialmente elevada en entornos de crisis, en los que se hace difícil determinar sus posibles efectos sobre el nivel del producto potencial y sobre su tasa de crecimiento en el futuro. Así también, debido a la caracterización primario exportadora de Ecuador y su grado de apertura, la trayectoria de crecimiento potencial puede verse limitada y su sendero modificarse.

Es importante considerar que si el producto real no supera su potencial, los factores productivos se encuentran inactivos, pudiendo ser el inicio de ciclos depresivos en la economía. De ahí que, las estimaciones presentadas sirven como insumo para diseñar políticas que permitan contrarrestar ciclos recesivos, considerando los efectos del COVID-19 a fin de trazar una senda sostenible de crecimiento futuro. Adicionalmente, se debe buscar no exceder al producto potencial, pues superar el crecimiento potencial continuamente implica sobreexplotación y desgaste acelerado de los factores de producción, sin dejar de lado presiones inflacionarias.

Finalmente, en términos del aporte de los factores al crecimiento, los resultados son consistentes con los obtenidos en otros ejercicios de contabilidad de crecimiento. Muchos países experimentaron cambios en su estructura económica, lo que se tradujo en que parte importante del crecimiento económico obedeció a la acumulación del capital, productividad y leves incrementos del factor trabajo.

En futuras investigaciones sería importante complementar con estudios que permitan encontrar factores explicativos asociados a la productividad total de los factores (PTF) pues al momento, este es un elemento de residuo que captura elementos tecnológicos y de innovación. Además, se recomienda continuar con el desarrollo de investigaciones sobre la brecha del producto y el PIB potencial con metodologías que permitan fortalecer los elementos que lo componen, como la tasa natural de desempleo e ir afinando la forma de cálculo de factores como el capital humano y los recursos naturales.

Bibliografía

- Aravena, C.** (2010). *Estimación del crecimiento potencial de América Latina*. Santiago de Chile: CEPAL - División de Desarrollo Económico.
- Aravena, C., Jofré, J., & Villarreal, F.** (2009). *Estimación de Servicios de Capital y Productividad para América Latina*. Serie de estudios estadísticos y prospectivos 68, 42.
- Astorga, A., & Valle, A.** (2003). Estimación del PIB potencial para el caso del Ecuador. Quito: *Cuestiones Económicas*, Vol. 19, No. 2:3.
- Banco Central del Ecuador, BCE.** (2020). Cuadros Económicos Integrados (CEI). Recuperado el 30/08/2020, de:
<https://www.bce.fin.ec/index.php/informacioneconomica/sector-real>
- Banco Central del Ecuador.** (2020). Balanza de Pagos Analítica. Recuperado el 30/08/2020, de:
<https://contenido.bce.fin.ec/documentos/Estadisticas/SectorExterno/BalanzaPagos/indice.htm>
- Banco Central del Ecuador.** (2020). Formación Bruta de Capital Fijo. Recuperado el 30/08/2020 de:
<https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Catalogo/CuentasNacionales/Anuales/Dolares/indiceFBKF.htm>

- Beveridge, S., & Nelson, C.** (1981). A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7.
- Bureau of Economic Analysis.** (2003). *Fixed Assets and Consumer Durable Goods in the United States, 1925-97*. Washington DC: U.S. Government Printing Office.
- Cadena, M.** (2016) *Calculo del stock y consumo de capital fijo*. Banco Central del Ecuador. Consultoría CDC-BCE-012-2016
- Caselli, F.** (2005), *Accounting for Cross-Country Income Differences*. Handbook of Economic Growth, en: P. Aghion y S. Durlauf (ed.), Handbook of Economic Growth, vol. 1(1): 679-741.
- Canals, C.** (2013). *Dossier: PIB potencial, un concepto clave pero difuso*. Barcelona: Departamento de Economía Internacional, Área de Estudios y Análisis Económico, "La Caixa".
- Congressional Budget Office, CBO.** (2004). *A Summary of Alternative Methods for Estimating Potential GDP*. Washington DC: The Congress of the United States - Background Paper.
- De Masi, P. R.** (1997). *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*. Washington DC: International Monetary Fund .
- Easterly, W., & Levine, R.** (2001). It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *The World Bank Economic Review*, 15(2), 177-219.
- Escobar, H., & Cuartas, V.** (1996). *Capital humano y trabajo*. Santafé de Bogotá: Diccionario Económico-Financiero.
- Fraumeni, B.** (1997). The Measurement of Depreciation in the U.S. National Income and Product Accounts. *Survey of Current Business*, 7-23.
- Gachet, I., Maldonado, D., Oliva, N. y Ramirez J.** (2013) Hechos estilizados de la economía ecuatoriana: El ciclo económico 1965-2008, *Revista Fiscalidad* 6, pp. 59-122
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., & Van den Noord, P.** (1995). Potential output, output gaps and structural budget balances. *OECD Economic Studies*, 24(1), pp. 167-209.

- Granda, C., Feijoó, E., Patiño, C., & Palacios, J. C.** (2017). Empalme de las series de desempleo de la ENEMDU para el periodo 2003 - 2006. *Revista de Estadística y Metodologías*, 3, 75–101.
- Instituto Nacional De Estadísticas Y Censos.** (2020). Serie Histórica IPC – Agosto 2020. Recuperado el 05/09/2020, de <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/indice-de-precios-al-consumidor/>
- Hall, R. y C.I. Jones** (1999), "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114(1): 83-116.
- Harberger, A. C.** (1978). Perspective on capital and technology in less-developed countries. *Contemporary Economic Analysis: Papers Pres. at the (Annual) Conference of the Association of University Teachers of Economics April 1977*, pp.15-40. London: Croom Helm
- Hodrick R., J., & Prescott E., C.** (1980). Post-War U.S. business cycles: an empirical investigation. *Carnegie-Mellon University Discussion Paper No. 451*, 12.
- Hofman, A., & Villarreal, F.** (2006). *Past, Present and Future of Economic Growth in Latin America*. Chile
- Hulten C., R., & Wykoff F., C.** (1981b). The Estimation of Economic Depreciation using Vintage Assets Prices: An Application of the Box-Cox Power Transformation. *Journal of Econometrics*, 367-396.
- Hulten C., R., & Wykoff, F. C.** (1981a). Economic Depreciation and the Taxation of Structures in United States Manufacturing Industries: An Empirical Analysis. En Usher (Ed.), *The Measurement of Capital* (83-120.). Chicago: University of Chicago Press.
- International Monetary Fund.** (2020). World Economic Outlook: A Long and Difficult Ascent. Washington, DC, October.
- Lagarde, C.** (2017), "Reinvigorating Productivity Growth". <https://www.imf.org/en/News/Articles/2017/04/03/sp040317-reinvigorating-productivity-growth>
- Marconi, S., & Samaniego, P.** (1995). *Una aproximación al cálculo del producto potencial para el Ecuador*. Quito: Banco Central del Ecuador.

- Ministerio de Economía y Finanzas, MEF.** (2020). *Directrices para la Proforma del Presupuesto General del Estado 2020*. Recuperado el 30/08/2020 de: <https://www.planificacion.gob.ec/directrices-proforma-2020/>
- Nehru, V., y Dhareshwar, A.** (1993). A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results. *Revista de Análisis Económico*, 8(1), pp.37 - 59.
- OECD Department of Economics and Statistics.** (1991). *Flows and stocks of fixed capital (1969 -1989)*. Pennsylvania: OECD Publications and Information Center.
- OECD** (2008). *Revisions of Quarterly Output Gap Estimates for 15 OECD Member Countries*. Revisions Analysis
- OECD** (2009). *Measuring Capital*. OECD Manual. *Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services*. París: OECD Publications and Information Center.
- Okun, A.** (1983). Potential GNP: Its Measurement and Significances. *Economics for Policy Making, Selected Essays of Arthur M. Okun*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Okun, A. M.** (1962). Potential GNP, its measurement and significance. *Cowles Foundation*, pp. 89-104.
- Pichette, L., St-Amant, P., Tomlin, B., & Anoma, K.** (2015). *Measuring Potential Output at the Bank of Canada: The Extended Multivariate Filter and the Integrated Framework*. Bank of Canada.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H.** (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84 (2)(May), 371–380.
- Sala-I-Martin, X.** (2000). *Lecture Notes on Economic Growth, Second Edition*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Sandoval, F.** (2015). *Estimación del crecimiento potencial del Ecuador*. Quito: Escuela Politécnica Nacional. Tesis de Grado.
- Solow, M.** (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1., pp. 65-94.

- Stiglitz, J.** (1974). Growth with Exhaustible Resources: Efficient and Optimal Growth Paths. *Review of Economic Studies*, pp. 123-137.
- World Bank.** (2020). Global Economic Prospects, June 2020. Washington, DC: World Bank. DOI: 10.1596/978-1-4648-1553-9.

Anexos

Tabla 3. Estimación del crecimiento del PIB potencial y sus componentes

Año	Factor Trabajo	Factor Capital	Productividad Total de los Factores	% Factor Trabajo (a)	PIB potencial Cont. del Crecimiento	PIB Real	PIB Potencial HP. $\lambda=100$	PIB Potencial HP doble banda $\lambda=0.11$ y $\lambda=2.91$
1989	1.8%	13.7%	-2.0%	33.2%	3.7%	1.0%	2.6%	1.8%
1990	1.4%	9.5%	-1.6%	33.2%	2.5%	3.7%	2.6%	3.4%
1991	1.7%	15.1%	-1.0%	33.2%	5.2%	4.3%	2.6%	3.6%
1992	1.7%	-1.3%	-0.4%	33.2%	0.3%	2.1%	2.5%	2.7%
1993	1.7%	5.8%	-0.1%	33.2%	2.9%	2.0%	2.5%	2.5%
1994	1.9%	3.7%	0.1%	33.2%	2.6%	4.3%	2.4%	3.7%
1995	1.7%	9.0%	-0.2%	33.2%	4.0%	2.3%	2.3%	2.5%
1996	1.5%	4.2%	0.0%	33.2%	2.3%	1.7%	2.3%	1.8%
1997	1.9%	2.4%	0.2%	33.2%	2.3%	4.3%	2.3%	2.5%
1998	2.0%	3.1%	0.3%	33.2%	2.7%	3.3%	2.4%	2.5%
1999	0.3%	0.8%	0.1%	33.2%	0.6%	-4.7%	2.5%	-1.6%
2000	0.8%	1.6%	0.1%	33.2%	1.2%	1.1%	2.8%	1.8%
2001	1.8%	4.8%	0.5%	33.2%	3.3%	4.0%	3.1%	2.9%
2002	2.7%	-2.5%	0.8%	33.2%	1.8%	4.1%	3.5%	3.8%
2003	2.6%	-0.2%	1.1%	33.2%	2.8%	2.7%	3.8%	3.4%
2004	2.7%	6.1%	1.3%	33.2%	5.1%	8.2%	4.0%	6.5%
2005	3.3%	0.3%	1.3%	33.2%	3.6%	5.3%	4.2%	4.7%
2006	3.4%	3.4%	1.1%	33.2%	4.5%	4.4%	4.3%	4.7%
2007	3.5%	0.7%	1.1%	33.2%	3.7%	2.2%	4.3%	3.0%
2008	4.4%	3.3%	1.2%	32.1%	5.2%	6.4%	4.3%	5.6%
2009	3.8%	-0.1%	1.0%	37.0%	3.3%	0.6%	4.2%	2.6%
2010	4.3%	-0.5%	0.9%	34.9%	3.5%	3.5%	4.0%	4.3%
2011	5.1%	1.5%	0.9%	35.1%	4.8%	7.9%	3.8%	6.2%
2012	5.6%	0.5%	0.6%	36.8%	4.4%	5.6%	3.6%	4.7%
2013	6.1%	4.3%	0.2%	37.9%	5.5%	4.9%	3.3%	4.2%
2014	5.7%	0.5%	-0.3%	38.1%	3.5%	3.8%	2.9%	3.4%
2015	4.6%	1.8%	-0.9%	41.5%	2.5%	0.1%	2.6%	1.4%
2016	3.5%	2.5%	-1.4%	40.6%	1.7%	-1.2%	2.3%	0.2%
2017	4.2%	1.1%	-1.5%	40.1%	1.5%	2.4%	2.1%	1.6%
2018	3.9%	-1.8%	-1.5%	40.6%	0.0%	1.3%	2.0%	0.7%
2019	3.4%	2.0%	-2.0%	40.6%	0.8%	0.1%	1.9%	0.4%
2020	2.0%	-2.0%	-2.6%	40.6%	-2.2%			
2021	1.8%	1.0%	-2.0%	40.6%	-0.6%			
2022	1.8%	1.7%	-2.1%	40.6%	-0.3%			
2023	1.8%	2.6%	-1.7%	40.6%	0.4%			
2024	1.8%	1.4%	-1.8%	40.6%	-0.2%			

Nota: Los factores trabajo, capital, PTF, PIB potencial y observado se expresan en tasas de crecimiento respecto al periodo anterior. La participación del factor capital (1-a) se obtiene con base al factor trabajo a.

Fuente: BCE y estimaciones propias.

Función de reacción fiscal para Ecuador, 2000-2017

Ecuador's fiscal reaction function over the 2000-2017 period

Sebastián Londoño Espinosa¹

Resumen

Los resultados de balance de las finanzas públicas en el Ecuador a lo largo de su historia se han caracterizado por la acumulación de déficits fiscales permanentes, lo que supone un riesgo latente para la sostenibilidad fiscal. Bajo dicha problemática, la investigación tiene como objetivo analizar la respuesta de los resultados primarios ante cambios en el stock de deuda, a través de una función de reacción, tomando en cuenta un conjunto de variables de control específicas para el caso ecuatoriano. Adicionalmente, se evalúa la sostenibilidad de la deuda pública en el largo plazo, buscando verificar la hipótesis de que el Gobierno ecuatoriano ajusta su superávit primario en respuesta a los cambios de endeudamiento. Con ello se demostraría que estaría cumpliendo con su restricción presupuestaria intertemporal. Los principales resultados obtenidos muestran un comportamiento explosivo del endeudamiento público que ocasiona *fatiga fiscal*, lo que pone en peligro la consolidación fiscal. Así mismo, se encontró que la política fiscal durante el periodo señalado cumple con los supuestos de la restricción presupuestaria,

¹ Economista por la Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Máster en Investigación en Economía del Desarrollo por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, FLACSO, sede Ecuador. slondono2193@gmail.com
Artículo sustentado en la investigación: Londoño Espinosa, S. (2019). Función de reacción fiscal para Ecuador, 2000-2017 (Master's thesis, Quito, Ecuador: Flacso Ecuador).

que sin embargo fue débilmente sostenible, corroborando en parte los resultados de la función de reacción fiscal. Estos resultados ponen en evidencia la necesidad de una reestructuración de los flujos y stocks en las finanzas públicas.

Número de clasificación JEL: C13, C22, E62

Palabras claves: sostenibilidad, restricción presupuestaria intertemporal, función de reacción, fatiga fiscal.²

Abstract

Government fiscal balances in Ecuador, throughout its history, have been characterized by the accumulation of permanent fiscal deficits, which supposes a latent risk to fiscal sustainability. In this context, the objective of this research is to analyze the response of the primary results to changes in the stock of debt, through a fiscal reaction function, taking into account control variables specific to the Ecuadorian case. Additionally, the long-term sustainability of public debt is evaluated in an attempt to verify the hypothesis that the Ecuadorian Government adjusts its primary surplus in response to changes in its indebtedness. This affirmation would demonstrate compliance with its intertemporal budget restriction. The results of the estimation of the fiscal reaction function show explosive behavior of public debt that causes fiscal fatigue, endangering fiscal consolidation. Likewise, debt sustainability analysis found that fiscal policy during the period researched complies with the assumptions of the intertemporal budget constraint, however, it was weakly sustainable. This corroborates in part the results of the fiscal response function. These results highlight the need for a restructuring of flows and stocks in public finances.

JEL classification number: C13, C22, E62

Keywords: sustainability, intertemporal budget constraint, reaction function, fiscal fatigue.

Fecha de recepción: 4 de septiembre de 2020.

Fecha de aceptación: 18 de noviembre de 2020.

1. Introducción:

Las decisiones del Gobierno desde la política pública y con especial relevancia, la política fiscal, tienen efectos sobre las principales variables macroeconómicas en un entorno de interrelación entre el ámbito público y el privado (Berger y Udel, 1998; Mueller, 2004; Stiglitz, 2003).

La política fiscal abarca las decisiones del gobierno sobre los ingresos y gastos públicos. Estos se relacionan a través del resultado de balance, donde los gastos se encuentran limitados por los ingresos que percibe el Gobierno (Catalán, 2013; Da Costa y Juan- Ramón, 2011). Desde una perspectiva contable, un resultado del balance positivo se traduce en un superávit fiscal, caso contrario es un déficit fiscal (Marshall y Schmidt-Hebbel, 1989). Frecuentemente, los gobiernos de muchos países han presentado déficits fiscales anuales de forma persistente, debido a diversos factores de corto plazo, como la volatilidad de ingresos públicos producida por las fluctuaciones del ciclo económico y el efecto de los estabilizadores automáticos, pero también a factores estructurales o de largo plazo, como la debilidad de los sistemas tributarios con elevadas tasas de elusión y evasión fiscal, la baja calidad de las instituciones financieras, o incluso a factores exógenos como el precio del petróleo, la tasa libor o el riesgo país (Martner y Tromben, 2004). Para su financiamiento, los gobiernos se han visto forzados a recurrir a mecanismos como la emisión de deuda pública, que ha sido utilizada para pagar los intereses y amortizar la deuda pasada. Esta dinámica ha llevado a muchos a plantearse la siguiente pregunta: ¿durante cuánto tiempo pueden mantener los gobiernos esta situación? o, en otras palabras, en ¿qué momento los compradores de deuda exigirán a los gobiernos que realicen compromisos creíbles sobre la sostenibilidad de su deuda? (Hamilton y Flavin, 1986).

Para Bohn (1998), la deuda pública evoluciona en función de los déficits presupuestarios pasados, determinados por las necesidades presentes de financiamiento. Bajo una perspectiva intertemporal y de sostenibilidad fiscal, el

saldo de deuda actual debería ser igual, en un marco de consolidación fiscal³ al valor presente de los saldos presupuestarios primarios⁴ futuros (estimados). En otras palabras, para que la deuda sea sostenible, la trayectoria del saldo primario relacionado con la deuda pública debe ser relativamente estable a lo largo del tiempo (Barro, 1974; Catalán, 2013; De Mello, 2008).

Hamilton y Flavin (1986) muestran los límites de endeudamiento de los gobiernos a través de la restricción presupuestal intertemporal, concluyendo que para poder emitir deuda con intereses, un gobierno debe garantizar el equilibrio de su presupuesto en términos de valor presente esperado. Bajo este enfoque, se torna necesario evaluar en el tiempo la sostenibilidad de la política fiscal, la cual debe estar encaminada a que el gobierno pueda seguir aplicando sus políticas fiscales sin poner en riesgo la solvencia del sector público en el mediano y largo plazo (Croce y Juan-Ramón, 2003).

Sin embargo, en la práctica, la medición de la sostenibilidad de mediano y largo plazo de las finanzas públicas no ha sido fácil. Desde el ámbito empírico, sobresalen los análisis que utilizan una función de reacción fiscal (Catalán, 2013; Da Costa y Juan Ramón, 2011; De Mello, 2008; Khalid, Malik y Sattar, 2007), cuyo objetivo es comprobar en qué medida el gobierno asegura la sostenibilidad de la deuda a lo largo del tiempo, ajustando su balance presupuestario primario en respuesta a cambios en el nivel de endeudamiento (De Mello, 2008). Bajo esta perspectiva, frecuentemente se ha medido la respuesta del resultado primario con respecto a los cambios en el saldo de deuda, incluyendo un conjunto de variables de control que influyen sobre el resultado primario, como el componente cíclico, los cambios de Gobierno con la inclusión de ciclos políticos, o variables de vulnerabilidad fiscal como las fluctuaciones en el precio del petróleo, cambios en la tasa libor o el riesgo país (Égert, 2012). Adicionalmente, la literatura empírica ha analizado la hipótesis

³ Dado que la acumulación de stock de deuda y el elevado déficit fiscal son factores importantes de vulnerabilidad en la economía, los países suelen actuar bajo un marco de consolidación fiscal, que se define como un conjunto de medidas de política fiscal (activas o pasivas), destinadas a reducir el déficit fiscal y el aumento de endeudamiento público (OECD, 2011).

⁴ Según el Manual de Estadísticas Fiscales del Fondo Monetario Internacional (2001), el resultado primario es la diferencia entre ingresos (excluidos intereses sobre activos financieros) y gastos públicos (excluidos intereses sobre deuda y la adquisición de activos no financieros).

de sostenibilidad de la deuda, mediante la evaluación del saldo presupuestario y los objetivos de corto y largo plazo⁵, utilizando métodos de cointegración sobre las series de ingresos y gastos. Esta metodología permite determinar, asimismo, si la política fiscal fue débilmente sostenida o fuertemente sostenida⁶ (De Mello, 2008; Hamilton y Flavin, 1986; Quinto, 1995).

Enfocándonos en el caso la economía ecuatoriana, tras la adopción del dólar como moneda oficial en el año 2000, el país perdió la posibilidad de emitir el dinero de forma primaria⁷, lo que colocó a la política fiscal como una de las principales herramientas de política económica para estabilizar la economía. Uno de los hechos recurrentes en la historia de la política fiscal en Ecuador ha sido la acumulación permanente de déficits fiscales, lo que supone un riesgo latente sobre la sostenibilidad de las finanzas públicas, además de comprometer la restricción presupuestaria intertemporal del Gobierno por el aumento de endeudamiento (Álvarez, 2009).

Con estos antecedentes, la presente investigación tiene como objetivo estimar para el caso ecuatoriano una función de reacción fiscal para el período 2000-2017 que mida la respuesta del resultado presupuestario primario con los impulsos del endeudamiento público. Adicionalmente, se consideran variables de control un conjunto de características que representan el componente cíclico, tanto económico como político, así como variables de vulnerabilidad fiscal exógenas que afectan a las cuentas fiscales (precio del petróleo, cambios en la tasa libor y riesgo país). En segundo lugar, se estimará la sostenibilidad de la deuda en el largo plazo, a través de un análisis de cointegración, aplicado sobre un modelo de vectores autoregresivos (VAR).

⁵ Los objetivos de la política fiscal pueden ser de corto y de largo plazo (Romer, 2011); en el corto plazo, buscan contrarrestar los ciclos de la producción y/o estabilizar la volatilidad de las variables macroeconómicas; en el largo plazo, la aplicación de tasas e impuestos por el lado de los ingresos, y de subsidios y transferencias por el lado del gasto público, inciden tanto sobre la oferta (producción, dotación de factores productivos), como la demanda (consumo e inversión) a través del multiplicador fiscal (Auerbach y Gorodnichenko, 2012; Catalán, 2013; Gechert y Will, 2012).

⁶ La política fiscal fuertemente sostenida denota que un incremento en los gastos implica un aumento en la misma magnitud de los ingresos en el largo plazo. Por el contrario, una política fiscal débilmente sostenida se asocia a incrementos en el gasto, pero, los ingresos incrementan en menor magnitud en el largo plazo, es decir, los gastos se encuentran por encima de los ingresos y, en el futuro se pone en peligro el cumplimiento de las obligaciones adquiridas aumentando la probabilidad de ajustes fiscales en el mediano o largo plazo (Álvarez, 2009; Quintos, 1995; Robledo, 2011).

⁷ Cabe destacar que existe la posibilidad de la creación de dinero secundario a través del proceso de endogenización monetaria (Carvajal, 2015; Londoño, 2016).

Finalmente, se analiza si la política fiscal en Ecuador durante el período 2000-2017 fue sostenible y, de ser el caso, determinar si fue débilmente sostenida o fuertemente sostenida bajo el enfoque de Quintos (1995).

2. Revisión de la literatura

En esta sección se presenta un análisis teórico de la restricción presupuestaria intertemporal del Gobierno, así como de la relación existente entre los resultados primarios y el endeudamiento público a través de la restricción intertemporal. A continuación, se estudiará la sostenibilidad fiscal bajo el referido marco de sostenibilidad del endeudamiento público, siguiendo los lineamientos de la restricción intertemporal. A partir de estos resultados, se busca determinar si la política fiscal es fuertemente sostenida o débilmente sostenida (Quintos 1995). Adicionalmente, se considera a la vulnerabilidad fiscal como una variable que puede incidir en el corto y mediano plazo en las finanzas públicas. Finalmente, desde una perspectiva de economía política, se analizará el ciclo político y su impacto en la sostenibilidad de las finanzas públicas.

2.1. Restricción presupuestaria intertemporal

Para analizar la sostenibilidad de la política fiscal, es necesario entender la restricción presupuestaria intertemporal a la que se enfrentan los gobiernos. Un proceso presupuestario es sostenible si el valor actual o presente esperado de sus saldos presupuestarios primarios futuros coinciden con el valor actual del stock futuro de deuda (Hamilton y Flavin, 1986; Trehan y Walsh, 1993). Esto nos lleva al cuestionamiento de si el aumento paulatino del déficit fiscal implica directamente una violación a la restricción de equilibrio presupuestario en el tiempo, con los consiguientes problemas de sostenibilidad fiscal.

En este sentido, según Bravo y Silvestre (2002), la sostenibilidad fiscal requiere que los gobiernos puedan respetar la restricción presupuestaria intertemporal en términos de valor presente de los saldos presupuestarios primarios futuros (estimados). Bajo este enfoque, una condición para la solvencia del sector público en el largo plazo es que el valor presente de los resultados primarios futuros sea igual al stock de deuda en un periodo determinado, lo que a su vez elimina la necesidad de realizar ajustes poco creíbles sobre la política de ingresos y gastos (Afonso, 2005; Bravo y Silvestre, 2002; Cuddington, 1997). En general, para Da Costa y Juan-Ramón (2011), el análisis de la sostenibilidad fiscal se asocia a la capacidad que tiene el gobierno de cubrir el servicio de la deuda (capital e intereses), sin que sea necesario introducir cambios de política que sean significativos.

Para analizar la sostenibilidad fiscal, se parte del resultado global del balance del Gobierno, definido de la siguiente manera (De Clerck y Wickens, 2017)⁸:

$$globaldef_t = rd_{t-1} + g_t - I_t \quad (1)$$

donde, *globaldef* es el déficit global del Gobierno, considerando que $r_t d_t + G_t > I_t$, lo que significa que los gastos totales ($G_t = rd_{t-1} + g_t$) son mayores a los ingresos (I_t), caso contrario se denomina un superávit global; rd_{t-1} son los intereses pagados por endeudamiento público, g_t son los gastos primarios del Gobierno, e I_t son los ingresos del Gobierno en el período t.

Dado que el resultado global (sobre la línea⁹) requiere de una contrapartida que puede ser financiamiento (bajo la línea) o una reducción de un activo (financiero o no financiero), las cuentas fiscales se deben manejar a través de la restricción presupuestaria que tiene el Gobierno (Da Costa y Juan-Ramón, 2011). La restricción presupuestaria se puede expresar de la siguiente manera (Albentosa y Martí, 2017; Da Costa y Juan-Ramón, 2011; Hamilton y Flavin, 1986; Talvi y Végh, 2000):

⁸ Véase Anexo 1 para una definición más amplia.

⁹ Considerando a la línea como el resultado global.

$$d_t - d_{t-1} = rd_{t-1} - s_t \quad (2)$$

donde, d_t y d_{t-1} son el stock de deuda pública en términos reales en el periodo t y $t-1$ y su diferencia muestra la variación del stock de endeudamiento durante ese período; rd_{t-1} son los intereses pagados por endeudamiento público y s_t es el resultado primario (ingresos – gastos primarios).

Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Da Costa y Juan Ramón (2011), Hamilton y Flavin (1986), Lozano y Cabrera (2009) presentan la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno de la siguiente manera:

$$d_t = \delta^{-j} E_t d_{t+j} + E_t \sum_{i=1}^j \delta^{-i} (I_{t+i} - g_{t+i}) \quad (3)^{10}$$

donde, d_t es el stock de endeudamiento público como porcentaje del producto, δ es la tasa de descuento en la cual $\delta = \frac{1+r}{1+g}$; r es la tasa de interés real y g se define como el crecimiento del producto. Adicionalmente, I_t y g_t son los ingresos y los gastos primarios como proporción del producto, respectivamente. Sobre la base de la ecuación (3), Lozano y Cabrera (2009) mencionan que la deuda en el período $t+j$ es una función de la deuda del período inicial (t), así como del superávit primario que se obtenga entre estos dos períodos. La ecuación incluye las expectativas, E_t , y representan el valor esperado en el período t de las tres variables consideradas (stock de deuda pública, gastos e ingresos primarios); estas expectativas se encuentran condicionadas por la información que se tiene de la senda de ahorros del gobierno en el futuro.

Adicionalmente, para que la política fiscal sea sostenible en el largo plazo, se requiere que el sistema cumpla una condición final o condición de transversalidad, también conocida como *restricción de solvencia* (De Mello,

¹⁰ Se asume que el gobierno emite deuda en el largo plazo (j años) y, paga un interés que es constante en el tiempo ($i_t = i$), la deuda pública (d_t).

2008). Según Astorga (2003) y Trapé (2004), un agente económico (privado o público) es solvente cuando puede hacer frente a sus pagos presentes y futuros con sus ingresos presentes y futuros. La condición de transversalidad del sector público es la aplicación del término de solvencia, que permite seleccionar el sendero óptimo por el cual deberían transitar las finanzas del Gobierno (Michel 1990). En un escenario de optimización, la condición de transversalidad implica que el saldo de endeudamiento público al final del periodo (cuando $j \rightarrow \infty$) debe ser igual a cero (Albentosa y Martí, 2017; McCallum, 1984, Legrenzi y Milas, 2012; etc.).

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \delta^{-j} E_t d_{t+j} = 0 \quad (4)$$

Esta condición implica que el gobierno debe abstenerse de financiar el servicio de la deuda con nueva deuda, para que la deuda tienda a cero en el futuro (Lozano y Cabrera 2009). La ecuación 4 lleva a que el gobierno no financie el servicio de la deuda con nueva deuda (no se incurra en rollover), con lo cual el valor de la deuda debe converger a 0 en un horizonte lejano (Meijdam, Van de Ven y Verbon, 1996).

De no cumplirse la condición de solvencia de las finanzas públicas, el endeudamiento podría tener un carácter explosivo ($\lim_{j \rightarrow \infty} \delta^{-j} E_t d_{t+j}$) ¹¹, haciendo que los requerimientos de financiamiento sean continuos y se demande la emisión de nueva deuda para cancelar deuda pasada (esquema Ponzi). La condición de transversalidad puede relacionarse con el comportamiento y expectativas de los poseedores de bonos (Legrenzi y Milas 2012): para mantener la deuda pública, los tenedores de bonos se sienten tranquilos con la solvencia del gobierno, es decir, con la capacidad, en principio, de canjear en un futuro, toda la deuda sin recurrir a la monetización y/o renegociación del compromiso.

En la medida en que el Gobierno no cumpla con la condición de transversalidad, el resultado primario puede exhibir *fatiga fiscal*. Bajo esta

¹¹ En el caso en que el límite sea menor que cero estaríamos ante una situación de mucha solvencia (Albentosa y Martí 2017).

situación, los saldos primarios no siguen el ritmo de crecimiento de la deuda pública, existiendo la posibilidad de que el comportamiento de la deuda sea explosivo, donde el pago de intereses se acrecienta, dejando una alta probabilidad de incumplimiento; esto a su vez aumenta la prima de riesgo, lo que conlleva problemas de acceso al mercado financiero (Agnelo, Castro y Souza, 2015; Echevarria, 2018; Ghosh, Kim, Mendoza, Ostry y Qureshi, 2013). Al incluir la condición de transversalidad, la ecuación 3 queda:

$$d_t = E_t \sum_{i=1}^j \delta^{-i} (I_{t+i} - g_{t+i}) \quad (3')$$

La ecuación (3') establece que, ante un horizonte infinito, el stock actual de deuda pública debe ser igual al valor descontado de los superávits primarios esperados en el futuro (Camarero, Esteve y Tamarti 1993; Lozano y Cabrera, 2009).

Para verificar el cumplimiento de la condición de transversalidad, normalmente se han utilizado dos procedimientos: (1) contrastar la estacionariedad del crecimiento del stock de deuda Δd_t o (2) contrastar la estacionariedad de la parte derecha de la expresión (3'), lo que equivale a realizar un test de cointegración entre los ingresos y los gastos públicos, a partir de la expresión (4) (Hamilton y Flavin, 1986; Hakkio y Rush, 1991, Camarero, Esteve y Tamarti 1993; Lozano y Cabrera, 2009):

$$I_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

2.2. Política fiscal fuertemente sostenible o débilmente sostenible

Quintos (1995) distingue los procesos de déficit fiscal al dividirlos en "fuertemente sostenidos" y "débilmente sostenidos". La *política fiscal fuertemente sostenida* se concibe con una situación en la cual no se esperan problemas en el futuro relacionados con la acumulación de saldos

presupuestarios negativos, ni un comportamiento explosivo del endeudamiento público, es decir, en términos de política fiscal, no se requieren reformas estructurales o cambios significativos en los ingresos y gastos del Gobierno.

Por el contrario, la *política fiscal débilmente sostenida*, implica problemas futuros en el comportamiento de la deuda, especialmente en los cambios de tipo de interés, ocasionados por la acumulación del stock de deuda, que podrían generar presión sobre las cuentas fiscales y el propio crecimiento económico, conllevando la necesidad de esfuerzos de consolidación fiscal (Quintos, 1995; De Castro, 2004; Quituisaca y Yanza, 2016). En este sentido, la *sostenibilidad débil* implica que los gastos crecen y superan a los ingresos, creando una presión desestabilizadora de las cuentas fiscales por el incremento del saldo de endeudamiento, con implicaciones de políticas porque el gobierno tendrá dificultades para comercializar su deuda a largo plazo (Quintos, 1995; Tronzano, 2013).

2.3. Sostenibilidad fiscal y vulnerabilidad fiscal

Finalmente, la sostenibilidad fiscal tiene una relación con la vulnerabilidad fiscal, en la medida en que el grado de exposición de la política fiscal se deba a factores económicos, políticos y sociales que puedan comprometer el logro de sus objetivos fiscales (Petrie y Hemming, 2000). Para Cottarelli (2011) y Rial y Vicente (2008), las principales fuentes de vulnerabilidad fiscal son:

- La exposición fiscal ante riesgos de corto plazo, incluyendo la sensibilidad del resultado global a las fluctuaciones de las variables macroeconómicas relevantes, como el crecimiento económico, tasas de interés nominales y reales, tasa de inflación, etc.
- Los riesgos inherentes a la sostenibilidad de la política fiscal en el corto, mediano y largo plazo, basados en la estructura de los pasivos y el

financiamiento, bajo enfoques de stress fiscal¹², relacionados en el corto plazo especialmente con problemas de liquidez en la caja fiscal, mientras que en el mediano y largo plazo, estarían relacionados con la capacidad de pago de la deuda pública (Baldacci, McHugh y Petrova, 2011).

- Las debilidades estructurales en la economía en general, que pueden reducir la capacidad de reacción ante shocks adversos, entre las que se pueden citar el grado de inflexibilidad del gasto o la rigidez de la economía para dar respuestas a dichos shocks.

- La dependencia de las finanzas públicas con respecto a ingresos no permanentes, especialmente en economías primario-exportadores, genera debilidades estructurales en las cuentas fiscales (enfermedad holandesa¹³), que influyen de manera directa sobre los resultados globales y provocan desequilibrios macroeconómicos (Afcha, Devarajan, De Franco y Larrazábal, 1992; Schuldt, 2005).

2.4. Ciclo político y economía política sostenible

El concepto de ciclo político relacionado al ciclo económico se refiere a cómo las condiciones de política económica tienden a modificarse a medida que existen ciclos políticos, especialmente por cambios de los hacedores de política o *policymakers*, que son responsables de la elaboración y el análisis político. Bajo una configuración general, se refiere al vínculo entre elecciones periódicas, el ejercicio político del mandato y las fluctuaciones del producto (output) ocasionados por las decisiones de política económica de corto plazo (De Serralde, 1999; Escobar, 1994).

¹² Bradbury (1982) define stress presupuestario como la situación en la cual un gobierno no puede equilibrar su presupuesto anual, y que ocurre normalmente cuando los residentes enfrentan una mayor carga tributaria que no es óptima, tendiendo a reducir los niveles de recaudación y generando presiones sobre la caja de las cuentas públicas.

¹³ Fortaine (2002) menciona la "enfermedad holandesa" suscitada en un país fuertemente dependiente de las exportaciones de materias primarias, cuando un alza súbita de los precios de aquellas materias puede tener efectos perversos sobre el conjunto de la economía.

La teoría de modelos de ciclos económicos de origen político nace con Kalecki (1943), en la que plantea la posibilidad de alcanzar el pleno empleo a través de un programa de gasto público, incluso en un sistema capitalista. No obstante, la percepción de pleno empleo y la eficiencia de la política fiscal ha sido cuestionada con el tiempo, especialmente por la posibilidad del efecto expulsión “*crowding out*”, por el cual, la inversión privada se veía desplazada por la inversión pública. Con esto, se abre el debate sobre los ciclos políticos, a partir de los lineamientos de política económica con dos tendencias opuestas: i) escuela ortodoxa, y ii) escuela heterodoxa (Fernández, 2008; Nuti, 2011).

La principal diferencia entre ambas escuelas es que, para los economistas neoclásicos de tendencia ortodoxa, el mercado tiende a autoregularse, logrando alcanzar de forma natural el pleno empleo. El Estado debe participar en la economía para corregir fallos de mercado y aplicar políticas económicas de liberalización y privatización (Kaufman y Stallings, 1991). En contraposición con los pensamientos neoclásicos, se encuentra la tendencia heterodoxa, bajo la concepción teórica de Kalecki (1943), la que defiende una intervención activa del gobierno, a través de la inversión pública y los subsidios al consumo, financiada mediante endeudamiento para que las economías capitalistas alcancen el pleno empleo (Huerga, 2008). Mann y Pastor (1989) añaden que las soluciones políticas de tendencia heterodoxa confían en la intervención del gobierno y en la gestión directa del conflicto para la distribución de ingresos entre clases sociales, a través de políticas de ingresos.

Dada la existencia de ambas tendencias de política económica, Égert (2012) plantea la importancia de incluir variables que midan el grado de intervención del gobierno en la modelización que define el ciclo político. Este autor recomienda además incluir los períodos de elecciones, dado que los gobiernos pueden desviarse deliberadamente de los planes en la fase de implementación de políticas por razones económicas (por ejemplo, los gobiernos pueden hacer promesas antes de las elecciones que rompan después de ser elegidos). Alesina y Tabellini (1990) también sostienen que las estrategias del gobierno pueden influir en las elecciones de sus sucesores,

mostrando un aumento del gasto y por ende un posible sesgo de déficit a medida que se acercan períodos electorales. Estos factores deben ser tenidos en cuenta a la hora de analizar la sostenibilidad de la política fiscal.

3. Metodología

Los estudios que han buscado medir el grado de sostenibilidad fiscal frecuentemente han utilizado dos estrategias metodológicas, i) una función de reacción fiscal y, ii) el análisis de sostenibilidad de la política fiscal, y más concretamente del endeudamiento público, a través de métodos de cointegración entre ingresos y gastos públicos; estos métodos a su vez permiten determinar si la sostenibilidad es fuerte o débil desde una perspectiva temporal-fiscal.

3.1. Función de reacción fiscal

La función de reacción fiscal muestra cuál es la respuesta del Gobierno ante cambios de stock de deuda, a través de un ajuste de su superávit primario, de tal manera que la política fiscal satisfaga su restricción presupuestaria intertemporal (Afonso y Jalles, 2011; catalán, 2013; De Mello, 2008; Égert, 2012; Khalid, Malik y Sattar, 2007). En otras palabras, se intenta buscar la respuesta del superávit primario ante cambios en los niveles de deuda. La función de reacción convencional presentada en los trabajos de Afonso y Jalles (2011), Barro (1986), Bohn (1998), Catalán (2013), Gosh, Kim, Mendoza y Qureshi (2013), Nguyen (2013), entre otros, se ha planteado a través de la ecuación (5):

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + B \cdot Z_t + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde, s_t es el resultado primario como porcentaje del Producto Interno Bruto (PIB), d_{t-1} es el saldo de deuda del período anterior como porcentaje del PIB y es utilizada de forma rezagada con la finalidad de captar su efecto en la

política fiscal del siguiente año y además evitar posibles problemas de endogeneidad por simultaneidad (Da Costa y Juan Ramón, 2011). A su vez, α_0 y α_1 son los parámetros a estimar, y ϵ_t es el error de estimación. Dado que la vulnerabilidad fiscal influye sobre el resultado primario, la función incluye un vector de variables de control (Z_t), que mide los efectos de posibles cambios exógenos a lo largo del tiempo sobre la política fiscal.

Para el presente estudio del caso ecuatoriano, se han utilizado las siguientes variables de control: las fluctuaciones en el precio del petróleo por su influencia sobre los ingresos no permanentes del Gobierno, los cambios en la tasa libor y el riesgo país, utilizados como proxy de liquidez en el corto plazo, pues incrementos de los mismos pueden generar presiones sobre el manejo de las finanzas públicas debido a requerimientos costosos de financiamiento inmediato, y los ciclos políticos, ya que permiten determinar desde la perspectiva de economía política la orientación (ortodoxa o heterodoxa) del *policymaker* (Escobar, 1994). Se incluye como proxies de ciclos políticos los antecedentes del jefe de Gobierno¹⁴ y el calendario de elecciones, siguiendo a Égert (2012). La primera de ellas se define como una variable dummy, que toma el valor de 1 si el gobierno sigue un lineamiento de política económica con tendencia ortodoxa y 0 si es de tendencia heterodoxa; el calendario de elecciones puede tomar tres valores: 1 si las elecciones fueron en dicho año, 0.5 si se realizaron el año anterior y 0 de lo contrario (Égert, 2012).

Sin embargo, Bohn (1998) menciona un potencial problema en la estimación de la ecuación (5), especialmente, si s_t y d_{t-1} son variables estacionarias, pudiendo obtener estimaciones inconsistentes provocadas por un sesgo de variable omitida. Para corregir este problema, Bohn adapta un modelo de suavización de impuestos de Barro (1979) en el que se incorporan las desviaciones del gasto público y del PIB respecto a una media. De esta forma la ecuación (5) queda de la siguiente manera:

¹⁴ Égert (2012) utiliza como antecedentes del jefe de Gobierno el precedente universitario y profesional del presidente en curso, y su tendencia de política económica.

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \beta_1 CYGAS_t + \beta_2 CYECO_t + B'Z_t + \epsilon_t \quad (6)$$

La ecuación (6) es una función de reacción aplicada por Barro (1979) bajo la hipótesis de que el gasto público y el PIB tienen una tendencia constante, pero que transitoriamente se pueden alejar de la misma. La variable CYGAS es la diferencia entre el gasto público en términos reales (G_t) y el gasto potencial (G^*)¹⁵ en relación con el Producto Interno Bruto (Y_t) es decir, $CYGAS = (G - G^*/Y_t)$. Esta variable también se interpreta como el nivel de *gasto gubernamental temporal* (Barro, 1986: 204 y; Greiner y Kauermann, 2007). La variable CYECO define la brecha de producto entre PIB en términos reales (Y_t) y PIB potencial (Y_t^*) dividida por el PIB potencial, donde $CYECO = (Y_t - Y_t^*/Y_t^*)$ ¹⁶. De igual forma CYECO puede ser definida como la *brecha de producto* y es un indicador de ciclo comercial o económico (Égert, 2012; Greiner y Kauermann, 2007; Khalid, Malik y Sattar, 2007:437 y, Nguyen, 2013:4). La variable ϵ_t es el término de error o perturbación aleatoria, asumida como un proceso de ruido blanco con media cero y varianza constante (Novales, 2011). Además, se asume que las innovaciones no están correlacionadas, por lo cual representan shocks estructurales puros (Khalid, Malik y Sattar, 2007:439).

Para que se cumpla la hipótesis de sostenibilidad, Afonso y Jalles (2011: 2), catalán (2013: 145), Ciro (2015) y, Da Costa y Juan Ramón (2011: 121), asumen que $\alpha_1 > 0$, es decir, que el gobierno genera un superávit primario ante un incremento del stock de endeudamiento en el periodo anterior. Esta reacción del gobierno permite regresar en un futuro a la relación endeudamiento/producción inicial, cumpliendo con la restricción presupuestaria intertemporal. Adicionalmente, se espera obtener estimadores para β_1 negativo y β_2 positivo, dado que un incremento del gasto público sobre el nivel potencial, generaría presiones fiscales que incrementarían el déficit fiscal del gobierno, mientras que un nivel de producto por encima del potencial causaría un efecto positivo sobre los ingresos fiscales, mejorando el resultado primario.

¹⁵ Ciro (2015: 64) lo define como la desviación del gasto público en relación con su media.

¹⁶ El PIB potencial es calculado a través de la metodología Hodrick-Prescott con una lambda de 1.600.

La función de reacción fiscal planteada en la ecuación (6), permite analizar los mecanismos de transmisión de la política fiscal representados en el resultado primario, a través de la información existente de los indicadores económicos, donde la postura fiscal no es exógena y depende tanto del endeudamiento público, como de otras variables económicas y de control (Afonso y Jalles, 2011; Bohn, 1998; Burger, Stuart, Jooste, y Cuevas: 2012; De Mello, 2008; Khalid, Malik, y Sattar, 2007).

Ganiko, Melgarejo y Montoro (2016), analizan la sostenibilidad fiscal en economías emergentes, suponiendo que existe una relación no lineal entre la deuda y el resultado primario. Para ello, incluye en la ecuación (6) un polinomio cuadrático sobre la ratio de deuda rezagada con el resultado primario (d_{t-1}^2). Esta variable permite comparar la respuesta (no lineal) del resultado primario ante cambios en la ratio de endeudamiento. Los autores esperan encontrar una relación de U invertida, con un cambio de pendiente (s_t) que es creciente para bajos niveles de deuda, pero, a medida que aumenta el stock de deuda, la respuesta del resultado primario tiende a reducirse (creando una relación cuadrática entre ambas variables). La pendiente del resultado primario se torna negativa cuando los niveles de endeudamiento son altos, lo que obliga a una reestructura de las finanzas públicas (Ghosh, et al, 2013, Ganiko, Melgarejo y Montoro, 2016; Ghosh, et al., 2013). Al incluir esta variable en la ecuación (6) quedaría:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 d_{t-1}^2 + \beta_1 CYGAS_t + \beta_2 CYECO_t + B \cdot Z_t + \epsilon_t \quad (7)$$

En la medida que $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_2 > 0$, el gobierno generará un superávit primario ante un incremento del stock de endeudamiento en el periodo anterior. En el caso, de $\alpha_1 > 0$ pero, $\alpha_2 < 0$ se estaría ante el supuesto de Ganiko, Melgarejo y Montoro (2016), donde el resultado primario no responde a incrementos de la deuda pública, ocasionando *fatiga fiscal*; bajo esta situación, existe una pérdida de capacidad del gobierno para controlar el crecimiento de la deuda a través del aumento del saldo primario.

Bajo este enfoque no lineal, Ghosh, et al. (2013) asumen un comportamiento explosivo del endeudamiento público, con tendencia a equilibrios múltiples (sin retorno al estado estacionario). Para medir este efecto, utilizan un polinomio cúbico o de tercer grado sobre la ratio de deuda rezagada:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 d_{t-1}^2 + \alpha_3 d_{t-1}^3 + \beta_1 CYGAS_t + \beta_2 CYECO_t + B \cdot Z_t + \epsilon_t \quad (8)$$

Cuando $\alpha_1 < 0$ y $\alpha_3 < 0$, la relación entre resultado primario y endeudamiento público generan una señal de alerta sobre la sostenibilidad de las finanzas públicas; el resultado primario estaría respondiendo de manera contraria a los incrementos de la deuda pública, donde la respuesta de las autoridades fiscales disminuye al crecer la deuda, lo que conlleva en el mediano plazo a una probable consolidación de las finanzas públicas, a través de una restricción en el uso de la política fiscal, y con esto se encuentra evidencia empírica de la existencia de *fatiga fiscal*. En la medida que $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_3 > 0$ y $\alpha_2 < 0$, se encuentra una relación positiva entre los saldos presupuestarios y el endeudamiento público. Pese a ello, no garantiza (condición necesaria, pero no suficiente) la visión de sostenibilidad fiscal, puesto que al tener una función cúbica, envía una alerta temprana de comportamiento con tendencia a deuda explosiva, por lo cual el análisis de Ghosh, et al. (2013) permite además encontrar las nociones de equilibrio estable e inestable para determinar los niveles sobre los cuales la deuda se torna explosiva¹⁷.

3.2. Sostenibilidad del gobierno a través de métodos de cointegración

La segunda metodología utilizada para analizar la sostenibilidad fiscal en el largo plazo consiste en análisis de cointegración aplicado sobre modelos de

¹⁷ El objetivo central de este desarrollo empírico es el análisis de la función de reacción fiscal y de sostenibilidad de finanzas públicas. Pese a ello, sería importante un desarrollo que vaya de la mano con la perspectiva de equilibrios múltiples de deuda que conlleven a complementariedad de los análisis. Esto se daría en relación con la existencia de una función cúbica misma, que permita, según Stiglitz (2016), encontrar la existencia de *fatiga fiscal*, donde el saldo primario ya no responde positivamente e incluso puede caer ante aumentos de la deuda, por lo que el enfoque de equilibrios permitiría encontrar el punto sobre el cual la deuda genera presiones sobre la tasa de interés (endogenizando la variable) y efectos negativos sobre el crecimiento y, por lo tanto la deuda tendría un comportamiento explosivo.

vectores autorregresivos (VAR) introducidos por Granger (1983). Estos tests buscan hallar una relación de largo plazo entre series de datos con tendencia. En otras palabras, tratan de ver si las tendencias de dos o más series temporales se mueven de forma conjunta a lo largo del tiempo (Johansen, 1995). La mayoría de análisis de cointegración han partido de variables con tendencia, integradas de orden 1¹⁸, para comprobar si su combinación lineal comparte una misma tendencia estocástica, es decir, si existe una relación de largo plazo entre ambas. En caso afirmativo, se dice que las series están cointegradas (Engle y Granger 1987, 1991; Johansen 1991, 1995). Los teoremas de Engle y Granger (1987) y Johansen (1991), ambos referidos como el *teorema de representación de Granger*, demuestran como modelar series integradas de orden uno a través de vectores autorregresivos.

La aplicación de esta metodología al estudio de la sostenibilidad fiscal parte de la ecuación (4) introducida por Hamilton y Flavin (1986), quienes estiman la hipótesis de sostenibilidad de deuda mediante la evaluación de las propiedades estacionarias del saldo presupuestario y las propiedades de cointegración de las series de gastos (G) e ingresos (I). Pero antes de realizar el test de cointegración, se deben realizar pruebas de raíz unitaria del resultado global, los ingresos y los gastos, para determinar su orden de integración. Siguiendo a De Mello (2008) el vector X (G,T) se puede escribir como un modelo de corrección de errores:

$$A(L)\Delta X_t = \pi X_{t-1} + B'Z_t + u_t \quad (9)$$

donde $\pi = \delta\beta'$, β' es el vector de coeficiente de cointegración, δ es el vector de coeficientes, $A(L)$ es el operador de retardo distribuido, Z_t es un vector de variables exógenas utilizadas como variables de control y u_t es un proceso de ruido blanco multivariante.

¹⁸ Si una serie X_t es estacionaria, se dice que tienen un orden de integración 0 [I (0)]. Las series que se convierten en estacionarias después de diferenciarlas una vez ($X_t - X_{t-1}$), son integradas de orden 1 [I (1)]. Si hay que diferenciarlas dos veces para que sean estacionarias ($\Delta X_t - \Delta X_{t-1}$), son integradas de orden 2 [I (2)] y así sucesivamente.

De Mello (2008) aplica la metodología de cointegración de Johansen-Juselius (1990), que utiliza estimadores de máxima verosimilitud para comprobar la presencia de múltiples vectores de cointegración. Esta metodología permite determinar si los gastos públicos están cointegrados con los ingresos y viceversa, lo que permite analizar la relación estable de largo plazo entre el saldo primario y la deuda pública para ver si satisface o no la condición de sostenibilidad de deuda (De Mello, 2008). Su modelo incluye un vector de variables de control.

Albentosa y Martí (2017) realizan un análisis de sostenibilidad de la deuda pública española, utilizando la clasificación propuesta por Quintos (1995) en la que se distingue entre sostenibilidad de la política fiscal débil y fuerte, utilizando métodos de cointegración sobre los ingresos y gastos fiscales. Parten del modelo de largo plazo presentado en el capítulo 1 (eq. 4):

$$I_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde I_t son los ingresos tributarios en términos reales, $G_t = rd_{t-1} + g_t$, los gastos totales incluyendo el pago de intereses, r es el tipo de interés de la deuda y por tanto rd_{t-1} sería el pago por intereses por la deuda pública acumulada hasta $t-1$.

Para analizar la presencia de una política fiscal débilmente sostenida o fuertemente sostenida desarrollada por Quintos (1995), Camarero, Esteve y Escalona (1998), Lozano y Cabrera (2010), Albentosa y Martí (2017), se utilizarán métodos de cointegración que recogen cambios estructurales, tanto en las relaciones de largo plazo como en los parámetros de estimación (Camarero, Esteve y Escalona, 1998), siguiendo esta secuencia:

- a) Contrastar si G_t e I_t son variables integradas de orden 1 $[I(1)]$ donde G_t son los gastos totales del Gobierno como porcentaje del PIB e I_t los ingresos totales del Gobierno como porcentaje del PIB.

- b) Sobre la base de Engle y Granger, si se cumple 1 se realiza un análisis de regresión sobre la ecuación 10, y, si ε_t es estacionaria $I(0)$, existe cointegración entre G_t e I_t .
- c) Si $\hat{\beta}=1$, es condición necesaria para garantizar sostenibilidad fiscal, es decir, la política fiscal está fuertemente sostenida.
- d) Si $0 < \hat{\beta} < 1$, se tiene una condición suficiente para asegurar la sostenibilidad. No obstante, en el largo plazo puede tener inconvenientes en las cuentas fiscales, demostrando que la política fiscal es débilmente sostenible. Cabe destacar, que si $0 < \hat{\beta} < 1$, la sostenibilidad débil se cumple indistintamente si G_t e I_t están o no cointegradas.
- e) Si $\hat{\beta}=0$, la política fiscal no es sostenible

4. Implementación empírica:

A continuación, se plantea una función de reacción fiscal para analizar el cumplimiento de la restricción presupuestal intertemporal del Gobierno del Ecuador durante el período 2000-2017. A continuación, se aplicará un modelo de cointegración, para comprobar si existe sostenibilidad del endeudamiento público de acuerdo con las relaciones entre ingresos y gastos. Finalmente, en caso de encontrar que la política fiscal del Ecuador es sostenible, se comprobará si fue fuertemente o débilmente sostenida.

4.1. Definiciones de variables y fuentes de datos

En la Tabla No. I, se recogen las variables a utilizar en la investigación, así como la fuente de consulta de la información.

Tabla No. 1: Variables y fuentes de datos

Variable	Descripción	Fuente
Ingresos del SPNF como porcentaje del PIB	En porcentaje	Banco Central del Ecuador (2019)
Gastos del SPNF como porcentaje del PIB	En porcentaje	Banco Central del Ecuador (2019)
Resultado primario como porcentaje del PIB	En porcentaje	Banco Central del Ecuador (2019)
Stock de deuda como porcentaje del PIB	En porcentaje	Ministerio de Economía y Finanzas (2019)
Precio del petróleo en USD	En logaritmo natural	Bloomberg (2019)
Tasa libor	En porcentaje	Bloomberg (2019)
Riesgo país	En logaritmo natural	Bloomberg (2019)
Ciclo político y elecciones*	Variable binaria	Calendario de elecciones y biografía del mandatario
Resultado global (incluidos ingresos y gastos) como porcentaje del PIB	En porcentaje	Banco Central del Ecuador (2019)
Producto Interno Bruto	Nominal	Banco Central del Ecuador (2019)
Gasto potencial**		Cálculos del autor basados en información del Banco Central del Ecuador
PIB potencial**		Cálculos del autor basados en información del Banco Central del Ecuador

Fuente: Elaboración propia

Las variables calculadas fueron: Elecciones: se define como una variable politómica cualitativa ordinal que puede tomar tres valores, 0 en un período donde no se desarrollaron elecciones, 0,5 si existieron elecciones en el año

anterior y 1 si las elecciones fueron dicho año (Égert, 2012). Ciclo político: es una variable dummy que toma el valor de 0 si el Gobierno fue de tendencia ortodoxa y 1 si fue de tendencia heterodoxa. Para la definición del ciclo político se utilizan los antecedentes del jefe de Gobierno según la metodología de Égert (2012), en la que se observa el precedente universitario y profesional del presidente en curso, así como la tendencia de política económica bajo su discurso principal. Para la definición del ciclo político se utiliza la tendencia de política económica bajo el discurso del principal jefe de Gobierno. Para Gobiernos con tendencia de política económica ortodoxa se consideraron: Gustavo Noboa (21/01/2000 al 15/01/2003), Lucio Gutiérrez (15/01/2003 al 20/04/2005), Alfredo Palacios (20/04/2005 al 15/01/2007). Para Gobiernos con discurso de tendencia política heterodoxa: Rafael Correa (15/01/2007 al 24/04/2017) y Lenin Moreno (24/04/2017 hasta finales de 2017 sobre la base del período de análisis de la investigación).

*El PIB potencial y el gasto potencial se deducen a través de la metodología Hodrick-Prescott¹⁹. Dado que se utilizan datos trimestrales en el filtro, se maneja un factor de suavizamiento de $\lambda=1600$, sobre la base de la evaluación empírica general (Blanco e Iraheta, 2011).

Se utilizaron datos trimestrales para el Ecuador desde el año 2000 al 2017. Las cifras de Producto Interno Bruto nominal, ingresos, gastos, resultado global y resultado primario del Sector Público no Financiero (SPNF) fueron tomados del Banco Central del Ecuador. El stock de deuda se tomaron de la base histórica de endeudamiento público del Ministerio de Economía y Finanzas. La variable precio del petróleo se refiere al logaritmo natural del precio promedio trimestral del crudo WTI. La tasa libor es el promedio trimestral de la tasa libor a 3 meses, y la variable riesgo país es el logaritmo natural del riesgo país para el final de cada trimestre.

¹⁹ La aplicación del filtro Hodrick-Prescott presenta varias debilidades para la estimación de los niveles potenciales, como: i) el filtro no admite brechas de producto negativas por varios períodos (Chagny y Lemoine, 2004), ii) puede existir discrecionalidad al momento de la elección del suavizamiento, iii) el uso de este filtro asume que las contracciones y las expansiones tienen en promedio la misma duración, lo que no necesariamente se cumple debido a períodos decrecimiento o estancamiento prolongados (Rodríguez y Zuleta, 2008). No obstante, el filtro posee varias ventajas, entre las cuales se pueden destacar: el principio de parsimonia, así como el requerimiento de poca información para su estimación.

4.2. Desarrollo empírico:

En esta sección se aplica el marco metodológico desarrollado en el capítulo anterior con una muestra de datos trimestrales para el caso ecuatoriano desde el año 2000 hasta el año 2017²⁰. El análisis está dividido en 2 partes, i) cálculo de la función de reacción bajo la metodología de MCO y ii) aplicación de un modelo de cointegración sobre un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para analizar la sostenibilidad fiscal de largo plazo. En concreto se utilizará la metodología Johansen-Juselius (1990) para evaluar los vectores de cointegración a través de test de traza y máximo valor propio.

4.3. Función de reacción

En primer lugar, se estiman las ecuaciones (6), (7) y (8) por la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), que incluyen las variables *gasto gubernamental temporal* (desviación entre el gasto y el gasto potencial) como medida de desembolsos temporales del gobierno y la *brecha de producto* (desviación entre el PIB actual en términos reales y el PIB potencial), para determinar la dependencia cíclica de los balances primarios. Recordemos que estas variables fueron introducidas con la finalidad de corregir las inconsistencias que se pueden producir por la omisión de variables (Barro, 1979 y Bohn, 1998). Se incluyen los resultados de la función de reacción que relaciona el saldo primario con la deuda pública de forma lineal (primera especificación), cuadrática (segunda especificación) y cúbica (tercera especificación); en todas ellas se incluye un vector de variables de control (Tabla No. II).

Tanto la primera especificación, calculada a partir de la hipótesis de la relación lineal entre el resultado primario y la deuda pública (ecuación 6),

²⁰ La investigación mantiene como hipótesis que las relaciones de largo plazo entre los componentes estacionales de las variables de finanzas públicas (especialmente resultado primario y endeudamiento público) entregan información valiosa para la evaluación empírica, de tal modo que pese a que las variables per se tendrán efectos estacionales, pueden dar información importante adicional a las estimaciones tradicionales con series de tiempo.

como la segunda especificación que aplica la hipótesis de Ganiko, Melgarejo y Montoro (2016), representada en la ecuación 8, en la que se utiliza un polinomio cuadrático, presentan un resultado estadísticamente no significativo, que muestra que no existe una relación entre ambas variables, lo que no permite llegar a conclusiones sobre la sostenibilidad fiscal. Respecto a las variables de control, el gasto gubernamental temporal tiene un efecto negativo estadísticamente significativo sobre el resultado primario. Lo mismo sucede con el ciclo político, aunque de forma más discreta, lo que implica que aquellos Gobiernos con ideología heterodoxa en su manejo político, tienen un resultado primario que tiende a ser deficitario. Por el contrario, la brecha de producto y la tasa labor tienen un efecto positivo. El resto de variables de control no presentan un efecto estadísticamente significativo.

La segunda especificación aplica la hipótesis de Ganiko, Melgarejo y Montoro (2016), representada en la ecuación (8), utilizando un polinomio cuadrático para el caso del Ecuador. No se determina una relación significativa de forma estadística (Gelman y Stern, 2006), por lo cual no se podría verificar la hipótesis de sostenibilidad fiscal con la información existente. A pesar de ello, las variables brecha de producto, gasto gubernamental temporal y el ciclo político tienen una relación inversa con el resultado primario, y el producto potencial y la tasa labor poseen una relación positiva con la variable de interés, todo esto significativo de forma estadística.

Tabla No. 2: Resultados de la estimación de la función de reacción fiscal

Variable dependiente: Resultado primario			
Muestra	2000q1-2017q4		
Especificación	(1)	(2)	(3)
Deuda rezagada (α_1)	0.0012 (0.153) [0,08]	-0.059 (0.049) [-1.20]	-0.39** (0.124) [-3.21]
Deuda rezagada_cuadrática (α_2)		0.555 (0.429) [1.29]	0.964** (0.310) [3.10]

Deuda rezagada_cúbica (α_3)			-0.662** (0.225) [-2.94]
Gasto gubernamental (β_1) temporal	-1.066*** (0.132) [-8.06]	-1.099*** (0.134) [-8.20]	-1.113*** (0.126) [-8.81]
Brecha de producto (β_2)	0.028*** (0.007) [4.21]	0.029*** (0.007) [4.40]	0.027*** (0.006) [4.22]
Libor	0.27*** (0.081) [3.37]	0.256** (0.081) [3.15]	0.338*** (0.816) [4.14]
Crudo ^(a)	0.005 (0.005) [0.87]	0.002 (0.006) [0.42]	0.008 (0.0084) [1.47]
Riesgo país ^(a)	-0.004 (0.003) [-1.33]	-0.002 (0.003) [-0.69]	0.0006 (0.003) [-0.19]
Elecciones	-0.001 (0.003) [-0.44]	-0.001 (0.003) [-0.49]	-0.003 (0.003) [-1.16]
Ciclo político	-0.012* (0.004) [-2.75]	-0.015** (0.004) [-3.04]	-0.012* (0.005) [-2.66]
Constante	0.013 (0.037) [0.36]	0.025 (0.038) [0.66]	0.213 (0.357) [0.60]
Observaciones	71	71	71
R- cuadrado	0.6774	0.6860	0.7256

Nota: Los niveles de significancia son: (***) denota significancia al 1%, (**) denota significancia al 5%, (*) denota significancia al 10%. Errores estándar en paréntesis y valores T-estadístico entre corchetes.

^(a) Logaritmo natural

Fuente: Cálculos propios-Stata 15. Véase Anexo 2 por modelo.

En la tercera especificación se analiza la hipótesis de comportamiento explosivo del endeudamiento público según lo mencionado por Ghosh, et al. (2013), a través de la inclusión de un polinomio cúbico del endeudamiento público rezagado. Los resultados de la estimación muestran que existe evidencia estadística de un comportamiento explosivo del endeudamiento público ecuatoriano, que puede ocasionar equilibrios múltiples sin necesidad de retornar al estado estacionario, en consonancia con los resultados obtenidos por Zandi, Cheng y Packard (2011) y Ghosh, et al. (2013). Los coeficientes de α_1 y α_3 son significativos y negativos, lo cual muestra una situación insostenible de la política fiscal, en la medida que los saldos primarios no pueden seguir el ritmo del aumento del endeudamiento, lo que introduce la posibilidad de que el comportamiento de la deuda sea explosiva. Esto lleva a que el pago de intereses vaya creciendo, aumentando la probabilidad de incumplimiento y con ello, la prima de riesgo. De este modo, se incrementa la *fatiga fiscal*, lo que pone en peligro la consolidación fiscal y, por tanto, la sostenibilidad de las finanzas públicas (Agnello, Castro y Souza, 2015; Claeys, 2006).

Respecto al resto de variables, cuando el nivel de producto se encuentra sobre el potencial (brecha de producto positiva y significativa), se observa una discreta mejora de los saldos primarios ocasionada por un mayor dinamismo del ciclo económico o comercial (Khalid, Malik y Sattar, 2007:437). El *gasto público temporal* tiene una relación inversa y significativa con respecto al resultado primario, como era de prever, mostrando que cuando el gasto público se encuentra por encima de sus niveles potenciales, tiene un efecto negativo sobre el resultado primario. Sin embargo, el efecto de la brecha del producto es mucho menor que el del gasto temporal. El ciclo político, definido como la tendencia política de corto plazo, muestra un discreto empeoramiento del saldo primario en gobiernos heterodoxos, con una propensión procíclica de la política fiscal (Alesina, Campante, y Tabellini, 2008; Midaglia y Antía, 2007).

Pese a la consideración de los ciclos políticos, investigaciones como la de Frankel, Vegh y Vuletin (2013) analizan la ciclicidad de la política fiscal, observando que difiere entre países por grupos de ingresos. Sobre la base de un enfoque de impulso fiscal, los países industrializados muestran una correlación negativa entre los componentes cíclicos del gasto gubernamental real y la parte cíclica del Producto Interno Bruto (PIB) en términos reales, lo que muestra un comportamiento contracíclico de la política fiscal. Sin embargo, esto difiere de manera significativa con la conducta de los países en vías de desarrollo, donde dicha correlación ha sido positiva (procíclica) (Ilzetzki y Végh, 2008), por lo cual en el corto plazo los análisis de ciclos políticos pueden tornarse complejos, dado que no consideran la estructura económica y el manejo de las finanzas públicas indistinto a la tendencia política, de tal manera que los resultados sobre el ciclo político no necesariamente pueden ser concluyentes. Adicionalmente, se debe mencionar que la identificación de todos los gobiernos del Ecuador en el período analizado, pueden no ser diferenciados entre ortodoxos y heterodoxos en plenitud por su forma de hacer política. De forma general, la inclusión de la variable se sustenta desde una perspectiva econométrica por tratarse de una variable de control desde la economía política, y también desde la práctica, para contextualizar el manejo fiscal a partir del discurso político predominante, pese a no necesariamente aplicar de dicha forma la política en el Gobierno.

4.4. Sostenibilidad de largo plazo

A continuación, se realiza un análisis de cointegración aplicado sobre un modelo de vectores autoregresivos (VAR), con la finalidad de contrastar la hipótesis de sostenibilidad de largo plazo, comprobando, en caso de que exista, si la sostenibilidad de la política fiscal es fuerte o débil en el sentido de Quintos (1995). Para examinar la relación de largo plazo entre los ingresos y los gastos públicos, se utilizarán los test de Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990) y la prueba de Engle y Granger (1987). Para ello, se sigue la secuencia descrita en la tabla 2.

4.5. Resultados del test de raíz unitaria

Los tests de Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990) requieren que las series de datos tengan el mismo orden de integración y sean integradas de orden uno ($I(1)$). Para ello, se examinan las propiedades de estacionariedad de ingresos y gastos del Sector Público No Financiero (SPNF) a través del test ampliado de raíz unitaria de Dickey-Fuller (DFA). El test presenta como hipótesis nula que el proceso generador tiene raíz unitaria. En caso de aceptarse la hipótesis nula, la serie sería no estacionaria, y en el caso contrario, sería estacionaria (Cheung y Lai, 1995). Los resultados aparecen en la tabla III.

Tabla No. 3: Contraste de estacionariedad Dickey-Fuller aumentado (niveles y primeras diferencias)²¹

	Período	DFA Estadístico	1%	5%	10%
I_t	2000-2017	-3.22	-4.09	-3.47	-3.16
G_t	2000-2017	-1.65	-4.10	-3.48	-3.17

	Período	DFA Estadístico	1%	5%	10%
$I_t - I_{t-1}$	2000-2017	-10.58	-4.09	-3.47	-3.16
$G_t - G_{t-1}$	2000-2017	-3.96	-4.10	-3.48	-3.17

Nota: Los valores críticos al 1%, 5% y 10% han sido obtenidos mediante el test DFA con constante y tendencia y son comparados con los valores críticos de Mackinnon (1996). El número de retardos se ha seleccionado con el criterio de información de Schwarz.

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Eviews 8.

La Tabla III muestra que los ingresos y gastos son $I(1)$, dado que las series en diferencias permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (al 99% en el

²¹ Véase la prueba al nivel en el Anexo 3.

caso de los ingresos y al 95% en el caso de los gastos). Este resultado significa que las series son estacionarias en primera diferencia.

4.6. Test de cointegración

Una vez comprobado que las series de ingresos y gastos públicos son integradas de orden 1, se procede a comprobar si ambas series son cointegradas. El primer paso para el cálculo de un modelo VAR es la elección del número óptimo de retardos (Campbell y Shiller 1987; Cueto 2015). Entre los criterios más utilizados se encuentran: criterio de Akaike²², criterio de Schwarz²³ y el criterio de Hannan-Quinn²⁴. Los criterios de información para la aplicación empírica del modelo VAR se encuentran en el Anexo 3.

Una vez comprobado que el número adecuado de rezagos son cuatro, se estimó el modelo VAR (Anexo 4), aplicando posteriormente la metodología de Johansen-Juselius (1990). Los tests de traza y máximo valor propio se presentan en la Tabla IV.

Tabla No. 4: Sostenibilidad de la deuda: Test de cointegración, 2000-2017

Prueba de rango de cointegración no restringida (traza)

Hipótesis de cointegración	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico 0,05	Prob**
Ninguna*	0,493356	70,50765	15,49471	0,0000
Al menos 1*	0,332881	26,31114	3,841466	0,0000

La prueba de traza indica 2 ec (s) de cointegración en el nivel 0,05

*Denota el rechazo de la hipótesis al nivel 0,05.

**MacKinnon, Haug y Michelis (1999) p- valores

²² Akaike (1971) se basa en la función de verosimilitud y la fórmula de cálculo de los rezagos óptimos es: $n \ln \left(\frac{\hat{u}\hat{u}}{n} \right) + 2k + n[1 + \ln(2\pi)]$.

²³ Schwarz (1978) utiliza un criterio bayesiano, referido como: $-2\ln L + k \ln(n)$.

²⁴ Hannan y Quinn (1979) se basan en una ley del logaritmo iterado para las autocorrelaciones parciales, expresado como: $-2\ln L + 2k \ln(\ln(n))$.

4.7. Prueba de rango de cointegración no restringida (valor propio máximo)

Hipótesis de cointegración	Valor propio	Estadístico Valor propio máximo	Valor crítico 0,05	Prob**
Ninguna*	0,493356	44,19651	14,2646	0,0000
Al menos 1*	0,332881	26,31114	3,841466	0,0000

La prueba de valor propio máximo indica 2 ec (s) de cointegración en el nivel 0,05.

*Denota el rechazo de la hipótesis al nivel 0,05.

**MacKinnon, Haug y Michelis (1999) p-valores.

La traza y el valor propio máximo prueban la hipótesis de existencia de cointegración entre los gastos y los ingresos. En otras palabras, existe una relación de largo plazo entre el saldo primario y la deuda pública, cumpliendo con la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno.

No obstante, es necesario señalar, dado que los valores críticos dependen de los supuestos de tendencia de la serie, que pueden no ser apropiados para modelos que contienen regresores deterministas (Gregory y Hansen, 1996). Es decir, pueden existir períodos de tiempo con superávit presupuestario y, éstos pueden compensar otros períodos de déficit fiscal, ocasionando que el análisis de cointegración de largo plazo llegue a tener una tendencia determinista, o ser bastante previsible. Es por ello que, pese a haber encontrado evidencias de cointegración, no se puede afirmar plenamente la existencia de sostenibilidad, más aun conociendo que el análisis de la función de reacción arrojó una conducta fiscal insostenible, especialmente porque los resultados primarios no siguen el ritmo del proceso de deuda para el período de tiempo analizado.

Con el fin de reforzar los resultados encontrados, a continuación se realiza la prueba de Engle y Granger (1987), que consiste en verificar si los residuos obtenidos de la estimación MCO son estacionarios, demostrando así que las

series están cointegradas. En la Tabla III se encontró que los ingresos y los gastos del SPNF son series I (1), Con esto, bajo la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) se corre la regresión expresada en la ecuación 10 ($I_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t$). Los resultados se presentan en la Tabla V.

Para que exista cointegración, es preciso analizar la estacionariedad del error ε_t que se obtiene de la regresión calculada en la tabla V, que muestra la relación entre la primera de diferencia de ingresos y gastos respectivamente. Los resultados de estacionariedad se observan en la Tabla VI.

Tabla No. 5: Regresión ingresos y gastos del SPNF

Variable dependiente: I				
Método: MCO				
Variable independiente	Coefficiente	Error estándar	Estadístico T	Prob.
C	0,00369	0,001009	0,365844	0,7156
G	0,176748	0,051319	3,444117	0,001
R- cuadrado	0,146694			
R- cuadrado ajustado	0,134327			
Estadístico F	11,86194			

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Eviews 8,

Tabla 6: Contraste de estacionariedad de ε_t mediante el test de Dickey-Fuller aumentado

DFA estadístico	1%	5%	10%
-9,25	-4,09	-3.47	-3.16

Nota: Los valores críticos al 1%, 5% y 10% han sido obtenidos mediante el test DFA con constante y tendencia y son comparados con los valores críticos de Mackinnon (1996). El número de retardos se ha seleccionado con el criterio de información de Schwarz.

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Eviews 8.

Los residuos de la regresión obtenidos en la Tabla V son estacionarios y por tanto son $I(0)$, lo que demuestra la presencia de cointegración entre las serie de ingresos y gastos.

Sobre la base de los resultados, se deben considerar investigaciones como la de Gregory y Hansen (1996) que evalúan series con cambios temporales de tendencia, como sucede en el caso de los saldos presupuestarios, en los que existen cambios de régimen provocados por la presencia de períodos de tiempo con superávit presupuestario, que se compensan con otros períodos de déficit fiscal, ocasionando que el análisis de cointegración de largo plazo pueda tener una tendencia con cambio de pendiente. Es por ello que, pese a la existencia de cointegración, no se puede afirmar plenamente la existencia de sostenibilidad, más aun conociendo que el análisis de la función de reacción arrojó una conducta fiscal insostenible, especialmente porque los resultados primarios no siguen el ritmo del proceso de deuda para el período de tiempo analizado.

4.8. Política fiscal débilmente sostenida o fuertemente sostenida

Para complementar los resultados anteriores, a continuación se procede a calcular bajo la metodología de Quintos (1995) si la política fiscal es fuertemente sostenible o débilmente sostenible, tomando en cuenta los resultados de la prueba de Engle y Granger (1987). El coeficiente $\hat{\beta}$ se encuentra entre 0 y 1 (0,176748) y, es estadísticamente significativo, lo que demuestra la existencia de sostenibilidad bajo la condición de suficiencia. Este resultado estaría mostrando que en el largo plazo el gobierno tiene un desequilibrio estructural causado por su necesidad de financiar, de forma parcial o total, el servicio a la deuda antigua con nueva deuda (lo que se

denomina roll-over). En otras palabras, no existe garantía de que el valor presente de la deuda tienda a cero a medida que t tiende al infinito (no se cumple la condición de transversalidad), lo que demuestra un esquema tipo Ponzi en las cuentas públicas. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Camarero, Esteve y Escalona (1998), Lozano y Cabrera (2009) y Albentosa y Martí (2017). Estos resultados además complementan los obtenidos a través del análisis de la función de reacción, donde se observaron señales de posibles inconvenientes futuros por un comportamiento explosivo de la deuda pública para el caso ecuatoriano.

5. Conclusiones

El manejo de la política fiscal en el Ecuador, a través de su historia, ha estado caracterizado por la acumulación de déficits permanentes, lo que, en términos generales, supone un riesgo latente para la sostenibilidad de las finanzas públicas del país. Ante dicha problemática, la investigación tuvo como objetivo analizar la respuesta del resultado primario (a nivel de SPNF) ante cambios en el stock de deuda pública, a través de la estimación de una función de reacción fiscal, tomando en cuenta el conjunto de variables de control específicas para el caso ecuatoriano. Adicionalmente, se evaluó la sostenibilidad de la deuda pública en el largo plazo, buscando verificar la hipótesis de que el Gobierno ecuatoriano ajusta su superávit primario, en respuesta a los cambios de endeudamiento, con el fin de garantizar la sostenibilidad de la deuda a lo largo del tiempo; con ello se demostraría que estaría cumpliendo con su restricción presupuestaria intertemporal. La investigación utilizó diferentes metodologías para analizar la respuesta del resultado primario ante cambios en el endeudamiento público y la sostenibilidad del endeudamiento público. Para el primer objetivo, se construyó una función de reacción fiscal con una especificación lineal, otra cuadrática y finalmente una cúbica, utilizando estimadores MCO. En lo que respecta al segundo objetivo, se estimó la sostenibilidad de la deuda en el

largo plazo a través de un análisis de cointegración, que contempla la posibilidad de contextualizar si la política fiscal es sostenible, débilmente sostenible o insostenible.

La función de reacción fiscal para el caso ecuatoriano en el período 2000-2017 incluyó un conjunto de variables de control. Tanto la ecuación lineal como el polinomio cuadrático (stock de endeudamiento rezagado elevado al cuadrado), no presentan evidencia estadística que permita verificar el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal por parte del Gobierno. No obstante, al incluir un polinomio cúbico, se encontraron resultados estadísticamente significativos que determinan un comportamiento explosivo de la deuda pública, lo que lleva a una situación donde tarde o temprano el gobierno no podrá cumplir la restricción presupuestaria intertemporal, incrementando de este modo la *fatiga fiscal*; los resultados primarios responden de forma negativa al aumento del endeudamiento público, por lo cual puede que sea necesaria la implementación de medidas de política fiscal que consoliden las finanzas públicas.

También se observó que cuando el país obtiene una brecha de producto positiva, se produce una mejora de los resultados primarios, y, por el contrario, cuando el gasto público se encuentra por encima del potencial, se genera una tendencia que empeora los resultados primarios, creando acumulación de déficits y por ende aumento del stock de deuda. Adicionalmente, el ciclo político de tendencia heterodoxa tiende, en el corto plazo, a generar una disminución de los resultados primarios, con acumulación de déficits primarios. No obstante, este resultado no es concluyente, debido a la tendencia procíclica de la política fiscal en países en vías de desarrollo indistinto de la ideología con la cual se realice la política fiscal, sumada a la ambigüedad de las políticas fiscales de todos los presidentes en el período analizado. A su vez, la visión y perspectiva de forma general en la aplicación del discurso político en la práctica, ya sea ortodoxo o heterodoxo, es debatible a gran modo. Pese a ello, se considera importante la inclusión de este tipo de variables como controles desde la economía política.

La sostenibilidad de la deuda medida a través de análisis de cointegración entre los ingresos y gastos del SPNF como proporción del PIB mostraron que ambas variables están cointegradas, lo que implica a su vez que existe una relación de largo plazo entre el saldo primario y la deuda pública. No obstante, este resultado no es irrefutable en la medida en que existan compensaciones entre déficit y superávit en el tiempo, lo que conlleva a la existencia de una tendencia en el tiempo.

Finalmente, se encontró que la política fiscal durante el periodo señalado fue débilmente sostenible, corroborando en parte los resultados de la función de reacción fiscal, por lo cual sería necesario una reestructura en cuanto al manejo de flujos y stocks en las finanzas públicas con el propósito de enfocar las finanzas públicas hacia un enfoque de sostenibilidad.

Sobre la base de los resultados obtenidos, es menester la aplicación de una política fiscal activa de fortalecimiento de las cuentas públicas en cuanto a un manejo más eficiente de ingresos y gastos, que permita la acumulación de superávits que conlleven a la reducción de pasivos como el stock de endeudamiento público en el mediano plazo.

Fundamentándose en la experiencia internacional, es recomendable desarrollar un marco normativo que complemente las finanzas públicas con las metas macrofiscales de mediano y largo plazo y con la inclusión de reglas fiscales que corrijan la tendencia procíclica de la política fiscal, y que se elimine el sesgo hacia el déficit propio de las economías en vías de desarrollo. Adicional a ello, es imperante incluir en el análisis las características de los países exportadores de petróleo, donde dicho elemento genera gran volatilidad en las cuentas fiscales y, dar importancia a la riqueza financiera neta que permita dar un peso significativo a los objetivos de sostenibilidad y estabilización fiscal.

Bibliografía

- Afcha, Gonzalo, Devarajan, Shantayanan, De Franco, Mario y Larrazábal, Erick** (1992). Vulnerabilidad externa, política fiscal y ajuste macroeconómico: el caso boliviano. *Análisis Económico*, 3, 103-123.
- Afonso, Antonio** (2005). Fiscal sustainability: the unpleasant European case. *Finanz Archiv: Public Finance Analysis*, 61(1), 19-44.
- Afonso, Antonio y Jalles, João Tovar** (2011). Appraising Fiscal Reaction Functions. ISEG-UTL Economics Working Paper No. 23/2011/DE/UECE. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1955177>
- Agnello, Luca, Castro, Vítor, y Sousa, Ricardo** (2015). Is fiscal fatigue a threat to consolidation programmers? *Environment and Planning C: Government and Policy*, 33(4), 765-779.
- Akaike, Hirotugu** (1971). Determination of the number of factors by an extended maximum likelihood principal. *The Institute of Statistical Mathematics Research Memorandum*, 44, 1-11.
- Alesina, Alberto, Campante, Filipe, y Tabellini, Guido** (2008). Why is fiscal policy often procyclical? *Journal of the European Economic Association*, 6(5), 1006-1036.
- Alesina, Alberto y Tabellini, Guido** (1990). A positive theory of fiscal deficits and government debt. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 403-414.
- Albentosa, María, y Martí, Antonio** (2017). Análisis de la sostenibilidad de la deuda pública en España. *Revista de Ciencias Sociales*, 22(2)
- Álvarez, Silvia** (2009). Análisis de la sostenibilidad de la política fiscal y el efecto del gasto público sobre la economía. 1994-2006. *Cuestiones Económicas*, 22(3), 57-89.
- Astorga, Alfredo** (2003). La sostenibilidad de la deuda pública: el caso del Ecuador. En: *Reglas macrofiscales, sostenibilidad y procedimientos presupuestarios: documentos presentados en el XV Seminario Regional de Política Fiscal-LC/L. 1948-P-2003-p. 179-215.*
- Auerbach, A. J., y Gorodnichenko, Y.** (2012). Fiscal multipliers in recession and expansion. In *Fiscal Policy after the Financial crisis* (pp. 63-98). University of Chicago press.

- Baldacci, Emanuele, McHugh, James y Petrova, Iva**, (2011), "Measuring Fiscal Vulnerability and Fiscal Stress: A Proposed Set of Indicators," IMF Working Paper 11/94 (Washington: International Monetary Fund).
- Banco Central del Ecuador** (2019). BCE. Operaciones del Sector Público no Financiero-SPNF (antigua metodología y series históricas). Recuperado de: <https://www.bce.fin.ec/index.php/informacioneconomica/sector-fiscal>
- Barro, Robert** (1986). *US deficits since World War I*. *The Scandinavian Journal of Economics*, 195-222.
- Barro, Robert** (1979). *On the determination of the public debt*. *Journal of political Economy*, 87(5, Part 1), 940-971.
- Barro, Robert** (1974). *Are government bonds net wealth?*. *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.
- Berger, Allen y Udell, Gregory** (1998). *The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle*. *Journal of banking & finance*, 22(6-8), 613-673.
- Blanco, C. y Iraheta, M** (2011). *Estimación del Parámetro de Suavizamiento del Filtro Hodrick-Prescott para el IMAE Regional*. Documento de trabajo, Consejo Monetario Centroamericano
- Bloomberg** (2019). *Fiscal risk*. Recuperado de: <https://www.bloomberg.com/>
- Bohn, Henning** (1998). *The behavior of US public debt and deficits*. *The Quarterly Journal of economics*, 113 (3), 949-963.
- Bradbury, Katharine** (1982). *Fiscal distress in large US cities*. *New England Economic Review*, 1, 33-44.
- Bravo, Ana & Silvestre, António** (2002). *Intertemporal sustainability of fiscal policies: some tests for European countries*. *European Journal of Political Economy*, 18 (3), 517-528.
- Burger, Phillipe, Stuart, Ian, Jooste, Charl, & Cuevas, Alfredo** (2012). *Fiscal sustainability and the fiscal reaction function for South Africa: Assessment of the past and future policy applications*. *South African Journal of Economics*, 80 (2), 209-227

- Camarero, Mariam, Esteve, Vicente, & Escalona, Cecilio** (1998). *Cambio de régimen y sostenibilidad a largo plazo de la política fiscal: El caso de España*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Campbell, John y Shiller, Robert** (1987). *Cointegration and tests of present value models*. *Journal of political economy*, 95(5), 1062-1088.
- Carvajal, Sebastián** (2015). *¿Es la dolarización compatible con el crecimiento y bienestar de largo plazo? Un análisis postkeynesiano*, *Revista Fiscalidad* 10, (90, 114).
- Catalán, Horacio** (2013). *Función de reacción fiscal en México: un análisis de cambio estructural*. *Investigación económica*, 72(286), 139-164.
- Chagny, O. y Lemoine, M.** (2004). *An estimation of the euro area potential output with a semi-structural multivariate Hodrick-Prescott filter*. Centre Etudes & Prospective
- Cheung, Yin y Lai, Kon** (1995). *Lag order and critical values of the augmented Dickey-Fuller test*. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 277-280.
- Ciro, Juan** (2015). *Evaluación empírica de una función de reacción fiscal para Colombia, 2000-2012*. *Lecturas de Economía*, (82), 57-92.
- Claeys, Peter** (2006). *Policy mix and debt sustainability: evidence from fiscal policy rules*. *Empirica*, 33(2-3), 89-112.
- Croce, Enzo y Juan-Ramón, Hugo** (2003). *Sostenibilidad fiscal: un análisis comparativo*. Doc de trabajo del FMI.
- Colander, David, Holt, Richard y Rosser Jr, Barkley** (2004). *The changing face of mainstream economics*. *Review of Political Economy*, 16(4), 485-499.
- Cottarelli, Carlo** (2011). *The risk octagon: a comprehensive framework for assessing sovereign risks*. presentation at the Sapienza University in Rome on January, 25, 2011.
- Cuddington, John** (1997). *Analyzing the Sustainability of Fiscal Deficits in Developing Countries*. World Bank Policy Research Working Paper No. 1784. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=597231>
- Cueto, Rocío** (2015). *Causalidad entre ingresos y gastos: evidencia empírica para España* (Magister's thesis, Universidad de Oviedo).

- Da Costa, Mercedes y Juan-Ramón, Hugo** (2011). *Programación financiera: Fundamentos teóricos y aplicación práctica al caso de Costa Rica*. Inter-American Development Bank.
- De Castro, Francisco** (2004). *Una evaluación macroeconómica de la política fiscal en España* (Doctoral dissertation, Universidad Complutense de Madrid).
- De Clerck, Sage y Wickens, Tobias** (2017). *Government Finance Statistics Manual 2014: Manual*. International Monetary Fund.
- De Mello, Luiz** (2008). Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, 40(3), pp. 271-284. Taylor y Francis Journals.
- Dequech, David** (2007). Neoclassical, mainstream, orthodox, and heterodox economics. *Journal of Post Keynesian Economics*, 30(2), 279-302.
- Echevarria, Víctor** (2018). *Fiscal fatigue and debt sustainability: Empirical evidence from the Eurozone 1980–2013*. Cuadernos de Economía, 41(115), 69-78.
- Égert, Balázs** (2012) *Fiscal Policy Reaction to the Cycle in the OECD: Pro- or Counter-Cyclical?* CESifo Working Paper Series No. 3777. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2034834>
- Esteve, Vicente, Fernandez, Ismael y Tamarit, Cecilio** (1993). *La restricción presupuestaria intertemporal del gobierno y el déficit público en España*. *Investigaciones económicas*, 17(1), 119-142.
- Frankel, Jeffrey, Vegh, Carlos y Vuletin, Guillermo** (2013). On graduation from fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics*, 100(1), 32-47.
- Fernández, Eduardo** (2008). Ciclos de origen político: la visión heterodoxa de Kalecki en contraste con la visión ortodoxa. *Apuntes del CENES*, 27(46), 11-40.
- Fontaine, Guillaume** (2002). *Sobre bonanzas y dependencia Petróleo y enfermedad holandesa en el Ecuador*. Íconos. Revista de Ciencias Sociales, (13), 102-110.
- Ganiko, Gustavo, Melgarejo, Karl y Montoro, Carlos** (2016). *How much is too much? The fiscal space in emerging market economies* (No. 2016-014).

- Gechert, Sebastián y Will, Henner** (2012). *Fiscal multipliers: A meta regression analysis* (No. 97). IMK working paper.
- Gelman, Andrew y Stern, Hal** (2006). *The difference between "significant" and "not significant" is not itself statistically significant*. *The American Statistician*, 60(4), 328-331.
- Ghosh, Atish, Kim, Jun, Mendoza, Enrique, Ostry, Jonatan y Qureshi, Mahvash** (2013). *Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies*. *The Economic Journal*, 123(566).
- Gregory, Allan y Hansen, Bruce** (1996). *Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*. *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- Greiner, Alfred y Kauermann, Goran** (2007). *Sustainability of US public debt: Estimating smoothing spline regressions*. *Economic Modelling*, 24(2), 350-364.
- Hamilton, James y Flavin, Marjorie** (1986) *On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing*, *American Economic Review*, Vol. 76, No. 4.
- Hannan, Edward y Quinn, Barry** (1979). *The determination of the order of an autoregression*. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190-195.
- Huerga, Eduardo** (2008). *Ciclos de origen político: la visión heterodoxa de Kalecki en contraste con la visión ortodoxa*. *Apuntes del CENES*, 27(46), 11-40.
- Ilzetzi, Ethan y Végh, Carlos** (2008). *Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction?* (No. w14191). National Bureau of Economic Research
- Kalecki, Michal** (1943). *Political Aspects Of Full Employment 1. The Political Quarterly*, 14(4), 322-330.
- Kaufman, Robert y Stallings, Barbara** (1991). *The political economy of Latin American populism*. In *The macroeconomics of populism in Latin America* (pp. 15-43). University of Chicago Press.
- Khalid, Mahmood, Malik, Wasim , & Sattar, Abdul** (2007). *The fiscal reaction function and the transmission mechanism for Pakistan*. *The Pakistan Development Review*, 435-447.

- Legrenzi, Gabriella y Milas, Costas** (2012). *Nonlinearities and the sustainability of the government's intertemporal budget constraint*. *Economic Inquiry*, 50(4), 988-999.
- Londoño, Sebastián** (2016). *La política monetaria en el Ecuador desde la perspectiva postkeynesiana período 2005-2015* (Bachelor's thesis, PUCE).
- Lozano, Ignacio, y Cabrera, Enrique** (2010). *Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del Gobierno Colombiano*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Lozano, Ignacio y Cabrera, Enrique** (2009). *Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del Gobierno Colombiano*. Borradores de Economía; No. 579.
- Mann, Arthur y Pastor, Manuel** (1989). *Orthodox and heterodox stabilization policies in Bolivia and Peru: 1985-1988*. *Journal of Interamerican Studies and World Affairs*, 31(4), 163-192.
- Martner, Ricardo y Tromben, Varinia** (2004). *La sostenibilidad de la deuda pública*. Revista de la CEPAL.
- Marshall, Jorge y Schmidt-Hebbel, Klaus** (1989). *Un marco analítico-contable para la evaluación de la política fiscal en América Latina*. Comisión Económica para América Latina (CEPAL).
- McCallum, Bennett** (1984). *Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis*. *Journal of political economy*, 92(1), 123-135.
- Midaglia, Carmen y Antía, Florencia** (2007). *La izquierda en el gobierno: Cambio o continuidad en las políticas de bienestar social?* Revista Uruguay de Ciencia Política, 16(1), 131-157.
- Michel, Philippe** (1990). *Some clarifications on the transversally condition*. *Econometric: Journal of the Econometric Society*, 705-723.
- Mueller, Dennis** (2004). *Public choice: an introduction*. In *The encyclopedia of public choice* (pp. 32-48). Springer, Boston, MA.
- Novales, Alfonso** (2011). *Modelos vectoriales autoregresivos (VAR)*. Universidad Complutense, 1-26.
- Nguyen, Truong** (2013). *Estimating India's fiscal reaction function* (No. 2013-05). The Australian National University, Australia South Asia Research Centre.

- Nuti, Domenico** (2011). *El ciclo político de Kalecki desde una óptica actual. Una introducción*. Revista de Economía Crítica, 12, 207-213.
- Petrie, Murray y Hemming, Richard** (2000). *A Framework for Assessing Fiscal Vulnerability* (No. 0-52). International Monetary Fund.
- Quintos, Carmela** (1995). Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409-417. doi:10.2307/1392386
- Quituisaca, Claudio y Yanza Lucero, Angel** (2016). *Evaluación de la sostenibilidad de la deuda pública en el Ecuador, periodo 2000-2014* (Bachelor's thesis)
- Rial, Isabel y Vicente, Leonardo** (2008). *Política Fiscal y Vulnerabilidad Fiscal en Uruguay, 1976-2006*. In XXIII Annual Meeting of the Central Bank of Uruguay.
- Robledo, Jacobo** (2011). *Sostenibilidad fiscal: una aproximación con datos de panel para 8 países Latinoamericanos*. MPRA Paper No. 33091, 33091.
- Rodríguez, M. y Zuleta, J.** (2008). *Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial 1950-2007*. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico Documento de Discusión DD/07/20.
- Romer, David** (2011). *What have we learned about fiscal policy from the crisis? In the wake of the crisis: Leading economists reassess economic policy*, 57-66.
- Schuldt, Jürgen** (2005). *¿Somos pobres porque somos ricos*. In Recursos naturales, tecnología y globalización, Lima, Fondo Editorial del Congreso del Perú.
- Schwarz, Gideon** (1978). *Estimating the dimension of a model*. The annals of statistics, 6(2), 461-464.
- Stiglitz, Joseph** (2016). *La vida después de la deuda: orígenes y resoluciones de las crisis de deuda*. Eudeba.
- Stiglitz, Joseph** (2003). *La economía del sector público* (Vol. 24). Antoni Bosch Editor.
- Talvi, Ernesto y Végh, Carlos** (2000). *La sostenibilidad de la política fiscal: un marco básico. Cómo armar el rompecabezas fiscal*, 1-25.

The Organization for Economic Co-operation and Development, OECD (2011).

Fiscal consolidation: targets, plans and measures. OECD Journal on Budgeting, Vol. 11/2. <http://dx.doi.org/10.1787/budget-11-5kg869h4w5f6>

Trapé, Alejandro (2004). *¿De qué hablamos cuando hablamos de solvencia fiscal?*, publicado en los Anales de la Reunión del Año 2004 de la Asociación Argentina de Economía Política (A.A.E.P). p. 1 a 4. <http://www.aaep.org.ar/anales/buscador.php?anales=2004-buenosaires>

Trehan, Bharat y Walsh, Carl (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to US federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and banking*, 23(2), 206-223.

Tronzano, Marco (2013). *The sustainability of Indian fiscal policy: a reassessment of the empirical evidence. Emerging Markets Finance and Trade*, 49(sup1), 63-76.

Zandi, Mark, Cheng, Xu, & Packard, Tu (2011). *Fiscal space. Ratio*, 60(80), 100.

Anexos:

Anexo 1: Glosario de términos: algunos conceptos

Este anexo cuenta con algunas definiciones conceptuales relacionadas a variables utilizadas en la investigación.

En primer lugar, el resultado primario puede presentarse de las siguientes maneras: resultado primario global, resultado primario cíclicamente ajustado y resultado estructural primario (De Clerck y Wickens: 2017). En el Manual de Estadísticas Fiscales del FMI (2014) se definen:

Tabla No 7: Definiciones conceptuales

Indicador Fiscal	Término relacionado en las metodologías estadísticas
<i>Resultado primario global</i>	Resultado fiscal global con exclusión del gasto en intereses o el gasto neto en intereses. Para el análisis de sostenibilidad de la deuda bruta, emplear el resultado fiscal global con exclusión del gasto en intereses. Para el análisis de sostenibilidad de la deuda neta, emplear el resultado fiscal global con exclusión del gasto neto en intereses.
<i>Resultado primario cíclicamente ajustado</i>	Resultado de tendencia a lo largo de un ciclo económico, que es el resultado fiscal primario, desprovisto del impacto de los movimientos cíclicos en ingreso y gasto (en el caso del gobierno, usualmente solo se eliminan las prestaciones por desempleo pagaderas).
<i>Resultado estructural primario</i>	Resultado fiscal primario subyacente o permanente, que es el resultado fiscal primario, tras eliminar el impacto de movimientos cíclicos en ingreso y gasto, y los efectos de eventos inusuales o de una sola vez.

Elaboración propia

Fuente: De Clerck y Wickens (2017) en el Manual de Estadísticas Fiscales del FMI (2014)

Anexo 2: Estimación de la función de reacción**Función de reacción**

Sp	Coef.	Std. Err.	t
Ldebt	.0012339	0.0153476	0.08
Cygas	-1.066868	0.1323103	-8.06
Cyeco	0.0282288	0.0067051	4.21
Libor	0.2728219	0.0808698	3.37
Lncrudo	0.0046716	0.0053646	0.87
Lnriesgopais	-0.0042263	0.003185	-1.33
Elecc	-0.0012987	0.0029219	-0.44
Cypoli	-0.0121286	0.0044118	-2.75
Cons	0.0132735	0.0369869	0.36
Prob>F = 0.0000			
R-squared= 0.6774			
Adj R-squared= 0.6357			

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Stata 15.

Función de reacción con polinomio cuadrático

sp	Coef.	Std. Err.	t
ldebt	-0.594552	0.493564	-1.20
ldebt^2	0.0555542	0.429653	1.29
cygas	-1.099772	0.1340371	-8.20
cyeco	0.0299324	0.0067979	4.40
libor	0.2563726	0.081435	3.15
lncrudo	0.0023855	0.0056211	0.42
lnriesgopais	-0.0023964	0.0034696	-0.69
elecc	-0.0014318	0.002908	-0.49
cypoli	-0.0152537	0.0050097	-3.04
cons	0.025049	0.0378986	0.66
Prob>F = 0.0000			
R-squared= 0.6860			
Adj R-squared= 0.6397			

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Stata 15.

Función de reacción con polinomio cúbico

sp	Coef.	Std. Err.	t
ldebt	-0.399834	0.1247273	-3.21
ldebt^2	0.9604231	0.3103006	3.10
ldebt^3	-0.6618259	0.2250141	-2.94
cygas	-1.113617	0.126435	-8.81
cyeco	0.0273028	0.00647	4.22
libor	0.3382769	0.0816578	4.14
lncrudo	0.008359	0.0056745	1.47
lnriesgopais	-0.0006243	0.0033256	-0.19
elecc	-0.0032727	0.0028117	-1.16
cypoli	-0.0127698	0.0047972	2.66
cons	0.0213151	0.035747	0.60
Prob>F = 0.0000			
R-squared= 0.7256			
Adj R-squared= 0.6798			

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Stata 15.

Anexo 3:**Tabla 8:** Criterios de información obtenidos para el modelo de **Vectores****Autoregresivos**

Retardos	AIC	SC	HQ
0	-11.95409	-11.41437	-11.74147
1	-12.84440	-12.16975	-12.57862
2	-13.49111	-12.68153	-13.17217
3	-14.10105	-13.15654	-13.72896
4	-14.24536*	-13.16592*	-13.82012*

*Indica el orden los retardos seleccionados por el criterio

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan- Quinn information criterion

Fuente: *Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Stata 15.*

Anexo 4: Modelo VAR**Tabla 9:** Modelo de Vectores Autoregresivos, Ingresos y Gastos

Variable independiente	Variable dependiente	
	D (I)	D (G)
D (I(-1))	-0,243460 (0,14951) [-1,62840]	0,353078 (0,11602) [3.04334]
D (I(-2))	-0,204574 (0,17364) [-1.17817]	0,495467 (0,13474) [3.67720]
D (I(-3))	-0,214194 (0,19959) [-1.07316]	0,317725 (0,15488) [2.05143]
D (I(-4))	-0,272803 (0,18033) [-1.51283]	0,083542 (0,13993) [0.59702]
D (G(-1))	-0,229144 (0,15346) [-1,49321]	-0,850475 (0,11908) [-7,14202]
D (G(-2))	0,056368 (0,16952) [0,33251]	-0,681344 (0,13155) [-5,17945]
D (G(-3))	0,065075 (0,16676) [0,39024]	-0,464895 (0,12940) [-3,59265]
D (G(-4))	-0,021989 (0,15309) [-0,14363]	0,107285 (0,11880) [0.90308]
C	0,008995 (0,01957) [0,45968]	-0,008296 (0,01518) [-0,54634]

crudo	0,003112 (0,00289) [1,07732]	0,00319 (0,00224) [1,423001]
brecha de producto	0,003915 (0,01619) [0,24178]	-0,054482 (0,01257) [-4,33584]
gasto gubernamental temporal	0,077064 (0,20720) [0,37193]	0,81257 (0,16078) [5,05383]
ciclo político	0,001113 (0,00344) [0,32325]	0,00267 (0,00267) [0,99966]
elecciones	-0,000622 (0,00271) [-0,22988]	0,001826 (0,00210) [0,86928]
libor	0,074544 (0,07276) [1,02445]	0,061153 (0,05646) [1,08303]
riesgo país	-0,003324 (0,00223) [-1,48867]	-0,000816 (0,00173) [-0,47066]
Estadísticos y pruebas de hipótesis		
R- cuadrado	0,448531	0,933011
R- cuadrado ajustado	0,283091	0,912915
Estadístico F	2,711132	46,42631

Fuente: Elaboración propia. Cálculo realizado con el software Eviews 8

Análisis de la dinámica y sostenibilidad de la deuda pública en América Latina

An analysis of the dynamics and sustainability of public debt in Latin America

Gabriela M. Merchán Quito

Pedro Atienza Montero¹

Resumen

Esta investigación desarrolla el análisis de la sostenibilidad de la deuda pública de los países de América Latina. El análisis emplea información histórica disponible sobre la base contable de la acumulación de la deuda derivada de la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno, para el periodo 2000-2017. Los objetivos específicos son dos: primero, analizar la dinámica de la deuda pública que se expresa a partir del saldo primario, el pago de intereses, la tasa de crecimiento y una variable de ajuste. Segundo, analizar la sostenibilidad de la deuda de estos países. Los resultados sugieren que los países seleccionados han recurrido a la política de endeudamiento para poder financiar los gastos públicos de forma permanente. Además, han mantenido un periodo de ocho años de sostenibilidad en consecuencia con

¹ Departamento Economía e Historia Económica. Facultad Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Sevilla (España)

los resultados macroeconómicos que se tornaron favorables por efecto de los precios de las materias primas. Sin embargo, todavía deben trabajar en mejorar políticas fiscales de mediano plazo que les permitan afrontar la volatilidad fiscal y choques internos o externos para que sus finanzas públicas puedan afrontar eventos de contracción económica.

Palabras clave: *deuda pública, sostenibilidad, política fiscal.*

Códigos JEL: H61; H62; H63.²

Abstract

This research involves a sustainability analysis of the public debt of Latin American countries. Based on historical information available on the accounting basis of the accumulation of debt derived from the government's intertemporal budget constraint, the study analyzes the period 2000-2017. There are two specific objectives: first, to analyze the dynamics of public debt in terms of its components, these being the primary balance, interest payments, the economic growth rate, and an adjustment variable. Second, this research aims to analyze the sustainability of the debt of these countries. The results suggest that the selected countries have resorted debt to finance public expenditures on a permanent basis. In addition, the eight years of sustainability were achieved due to macroeconomic results that were mainly favorable because of the commodity price boom. The results of the analysis suggest that Latin American governments need to improve their medium-term fiscal policies, so as to be robust in face of internal and external shocks and generate buffers to enable solvency when experiencing economic contraction.

Keywords: *public debt, sustainability, fiscal policy.*

JEL codes: H61; H62; H63.

Fecha de recepción: 10 de septiembre de 2020.

Fecha de aceptación: 16 de noviembre de 2020.

1. Introducción

El análisis de sostenibilidad de la deuda pública de los países de América Latina correspondiente al periodo 2000-2017 permite conocer cuándo la posición fiscal de un país estuvo deteriorada por un bajo crecimiento económico, altas tasas de interés por pago de la deuda contraída, déficits primarios recurrentes, o por un nivel de deuda elevado. Cuando los niveles de endeudamiento sobrepasan la capacidad de pago de los países, la economía se orienta a enfrentar una crisis de deuda.

La inestabilidad económica de los países de América Latina y el Caribe entre 1980 al 2002 tuvo inicio con la crisis de la deuda externa de los años ochenta. Estos años son conocidos como la “década perdida” porque trajo consigo atraso de estas economías en materia de crecimiento y desarrollo económico (elevadas tasas de desempleo y aumento de la pobreza). Se produjo un acelerado proceso de endeudamiento externo con la banca internacional, cuyo resultado condujo a que varios países latinoamericanos no pudiesen continuar con el pago de la deuda debido al alza de las tasas de interés en EE.UU., lo que provocó la suspensión del acceso a financiación externa en la región.

A partir de 1989, con la aplicación del Plan Brady, se reanuda dicha financiación externa, iniciando un nuevo ciclo financiero expansivo para el periodo de 1990 a 1997. Posteriormente, choques financieros provocados por la crisis asiática (1997) influyeron negativamente en los países de América del Sur, así como la crisis de Rusia y Turquía (1998) que afectaron fuertemente a Brasil. Los países centroamericanos, que estaban poco integrados en los mercados financieros internacionales y menos dependientes del intercambio comercial con Asia, fueron los menos afectados por los choques financieros y comerciales de esta década (Fuentes, 2014). Desde 1998 hasta el año 2002, la deuda pública creció considerablemente en varios países de América Latina, caracterizada como la “media década pérdida”. Esta situación, pone en

evidencia la vulnerabilidad recurrente de las finanzas públicas de la región (Martner y Tromben, 2004a).

En el período de estudio el promedio de la deuda pública medida como proporción del PIB en los países de América Latina (exceptuando Venezuela y Cuba), pasó de un peso sobre el PIB de 37% en 2000 a 51% en 2017. La volatilidad de los ingresos públicos, los movimientos adversos en los tipos de cambio y/o tasas de interés que aumentan drásticamente el costo del servicio de la moneda extranjera y la deuda a corto plazo, así como la debilidad de los sistemas financieros domésticos, todos estos factores en conjunto o individualmente influyen en la sostenibilidad de la deuda pública.

El motivo para realizar esta investigación radica en encontrar las respuestas a dos preguntas: *¿Cuándo se convierte en un problema la creciente tasa de endeudamiento en las economías de los países de América Latina?* y de la misma manera, *¿Cuánto debe reducirse una alta tasa de endeudamiento en estos países?* Para responderlas, generalmente se analiza la regla del 40% de endeudamiento respecto al PIB propuesta por el Fondo Monetario Internacional (2016) para los países con desempeño económico mediano de los mercados emergentes y de los países en vías de desarrollo, dada su mayor vulnerabilidad a las crisis de la deuda. Si bien esta regla puede ser un punto de referencia, puede no ser suficiente para los sistemas fiscales latinoamericanos establecer límites de deuda pública, dadas sus condiciones de mayor riesgo e inestabilidad política, que provoca choques al desarrollo de sus economías.

El alcance de esta investigación es explicativo, dado que aplica un ejercicio contable basado en la ecuación de la acumulación de la deuda. La metodología empleada requiere de la información de la contabilidad nacional de las finanzas públicas de los países de América Latina, la cual es facilitada por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). La muestra seleccionada se distribuye en tres bloques: AL-6 conformado por Brasil, México, Chile, Perú, Colombia, y Uruguay; AS-4 compuesto por Ecuador,

Argentina, Bolivia y Paraguay; y, CAPRD congregado por Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá y República Dominicana.

El objetivo del trabajo es doble. En primer lugar, analizar la dinámica de la deuda pública del gobierno central, para el periodo 2000-2017 de los países mencionados mediante la descomposición de la variación de la deuda pública en: i. la evaluación del efecto bola de nivel (a través del análisis de la tasa de interés, el efecto crecimiento, y la inflación), ii. el déficit primario como proporción del PIB (cambios acumulados); y, iii. en el efecto stock-flujo o mejor conocido como el ajuste saldo de flujo. En segundo lugar, analizar la sostenibilidad de la deuda pública también del gobierno central de esos países, mediante la comparación del déficit primario real con el umbral de déficit primario en el periodo considerado 2000-2017.

El documento se divide en cinco epígrafes más, además de la introducción. El segundo epígrafe presenta el marco teórico. El tercero, los datos preliminares de las economías latinoamericanas. El cuarto presenta el método empírico y la fuente de datos a ser analizados. El quinto muestra los resultados empíricos en cuanto a la dinámica de la deuda pública y de sostenibilidad. Finalmente, terminamos con un epígrafe de conclusiones.

2. Marco teórico

La base formal para el análisis de la deuda pública fue propuesta por Domar (1944), quien desarrolló un modelo que define una condición necesaria para la sostenibilidad. Posteriormente, Diamond (1965), empleó el modelo de generaciones superpuestas para analizar el efecto de un stock positivo de deuda en el equilibrio competitivo a largo plazo de una economía con tecnología neoclásica. En su investigación, este autor demostró que la deuda

del gobierno causa una disminución en la utilidad cuando la economía es dinámicamente eficiente, mientras que la utilidad puede incrementarse si la economía es dinámicamente ineficiente. Buiter (1985) estudió la deuda pública y los déficits en el Reino Unido y en el extranjero y consideró cuatro cuestiones importantes. Primero, si un aumento de déficit presupuestario actual aumenta la inflación en el futuro. En segundo lugar, cómo evaluar la coherencia de un determinado programa de gastos e impuestos. En tercer lugar, si un aumento del déficit presupuestario desplaza el gasto privado, que, como demuestra, depende de manera crítica del estado de la economía, el horizonte temporal y si el aumento del déficit es temporal o permanente. Finalmente, considera la cuestión de derivar una medida adecuada de la posición fiscal, para lo cual, consideró que el desarrollo de un índice de impacto fiscal requiere un modelo económico adecuado. Blanchard et al. (1990) basándose en Buiter (1985) formalizaron el modelo basado en la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno e introdujeron dos condiciones para la sostenibilidad de la deuda pública: i) la relación de deuda/PIB debería converger a largo plazo a su nivel inicial tras un periodo en el que ha crecido de forma importante, y esto exige generar superávit primarios tras el periodo de crecimiento del cociente deuda/PIB; y, ii) para que una política fiscal sea sostenible, un gobierno que tiene una deuda pendiente debe ejecutar excedentes presupuestarios primarios.

Algunos otros autores han presentado propuestas empíricas sobre la sostenibilidad de la política fiscal y de la deuda. Aquí se consideran dos artículos relacionados con el caso de América Latina y el Caribe, los mismos que sostienen su análisis sobre la base de la literatura económica antes expuesta.

Martner y Tromben (2004a) estudian la sostenibilidad de la deuda pública y el efecto bola de nieve en los países de América Latina a través del análisis de la relación entre el balance primario efectivo y el balance primario necesario para estabilizar la deuda pública, indicador de sostenibilidad estándar de

corto plazo planteado por Blanchard et al. (1990). La estimación de este indicador se realiza considerando que es independiente del entorno macroeconómico. Los autores identifican que es un problema, ya que no toma en cuenta los efectos patrimoniales, que se ven reflejados en el efecto *bola de nieve* y en el componente *flujo-stock*. Por ello, incluyen en el análisis la descomposición de la dinámica de la deuda como proporción del PIB, dividiendo la contribución del saldo primario respecto del PIB, el efecto *bola de nieve*, y el ajuste *stock-flujo*, para el periodo 1998-2002, presentando tres grupos de países. El Grupo A, compuesto por los países que han emitido bonos soberanos y que tienen, por lo tanto, acceso a los mercados de capitales. El Grupo B, los países que tienen acceso a los mercados pero que han tenido una deuda pública decreciente o constante, y el Grupo C, agrupa a los países que no están incluidos en el Emerging Markets Bond Index - EMBI, clasificación de JP Morgan. Los resultados indican que en el primer grupo, la principal fuente de incremento de la deuda es la devaluación del año 2002, que se refleja en un ajuste patrimonial para Argentina y Uruguay. Para Brasil el superávit primario acumulado durante el periodo de estudio no fue suficiente para contener el crecimiento de la deuda pública, en gran medida debido al bajo crecimiento económico y al deterioro de las condiciones de financiamiento. Para Colombia y Perú, se suman los persistentes déficits primarios y para Venezuela el incremento fue poco significativo. Respecto al segundo grupo, se concluye que hubo un descenso de la deuda pública para Ecuador y México, mientras que para los demás países la ratio se mantuvo relativamente constante. Para el último grupo, el efecto *bola de nieve* fue menor, las tasas de interés fueron relativamente bajas, debido a que buena parte del financiamiento externo es de tipo concesional que corresponde al apoyo que realizan instituciones financieras internacionales. Finalmente, el resultado del ajuste *stock-flujo*, que para ciertos países ha sido clave en el aumento de la deuda, corresponde a las variaciones de los precios relativos y al reconocimiento de deudas contingentes de otros niveles de Gobierno del sistema financiero. Esto puede deberse a las presiones que tiene el Gobierno Central de asumir deudas de otros agentes de la economía, poniendo en

riesgo la sostenibilidad de la deuda pública, y obligando a contar con mayores ajustes que los programados.

Paunovic (2005) estudia la sostenibilidad de la deuda pública en los países nortños de América Latina, para el año 2004. El autor presenta cuatro indicadores de sostenibilidad fiscal que ofrecen una primera información sobre la sostenibilidad de la deuda. El primero es el indicador de brecha primaria de corto plazo propuesto por Blanchard (1990). El segundo indicador de sostenibilidad fiscal es el del déficit primario macro ajustado, propuesto por Talvi y Végh (2000), cuya idea es contrastar el déficit macro ajustado con el valor que resulta de considerar los intereses que se están devengando efectivamente en un momento dado, junto con el nivel de la deuda y la tasa de crecimiento del país que sucede en ese momento. El tercer indicador es un algoritmo recursivo derivado de la ley de movimiento de la razón deuda/PIB, propuesto por Croce y Juan-Ramón (2003) en el cual las autoridades fiscales determinan un cierto nivel de la deuda pública en relación con el PIB y se calcula el superávit primario necesario para alcanzarlo. El último y cuarto indicador de sostenibilidad es el del descalce de monedas propuesto por Calvo, Izquierdo y Talvi (2003), que parte de la descomposición de la deuda en interna y externa, y de la producción nacional de mercado y de no mercado. Las conclusiones a las que llega el autor después de examinar los diversos indicadores en los ocho países nortños de América Latina es que México es el único país que obtiene mejores resultados con los cuatro indicadores; en un segundo grupo de países, que incluye a Costa Rica, el problema es el nivel de la deuda, mientras que en Guatemala el problema es el descalce de monedas. Según Calvo, Izquierdo y Talvi (2003), hay buenos resultados para Nicaragua y República Dominicana con tasas de interés negativas, en especial para este último país que durante los últimos 15 años ha sorteado los problemas de sostenibilidad de la deuda sin contratiempos. Por su parte, el aumento de la ratio deuda pública/PIB para El Salvador, Honduras y Panamá es inminente porque no han podido sostener por mucho tiempo la política fiscal que estaba vigente en el año 2004.

3. Metodología y fuentes

El análisis de la dinámica y sostenibilidad de la deuda pública en este trabajo parte de la restricción presupuestaria del gobierno³ en el año t (Albi *et al* 2018, p.288):

$$B_t = (1 + i)B_{t-1} + G_t - T_t \quad (1)$$

Donde:

- B_t = Deuda pública final del año t .
- B_{t-1} = Deuda pública del año anterior.
- i = Tipo de interés nominal sobre la deuda
- B_{t-1} = Intereses pagados sobre el stock de deuda pública acumulado en el periodo anterior.
- G_t = Gasto público corriente con exclusión de los intereses de la deuda
- T_t = Ingresos corrientes del sector público
- $G_t - T_t$ = saldo primario (según el signo positivo o negativo de su valor será un déficit o superávit primario).

La deuda emitida en t es igual a la existente en $t-1$ más los intereses de la deuda más el déficit público primario (diferencia entre el gasto público real, sin intereses, e ingresos públicos), e i es el tipo de interés nominal.

La ecuación (1) supone que todo el déficit público se financia a través de la emisión de deuda pública y también que no hay ingresos procedentes de privatizaciones.

Para determinar el peso de la deuda pública sobre el valor de la producción nacional, se considera la siguiente ecuación, donde Y_t es el PIB nominal de un país en el año t y g la tasa de crecimiento anual del mismo.

$$Y_t = (1 + g)Y_{t-1} \quad (2)$$

³ Ver Blanchard *et al.* (1990).

Partiendo del supuesto de que g e i son constantes en el tiempo, se divide la ecuación (1) entre la ecuación (2) y se obtiene:

$$\frac{B_t}{Y_t} = \frac{(1+i)B_{t-1}}{(1+g)Y_{t-1}} + \frac{G_t - T_t}{Y_t}$$

Si realizamos las siguientes sustituciones

- $\frac{B_t}{Y_t} = b_t \Rightarrow$ Ratio deuda/PIB para el año t
- $\frac{G_t - T_t}{Y_t} = d_t \Rightarrow$ Ratio déficit primario como proporción del PIB

Obtenemos la siguiente ecuación:

$$b_t = \frac{1+i}{1+g} b_{t-1} + d_t \quad (3)$$

Las letras minúsculas representan ratios sobre el PIB. A continuación, se resta b_{t-1} de ambos lados de la ecuación (3), para llegar a una expresión básica para evaluar *la dinámica y la sostenibilidad de la deuda*:

$$\begin{aligned} b_t - b_{t-1} &= \left[\frac{(1+i)}{(1+g)} b_{t-1} + d_t \right] - b_{t-1} \\ \Delta b_t &= \frac{(1+i)b_{t-1} + d_t(1+g) - (1+g)b_{t-1}}{(1+g)} \\ \Delta b_t &= \frac{b_{t-1}[(1+i) - (1+g)] + d_t(1+g)}{(1+g)} \\ \Delta b_t &= \frac{b_{t-1}[1+i-1-g] + d_t(1+g)}{(1+g)} \\ \Delta b_t &= \frac{b_{t-1}(i-g) + d_t(1+g)}{(1+g)} \\ \Delta b_t &= \frac{i-g}{1+g} b_{t-1} + d_t \end{aligned} \quad (4)$$

Donde:

- $\Delta b_t = b_t - b_{t-1}$

- $d_t \Rightarrow$ Efecto saldo primario
- $\frac{i-g}{i+g} b_{t-1} \Rightarrow$ Efecto bola de nieve

A partir de la ecuación (4) la evolución de la ratio de deuda pública de un país depende de dos efectos i) El efecto saldo primario como proporción del PIB indica que cuanto mayor sea la diferencia entre los gastos sin intereses y los ingresos, cuanto mayor sea $d_t > 0$, mayor será el crecimiento de la ratio de la deuda. Por el contrario, si el saldo primario es un superávit ($d_t < 0$), la ratio de deuda se reduce; y, ii) El efecto bola de nieve muestra que el coeficiente de deuda se incrementa si la tasa de interés de la deuda pública es mayor al crecimiento de la economía $i > g$; por el contrario disminuye si $i < g$. Este efecto, refleja la carga de los intereses en el saldo acumulado de la deuda pública.

La deuda es insostenible si Δb_t es permanentemente mayor que cero ($\Delta b_t > 0$), lo que puede ocurrir si el déficit primario es demasiado alto de manera continua para el diferencial existente entre i y g .

Así también, en términos de (4) se puede deducir que el gobierno desea mantener constante el coeficiente de deuda, para lo cual se asume que $\Delta b_t = 0$, y se obtiene un nivel crítico d^* .

$$\begin{aligned}
 0 &= \frac{i-g}{i+g} b_{t-1} + d_t \\
 -d_t &= \frac{i-g}{i+g} b_{t-1} \\
 -d_t(i+g) &= (i-g)b_{t-1} \\
 d_t(i+g) &= (g-i)b_{t-1} \\
 d_t &= \frac{g-i}{i+g} b_{t-1}
 \end{aligned}$$

Para determinar si un déficit es demasiado alto, dada una ratio de deuda $b = b_{t-1}$, el valor del déficit primario debe exceder el nivel crítico d^* .

$$d^* = \frac{g-i}{1+g} b \quad (5)$$

Con la ecuación (5) se calcula el umbral máximo de déficit primario d^* que se puede permitir. Si $d_t > d^*$ de modo permanente la deuda pública es insostenible. Esta condición además tiene dos implicaciones: 1) Si $i > g$, la sostenibilidad de la deuda requiere un superávit primario ($d^* > 0$). Si, por el contrario, existe déficit, se produce un efecto *bola de nieve* por el que la deuda aumenta de manera insostenible; y, 2) Si $i < g$, la economía puede permitirse un déficit primario permanente, siempre que su nivel sea inferior o igual al nivel umbral.

Por otra parte, la dinámica de la deuda expresada en la ecuación (4) también se puede expresar incluyendo una variable adicional de ajuste sf . El *saldo de flujo* explica el posible descalce entre la variación de la deuda y balance fiscal (CEPAL, 2016, p. 97).

$$\Delta b_t = \frac{i-g}{1+g} b_{t-1} + d_t + sf_t \quad (6)$$

El efecto ajuste saldo-flujo (sf) es positivo cuando la deuda del gobierno aumenta más que el déficit anual (o disminuye menos de lo que implica el superávit). Mientras que el efecto saldo-flujo es negativo cuando la deuda pública del gobierno aumenta menos que el déficit anual (o disminuye más de lo que implica el superávit). El efecto ajuste saldo-flujo se compone de tres categorías importantes. La primera es la *adquisición neta de activos financieros*. Las transacciones financieras en activos no contribuyen al déficit, pero conducen a aumentos o disminuciones en el saldo o stock de la deuda. La segunda categoría son los *ajustes*, que incluye tres subcategorías: i) transacciones en los pasivos que se excluyen de la deuda pública; ii) efectos de valoración; y, iii) otros cambios en el volumen. La tercera categoría son las *discrepancias estadísticas*, que reflejan las diferencias entre la cuenta de capital y la cuenta financiera, con fuentes distintas de datos, así como podría indicar problemas con la calidad de los datos (Eurostat, 2017, p. 2-3).

En consecuencia, la dinámica de la deuda pública, según la ecuación (6) la determinan tres efectos: el *efecto bola de nieve*, el *efecto saldo primario*, y el *ajuste saldo-flujo*. En la presente investigación se analizan con detalle los dos primeros componentes. En cuanto al *ajuste saldo-flujo*, no se amplía su análisis debido a la complejidad de recopilación de los datos respecto a la adquisición neta de activos financieros u otros pasivos que se incluyan en el cálculo de la deuda; no obstante, dada la estructura de la citada expresión matemática es necesario calcular y presentar su valor.

La muestra abarca un período de dieciocho años y diecisiete países observados. Del total de países, catorce cuentan con soberanía monetaria, Ecuador y El Salvador renunciaron a su moneda propia por el dólar estadounidense, y Panamá tiene paridad fija entre su moneda propia (Balboa) y el dólar. Para el análisis de las variables en la investigación se toma como unidad monetaria el dólar⁴, a fin de facilitar la comparabilidad entre ellos.

Adicionalmente, se conformaron tres bloques de países, tomando como referencia la agrupación realizada por el FMI (2015)⁵, dada la semejanza del desempeño de sus economías, la apertura que tienen al financiamiento externo, o por su ubicación geográfica. El primer grupo es **AL-6** conformado por: Brasil, México, Chile, Perú, Colombia, y Uruguay. **CAPRD** compuesto por: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá y República Dominicana. Finalmente, el grupo de **AS-4**⁶: Ecuador, Argentina, Bolivia y Paraguay.

Los datos proceden de CEPAL. Las variables que se utilizan en esta investigación son el PIB en precios corrientes y constantes, el deflactor del PIB,

⁴Se transforman los valores de las variables de las Operaciones del Gobierno con el tipo de cambio publicado por CEPAL.

⁵El FMI clasifica al grupo AL-6 por ser economías financieramente integradas; a América Central y República Dominicana les asigna la abreviatura de CAPRD. Finalmente, al grupo de AS-4, la organización financiera lo clasifica como "Otros exportadores de materias primas".

⁶Se excluye Venezuela y Cuba del análisis debido a la ausencia de información de las operaciones del gobierno en la base de datos investigada.

el saldo de la deuda pública, el pago de intereses de la deuda y saldo fiscal primario y global.

4. Datos preliminares

4.1 Tasas de crecimiento

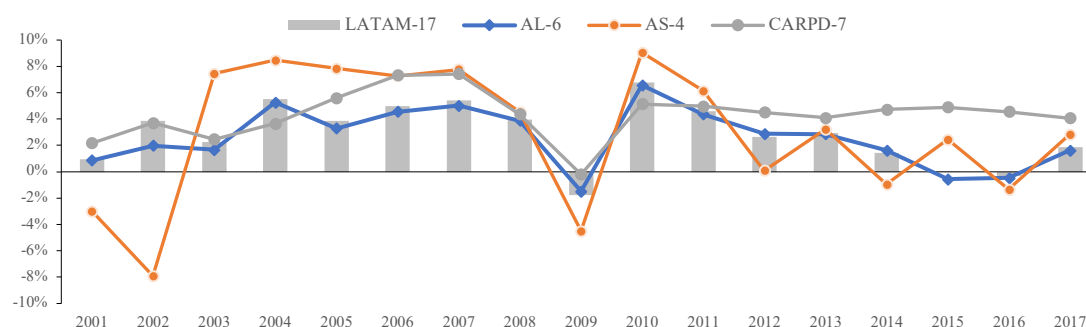
Las tasas de crecimiento en la región⁷ se presentan en el Gráfico 1. La evolución entre 2001 y 2017 alcanzó un promedio del 2,9%. El grupo de países de AL-6 registra un promedio del (2,6%); por su parte los países de AS-4 con (2,9%), y los del grupo CAPRD con (4,3%). Hay tasas de crecimiento favorables desde el inicio del periodo de estudio, hasta una contracción del -1,8% en la región en el año 2009 debido a la crisis financiera internacional; sin embargo, para el año 2010 se produjo un pronto repunte que alcanzó el 6,8%, y a diferencia de lo que ocurrió en otras regiones, las economías latinoamericanas se recuperaron rápidamente. A partir del año 2011 existe una disminución constante del crecimiento, entre 2011 y 2014 la reducción fue de 3,1 puntos porcentuales (de aquí en adelante p.p.). En 2015, la desaceleración es evidente: el crecimiento alcanza apenas el 0,03%, y en 2016 decrece en -0,3%, para una nueva recuperación en el 2017 con un incremento del 1,9%.

Entre 2004 y 2015 (se exceptúa el año 2009) se marca el inicio y el fin de un ciclo importante en la región debido al incremento de los precios de los productos básicos. El descenso de los precios de materias primas entre el 2014 y 2015 pone de manifiesto que las economías latinoamericanas conservan una fuerte dependencia de los ingresos por los productos básicos, que a su vez provocan desequilibrios en sus sistemas de finanzas públicas ya que no pueden financiar de forma estable los gastos, y por tanto tampoco la implementación de políticas públicas. Cabe indicar que la creación de fuentes alternativas de

⁷ Los cálculos incluyen a los 17 países seleccionados en la muestra de estudio.

ingresos ha provocado que los gobiernos pongan en marcha otras opciones como los ingresos tributarios.

Gráfico 1: Tasa de crecimiento del PIB real de América Latina, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)



Nota: Incluye 17 países.

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

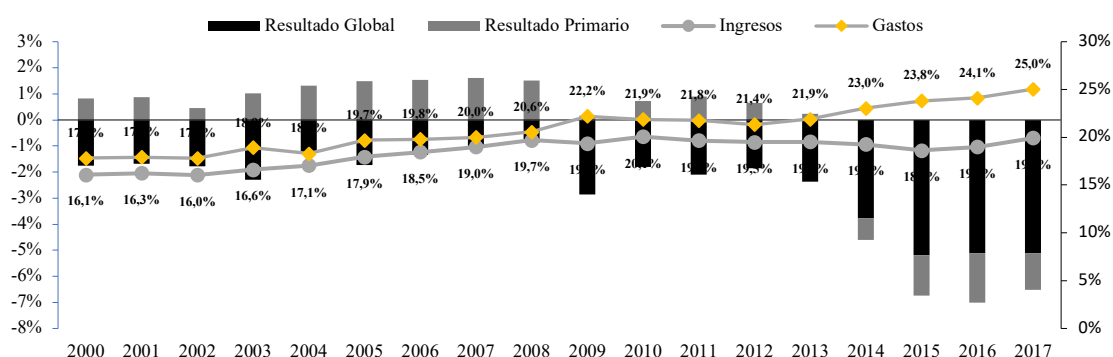
4.2 Balance fiscal

Durante el periodo comprendido entre 2000 y 2017, los niveles promedio de gasto público de la región superan a los ingresos, por lo que el resultado global ha sido deficitario, ver Gráfico 2. En cuanto a la proporción media de los ingresos y del gasto público como porcentaje del PIB, para el año 2017 fueron de 19,9% y de 25,0%, respectivamente. La magnitud de los ingresos⁸ frente al PIB es reducida, siendo este uno de los retos más importantes para los gobiernos latinoamericanos: el diversificar las fuentes de los ingresos públicos alejándose de su actual dependencia sobre las exportaciones (con tarifas y derechos que desincentivan la inversión privada), así como la explotación de recursos naturales. Además, cuando los ingresos son insuficientes no se pueden financiar todos los gastos, por lo que se deben establecer alternativas de ingresos adicionales, como incrementar los mecanismos de recaudación, o emitir deuda pública.

⁸ Corresponde al total de ingresos que se registran en las Cuentas Nacionales de los países seleccionados.

Cabe indicar que a partir del primer decenio del siglo XXI algunos países de la región adoptaron reglas fiscales con el objetivo de implementar disciplina fiscal. Entre las reglas más frecuentes están las del gasto, de balance y la de deuda. Los países que destacan en la implementación de, al menos, la regla del gasto son *Argentina, Brasil, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguay y Perú*. La regla fiscal común a todos ellos consiste en que el gasto corriente no debe superar un cierto porcentaje de crecimiento del PIB, según lo determine cada gobierno (Barreix y Corrales, 2019).

Gráfico 2: Ingresos y gastos públicos, resultado primario y global del conjunto de América Latina, 2000-2017
(En porcentajes del PIB)

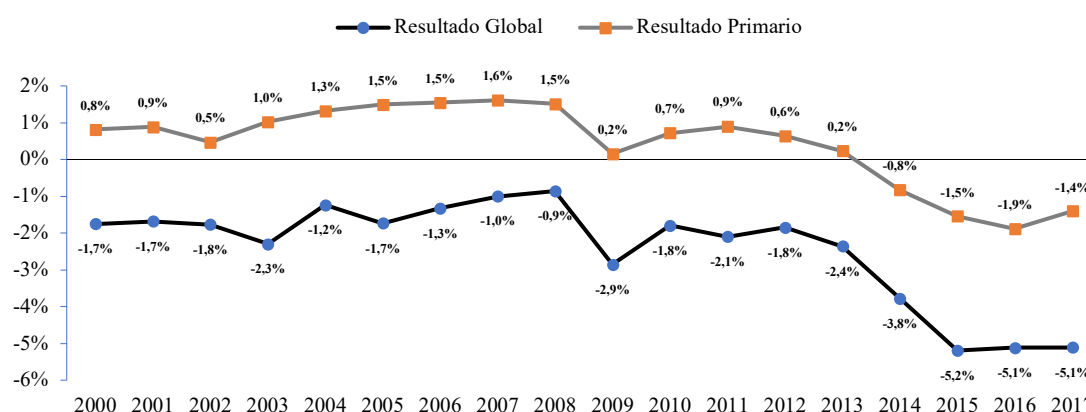


Nota: Los ingresos y los gastos se presentan en el eje derecho de la imagen, mientras que el resultado global y primario en el eje izquierdo. Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

En el Gráfico 3 se observan los resultados negativos del balance global, que muestran la necesidad de financiamiento extra que han requerido los gobiernos de la región. Sin embargo, algunos países como Chile y Colombia, de acuerdo con el análisis de Arenas de Mesa (2016, p. 32), tienen balances negativos como producto de una decisión fiscal deliberada para enfrentar el ciclo económico bajo. Por su parte, el resultado primario desde inicios del periodo de estudio ha sido positivo aunque muy pequeño; además a partir del

año 2014 resulta insuficiente para cubrir los gastos totales y préstamos netos (sin incluir los pagos de intereses de la deuda), en respuesta a la caída de los precios de las materias primas que ha presentado una contracción económica en especial para los países de AL-6 y AS-4, los cuales se destacan por su desempeño como productores y exportadores de hidrocarburos y minerales.

Gráfico 3: Balance fiscal de América Latina, 2000-2017
(En porcentajes del PIB)



Nota: Incluye 17 países.

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

4.3 Deuda pública

En la Tabla 1 se aprecia la ratio Deuda/PIB por grupo de países para el periodo 2000-2017. Los primeros cuatro años del primer decenio del siglo la deuda tuvo un valor promedio del 42,2% del PIB debido a un contexto de reiteradas crisis financieras y bajo crecimiento económico. Por ejemplo, Argentina entre el 2001 y 2002 afrontó una profunda recesión, que la sumió en una fuerte crisis y devaluación de su moneda. Su crisis tuvo un efecto contagio que también afectó al vecino país de Uruguay cuyo sistema bancario tuvo dificultades al igual que su sistema monetario debido a la devaluación. Los cuatro años siguientes 2004-2007 el nivel de la deuda aumentó al 43,0% del PIB. En este

periodo la región experimentó crecimiento económico permitiendo reducir el nivel de endeudamiento en el año 2008 al 32,3%. CEPAL (2015a) citada por Arenas de Mesa (2016) señala que esta fase se caracterizó por el auge de los productos básicos entre 2003 y 2008, y que la política fiscal adoptada se centró en la generación de superávits primarios que permitieron reducir el nivel de la deuda pública.

La evolución de las variables macroeconómicas en este periodo de acuerdo con CEPAL (2015) corresponde a mayor crecimiento, tasas de interés más bajas y apreciación del tipo de cambio real, los superávits primarios de las cuentas fiscales y los procesos de reestructuración de la deuda, sin embargo comienzan un periodo de deterioro en el saldo primario. Países como Argentina, Brasil y Uruguay pagaron anticipadamente sus préstamos con el Fondo Monetario Internacional entre el 2004 al 2008. Al mismo tiempo, los países pobres de la región como Bolivia, Honduras y Nicaragua lograron reducir la deuda gracias a iniciativas como Países Pobres muy Endeudados (PPME), y a la iniciativa para el Alivio de la Deuda Multilateral (IADM).

En 2009 la deuda se incrementó a un 46,9% del PIB, pero se logra estabilizar desde el año 2010 hasta 2014 al 37,8%, disminuyendo a nivel regional la ratio de endeudamiento; sin embargo, algunos países en este periodo han mostrado una tendencia creciente en la ratio, como Chile, Ecuador, Costa Rica, Guatemala, Honduras y República Dominicana. De 2015 al 2017, el alza de esta se debe a una contracción generalizada de la economía por el fin del ciclo de los elevados precios de las materias primas. CEPAL (2018) explica por qué la deuda pública aumenta, mencionando como sus motivos: el déficit primario, el efecto del tipo de cambio real (entre 2015 y 2016) y el efecto de las tasas de interés real, la contracción del crecimiento real hasta 2016 y la reversión de esta tendencia en 2017. A nivel de grupo de países la situación es heterogénea porque las economías de Chile, Perú, Paraguay, y el resto de los países de Centroamérica registran niveles inferiores al 40% del PIB en 2017. La previsión de endeudamiento futuro para estos países es favorable porque

indica que cuentan con espacio disponible para un incremento de la ratio.

Tabla 1: Ratio Deuda/PIB por grupo de países, 2000-2017

(En porcentajes del PIB)

		2000-2003	2004-2007	2008	2009	2010-2014	2015-2016	2017
AL-6	Brasil	66,4	65,9	43,9	68,0	49,9	64,5	71,4
	Chile	13,9	7,0	4,1	6,4	11,6	18,6	24,8
	Colombia	37,1	39,4	30,1	37,3	26,9	40,7	44,4
	México	19,3	20,1	19,7	28,4	28,0	32,8	33,7
	Perú	41,0	35,3	24,1	25,2	19,1	20,0	21,7
	Uruguay	64,3	72,0	48,9	57,7	43,5	50,3	51,2
AS-4	Argentina	85,7	71,9	39,9	43,7	37,0	43,4	50,4
	Bolivia	72,1	60,9	35,1	36,3	30,9	30,4	34,4
	Ecuador	49,3	30,1	20,6	14,9	21,1	33,3	41,3
	Paraguay	25,9	15,8	9,0	10,5	9,4	14,3	16,0
CAPRD	Costa Rica	42,2	34,1	23,0	26,7	33,3	42,4	48,4
	El Salvador	37,9	43,2	41,0	50,0	49,3	49,7	48,3
	Guatemala	19,5	21,5	19,6	22,4	24,3	24,3	23,8
	Honduras	55,0	37,2	20,1	23,9	37,1	45,2	47,3
	Nicaragua	92,4	57,7	28,0	31,9	30,9	29,9	33,1
	Panamá	63,0	57,5	40,9	39,9	36,1	37,0	37,3
	República Dominicana	14,4	22,8	22,6	27,0	31,9	33,9	36,1
Promedio		42,2	43,0	32,3	46,9	37,8	45,5	50,7

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

5. Resultados: dinámica de la deuda y sostenibilidad

La Tabla 2 presenta la expresión cuantitativa de la dinámica de la deuda como proporción del PIB, calculada para los diecisiete países de América Latina, para el periodo 2001-2017 de acuerdo con la metodología elegida cuya descomposición se conforma por el efecto *saldo primario*, el efecto *bola*

de nieve⁹, y el ajuste saldo-flujo. Se puede observar que la variación de la ratio deuda-PIB o dinámica de la deuda es positiva en nueve años (2001-2003; 2006; 2009; 2012; 2015-2017).

El saldo *ajuste-flujo* presenta discrepancias estadísticas negativas en los años 2001, 2006, 2008, 2011, y 2013-2015, y ajustes positivos para el resto de los años. Las causas de estos resultados pueden corresponder a la devaluación de la moneda nacional en la cual fue valorada la deuda pública en los países o al reconocimiento de deuda pública de otros sectores de la economía por parte del gobierno.

Tabla 2: Determinantes de la variación de la ratio de deuda pública de América Latina, 2001-2017 (*En porcentajes del PIB*)

Años	Efecto Saldo Primario	Efecto Bola de Nieve	Ajuste Saldo-Flujo	Dinámica de la Deuda
2001	-0,9%	3,6%	-0,4%	2,2%
2002	-0,5%	2,9%	1,0%	3,4%
2003	-1,0%	2,3%	6,7%	8,0%
2004	-1,3%	-3,7%	4,3%	-0,7%
2005	-1,5%	-5,5%	1,3%	-5,6%
2006	-1,5%	-3,5%	-0,1%	-5,1%
2007	-1,6%	-3,3%	7,1%	2,2%
2008	-1,5%	-3,1%	-3,7%	-8,3%
2009	-0,2%	5,5%	9,2%	14,5%
2010	-0,7%	-7,1%	1,3%	-6,5%
2011	-0,9%	-2,8%	-1,0%	-4,8%
2012	-0,6%	2,3%	1,4%	3,1%
2013	-0,2%	1,4%	-2,7%	-1,6%
2014	0,8%	3,0%	-4,1%	-0,2%
2015	1,5%	9,9%	-7,5%	3,9%
2016	1,9%	4,7%	2,7%	9,3%
2017	1,4%	-1,4%	0,5%	0,5%

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

⁹ El cálculo del efecto bola de nieve se define en función de la tasa de interés real, el efecto crecimiento y el efecto inflación.

El efecto *saldo primario* se presenta superavitario para el periodo 2001-2013, y deficitario para 2014-2017, en el primer caso implica que los ingresos de los países cubrieron todos los préstamos netos (excluyendo la tasa de interés), mientras que en el segundo caso los ingresos no fueron suficientes, por lo tanto, en promedio los países recurrieron a fuentes de financiamiento adicionales a través del endeudamiento público.

En la Tabla 3 se pueden observar los periodos de superávits primarios por país y grupo. En la primera década del siglo XXI (entre 2003 a 2008) su recurrencia se efectuó especialmente por los ingresos extraordinarios provenientes de la exportación de productos básicos. No es a partir de la crisis financiera del año 2009, pocos países logran mantener un saldo positivo hasta el año 2014 en el cual la caída de los precios de las materias primas afectó en gran medida a los países de los grupos AL-6 y AS-4. Al final del periodo se exceptúan ciertos países de Centroamérica debido al incremento de las remesas recibidas desde el extranjero (El Salvador, Guatemala, y Nicaragua), mientras que México y Perú mejoran sus ingresos por las condiciones comerciales que existe entre ellos¹⁰.

¹⁰ Ambos países forman parte de la Alianza del Pacífico, que es una iniciativa de integración regional.

Tabla 3: Años con superávit primario ($d_i > 0$)

		2001-2004	2005-2008	2009	2010-2013	2014-2017	No. años Superávit
AL-6	Brasil	2001-2004	2005-2008	2009	2010-2013		13
	Chile	2001, 2003-2004	2005-2008		2010-2012		10
	Colombia		2006-2008		2012		4
	México	2001, 2003-2004	2005			2017	5
	Perú	2003-2004	2005-2008		2010-2013	2014	11
	Uruguay	2003-2004	2005-2008	2009	2010-2013		11
AS-4	Argentina	2003-2004	2005-2008	2009	2010		8
	Bolivia		2005-2008		2010, 2012-2013		7
	Ecuador	2001-2004	2005-2008				8
	Paraguay	2001, 2003-2004	2005-2008	2009	2010-2011		10
CAPRD	Costa Rica	2001-2004	2005-2008				8
	El Salvador	2004	2005-2008		2012-2013	2014-2016	10
	Guatemala	2002, 2004	2007			2016-2017	5
	Honduras						0
	Nicaragua	2003	2005-2008		2010-2013	2014-2017	13
	Panamá	2001-2003	2005-2008	2009	2010		9
	República Dominicana	2001-2004	2005-2007			2015-2017	10

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

Los resultados del efecto *bola de nieve* se aprecian en la Tabla 4. La ratio Deuda/PIB se redujo durante los años 2004-2008, 2010-2011 y 2017, debido a que la tasa de crecimiento fue mayor que los gastos por el interés de la deuda. Para el resto de los años la ratio se incrementa porque las tasas de interés fueron el principal desencadenante para que el efecto bola de nieve torne un volumen importante en la carga del pago de la deuda pública por su acumulación. En el año 2009, el efecto crecimiento demuestra que la

economía se contrajo debido a la crisis financiera internacional. Para el periodo 2015-2016 el continuo deterioro de los precios de los hidrocarburos y de los minerales afecta a las cuentas fiscales de los países de AL-6 y AS-4, y hay registro de deflación entre 2001-2002, 2009, 2012, 2014-2016.

Tabla 4: Descomposición del efecto *bola de nieve* de América Latina, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)

Años	Efecto Crecimiento	Efecto inflación	Tasa de interés	Efecto bola de nieve
2001	-0,4%	1,3%	2,6%	3,6%
2002	-1,5%	2,1%	2,2%	2,9%
2003	-0,9%	-0,1%	3,3%	2,3%
2004	-2,5%	-3,7%	2,6%	-3,7%
2005	-1,7%	-7,0%	3,2%	-5,5%
2006	-2,0%	-4,4%	2,9%	-3,5%
2007	-1,9%	-4,0%	2,6%	-3,3%
2008	-1,5%	-4,0%	2,4%	-3,1%
2009	0,6%	1,9%	3,0%	5,5%
2010	-2,8%	-6,8%	2,5%	-7,1%
2011	-1,7%	-4,1%	3,0%	-2,8%
2012	-0,9%	0,8%	2,5%	2,3%
2013	-1,1%	-0,1%	2,6%	1,4%
2014	-0,5%	0,6%	2,9%	3,0%
2015	0,0%	6,3%	3,6%	9,9%
2016	0,1%	1,3%	3,2%	4,7%
2017	-0,9%	-4,2%	3,7%	-1,4%

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

A continuación, se presenta la Tabla 5, que recoge información del año y el país en que la dinámica de la deuda registra el pico máximo del periodo 2001-2017. Se observa que la mayoría de los factores determinantes de la ratio son positivos e inciden en el incremento de la ratio Deuda/PIB. En el grupo AL-6 son Uruguay y Perú los países que tuvieron el punto más alto de acumulación de deuda en el año 2002, México y Brasil en el año 2009, Colombia en 2015 y Chile en 2016. El segundo grupo AS-4 registra que Bolivia tuvo el incremento máximo

de la ratio en el año 2001, Paraguay en 2002, Argentina en 2016, y Ecuador en 2017. El tercer y último grupo CAPRD indica que cinco de siete países tuvieron los puntos máximos de acumulación de la deuda en la primera década del siglo XX, Panamá en 2001, Nicaragua en 2002, República Dominicana en 2004, El Salvador y Guatemala en 2009, posteriormente Costa Rica en 2012 y Honduras en 2013.

Tabla 5: Variación más alta de la ratio de deuda pública por grupo de países, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)

		Año	Déficit Primario	Efecto bola de nieve	Ajuste saldo-flujo	Dinámica de la deuda
AL-6	Brasil	2009	-1,2%	5,4%	19,9%	24,1%
	Chile	2016	2,0%	0,3%	3,0%	5,3%
	Colombia	2015	0,8%	3,1%	29,7%	33,7%
	México	2009	0,5%	6,3%	1,9%	8,7%
	Perú	2002	0,1%	0,2%	8,0%	8,3%
	Uruguay	2002	0,9%	25,3%	13,5%	39,7%
AS-4	Argentina	2016	2,0%	9,2%	0,9%	12,1%
	Bolivia	2001	5,2%	3,9%	2,5%	11,6%
	Ecuador	2017	3,5%	0,9%	1,3%	5,7%
	Paraguay	2002	1,1%	5,6%	0,1%	6,8%
CAPRD-7	Costa Rica	2012	2,3%	-0,7%	2,7%	4,3%
	El Salvador	2009	1,4%	3,8%	3,7%	8,9%
	Guatemala	2009	1,7%	2,2%	-1,0%	2,8%
	Honduras	2013	6,0%	1,8%	0,7%	8,4%
	Nicaragua	2002	0,2%	3,7%	14,4%	18,3%
	Panamá	2001	-2,4%	3,0%	3,7%	4,3%
	República Dominicana	2004	-1,1%	-0,1%	19,2%	18,1%

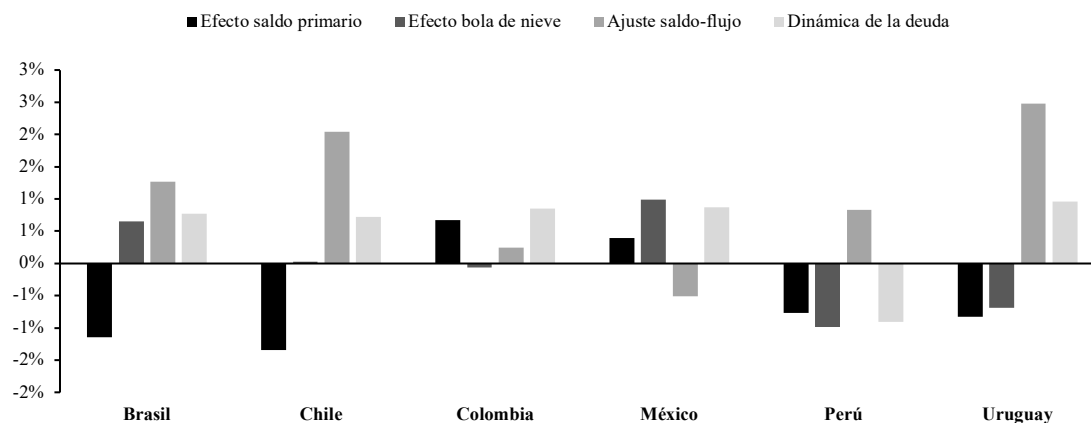
Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

5.1 AL-6

El factor que ha incidido positivamente en el crecimiento de la ratio para el grupo AL-6 en el periodo 2001-2017, según se puede observar en el Gráfico 4, ha sido el efecto *saldo flujo* en los países de Brasil, Chile, Perú y Uruguay. Este efecto guarda relación con el tipo de cambio, otros factores como reestructuración de la deuda y registros estadísticos, entre otros. El efecto *bola de nieve*, ha favorecido el incremento de la ratio para Brasil y para México, debido a que las tasas de interés han sido superiores al crecimiento de la economía¹¹; en otros casos como Chile y Colombia este no ha sido un problema, ya que es casi nula, mientras que para Perú y Uruguay este efecto registra valores negativos debido a que el crecimiento de la economía ha sido superior a las tasas de interés. Por su parte, el efecto *saldo primario* ha tenido un impacto de incremento de la ratio en Colombia y México debido a su resultado deficitario (resultado sobre la línea). La generación de superávits primarios (resultado bajo la línea) en Brasil, Chile, Perú y Uruguay es una respuesta al incremento de los ingresos a partir de 2010 respecto a los precios de las materias primas, en particular hidrocarburos y minerales, y en el caso de Uruguay el pago de la deuda y una política monetaria relativamente restrictiva y la apreciación del tipo de cambio. Este resultado alivió para que el incremento de la ratio no sea superior en Brasil, Chile y Uruguay, mientras que en Perú provocó que la ratio disminuya.

¹¹ En términos nominales o a precios corrientes de acuerdo con la metodología empleada.

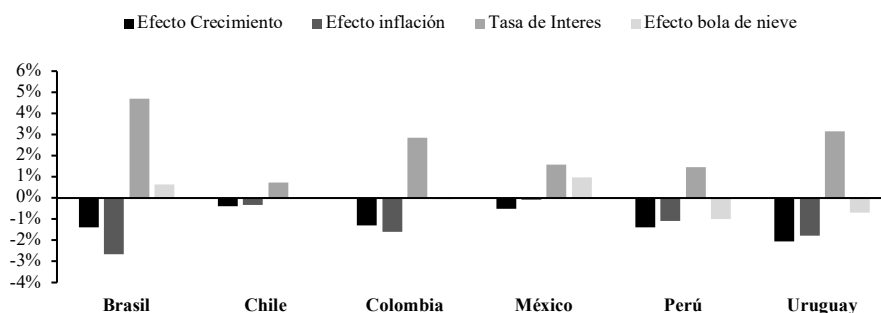
Gráfico 4: Determinantes de la variación de la ratio de deuda pública del grupo AL-6, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)



Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

En el Gráfico 5 se puede observar la descomposición del efecto *bola de nieve* para el grupo AL-6. El gasto en tasas de interés por el pago de la deuda pública es positivo en todo el periodo. Por otra parte, el efecto crecimiento permite identificar si este colaboró con la disminución de acumulación de la deuda. En este caso, este resultado al igual que la inflación (resultado bajo la línea), permitieron obtener un nivel negativo del efecto *bola de nieve*, que por consecuencia influyó en el crecimiento del nivel de la deuda de Perú y Uruguay. Como ya se mencionó, Chile y Colombia crecieron y registran inflación. Estos resultados anulan los efectos *bola de nieve* en la acumulación de su deuda, mientras que Brasil y México incrementaron su nivel de deuda debido al peso porcentual de las tasas de interés.

Gráfico 5: Descomposición del efecto bola de nieve del grupo AL-6, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)

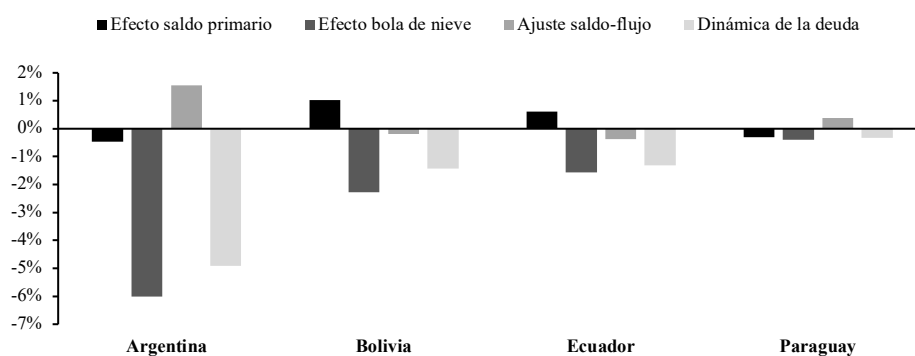


Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

5.2 AS-4

La dinámica de la deuda para el grupo AS-4 se visualiza en el Gráfico 6. La baja acumulación de crecimiento de la ratio Deuda/PIB se da principalmente porque el *efecto bola de nieve* obtiene un resultado negativo en Argentina, Bolivia, Ecuador y Paraguay. El *efecto saldo primario* es deficitario (sobre la línea) en las economías de Bolivia y Ecuador y superavitario (bajo la línea) en Argentina y Paraguay. El *ajuste saldo flujo* tiene un valor positivo en Argentina y Paraguay pero no es influyente en el incremento del nivel de la deuda.

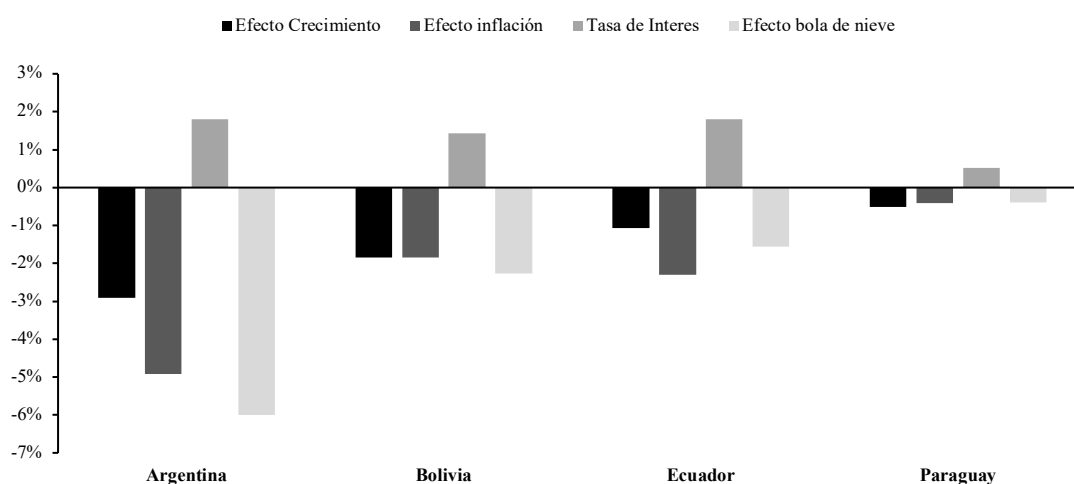
Gráfico 6: Determinantes de la variación de la ratio de deuda pública del grupo AS-4, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)



Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

En cuanto a la descomposición del efecto *bola de nieve* del grupo AS-4, se observa en el Gráfico 7 que el efecto crecimiento y la inflación fueron los factores que determinaron que el efecto bola de nieve sea negativo. La tasa de interés al igual que en el grupo AL-6 es positiva y mayor en Argentina y Ecuador, que para Bolivia y Paraguay.

Gráfico 7: Descomposición del efecto *bola de nieve* del grupo AS-4, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)

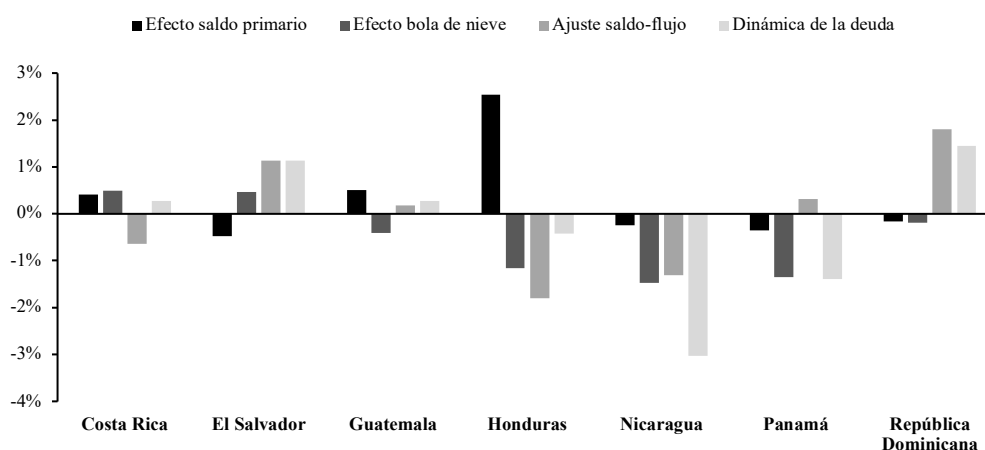


Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

5.3 CAPRD

Para el grupo de Centroamérica, el análisis de la variación de la ratio del Gráfico 8 indica que el factor influyente para que ésta creciera fue el efecto *saldo-flujo* en El Salvador y en República Dominicana. Además es positivo en Costa Rica por el efecto *bola de nieve* y en Guatemala por el efecto *saldo primario* deficitario. La dinámica de la ratio decrece en Honduras, sin embargo registra un deteriorado saldo primario que denota ser deficitario en el periodo de análisis. De igual manera, Nicaragua y Panamá registran una dinámica decreciente.

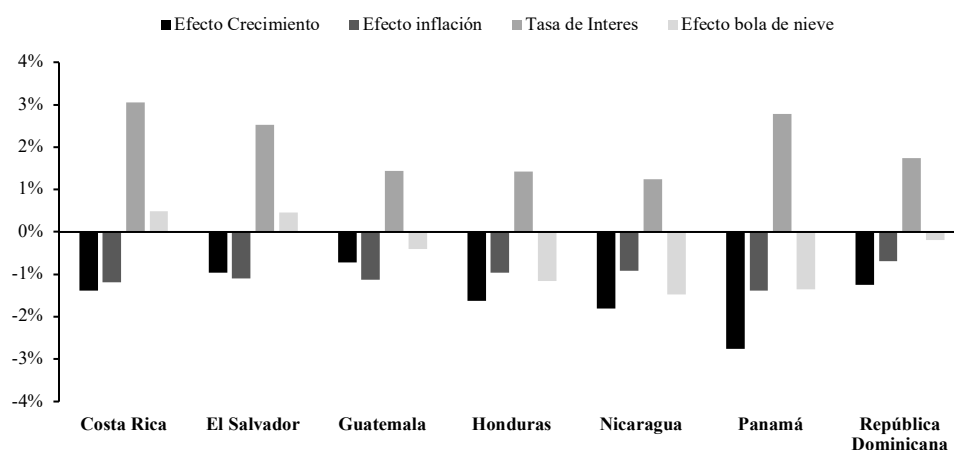
Gráfico 8: Determinantes de la variación de la ratio de deuda pública del grupo CAPRD, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)



Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

La descomposición del efecto *bola de nieve* para Centroamérica en el Gráfico 9 indica que en efecto los gastos de intereses constituyen el único factor que contribuye a aumentos de la ratio, mientras que el crecimiento económico y la inflación contribuyen a descensos de la misma.

Gráfico 9: Descomposición del efecto *bola de nieve* del grupo CAPRD, 2001-2017
(En porcentajes del PIB)



Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

5.4 Análisis de sostenibilidad

Para el análisis de sostenibilidad se determina un valor crítico o umbral del balance primario requerido d^* para estabilizar el nivel de deuda como proporción del PIB, en otras palabras, el umbral máximo del mismo. Cuando la diferencia entre el umbral d^* y el saldo primario observado es positiva, indica que la deuda pública del país es sostenible porque el déficit primario está por debajo de dicho umbral, mientras que si esa diferencia es negativa la deuda es insostenible.

A continuación, en la Tabla 6 se muestran los resultados de la diferencia media anual de cinco periodos. El auge de los precios de las materias primas permitió mantener condiciones necesarias para la sostenibilidad de la deuda. De acuerdo con el periodo precrisis 2005-2008, el déficit primario se situaba por debajo del umbral y, además los países disfrutaban de superávits primarios. En el año 2009, se observa que la mayoría de las economías tuvieron problemas de liquidez fiscal, que pudo ser superada en el siguiente periodo 2010-2013 por buena parte de las economías, excepto para México, Ecuador, Costa Rica, Guatemala, Honduras, y República Dominicana. En el último periodo 2014-2017, los países de AL-6 y AS-4 cierran el periodo de análisis con brecha negativa. Brasil, Colombia, Ecuador y Argentina denotan niveles de déficit primario que exceden los niveles del umbral, es decir, que han superado los límites de su espacio fiscal. El grupo CAPRD por su parte refleja resultados heterogéneos, en los que El Salvador, Guatemala, y Nicaragua concluyen el periodo con saldo positivo, mientras el resto de las economías de este grupo han superado la brecha del umbral d^* , con Costa Rica a la cabeza.

Tabla 6: Diferencia media anual (d^*-d)*(En puntos porcentuales)*

		2001-2004	2005-2008	2009	2010-2013	2014-2017
AL-6	Brasil	-5,5%	10,4%	-7,1%	2,6%	-11,0%
	Chile	0,5%	6,8%	-4,9%	1,2%	-2,2%
	Colombia	-3,6%	3,1%	-6,5%	1,0%	-10,9%
	México	-0,9%	0,1%	-9,5%	-0,4%	-3,4%
	Perú	0,5%	5,6%	-1,5%	3,2%	-2,3%
	Uruguay	-15,5%	10,2%	0,3%	4,8%	-2,7%
AS-4	Argentina	23,4%	10,3%	-4,7%	3,5%	-4,9%
	Bolivia	-6,6%	7,8%	-0,7%	4,8%	-2,4%
	Ecuador	6,6%	2,9%	-3,8%	-0,9%	-4,9%
	Paraguay	-1,2%	3,2%	-1,0%	0,8%	-1,1%
CAPRD	Costa Rica	-0,9%	3,5%	-4,0%	-1,3%	-4,3%
	El Salvador	-1,4%	2,3%	-6,1%	0,2%	0,3%
	Guatemala	-0,2%	0,8%	-4,2%	-0,7%	0,6%
	Honduras	-1,1%	0,8%	-5,0%	-4,4%	-0,8%
	Nicaragua	-0,6%	3,7%	7,9%	2,2%	1,2%
	Panamá	0,0%	5,7%	1,6%	1,5%	-0,9%
	República Dominicana	-0,5%	2,1%	-3,3%	-1,5%	-0,3%

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

La Tabla 7 resume los años en los cuales la deuda pública fue sostenible o insostenible para cada país de la muestra seleccionada. De acuerdo con la metodología empleada, la mayoría de los países seleccionados para el estudio han mantenido en promedio un periodo de nueve años de sostenibilidad, dado que los resultados macroeconómicos se tornaron favorables por efecto de los precios de las materias primas. Sin embargo, todavía deben trabajar en mejorar sus políticas fiscales de mediano plazo, que les permitan afrontar volatilidad fiscal y choques (como por ejemplo desastres naturales, crisis recesivas de socios financieros o comerciales, entre otros eventos), para que sus capacidades institucionales no se vean limitadas para salir de los eventos de contracción económica, fomentando el ahorro en los

tiempos de bonanza y dando importancia a las reglas macrofiscales que permitan estructurar mejor las finanzas públicas de sus países.

Se puede decir que la deuda ha sido sostenible cuando la tasa de crecimiento de la deuda es igual o menor a la tasa de crecimiento de la renta nacional, lo que se produce cuando el efecto *bola de nieve* se reduce por el aumento de las tasas de crecimiento económico nominal frente a las tasas de interés implícitas de la deuda, y desde una perspectiva de su descomposición, cuando el efecto crecimiento y la inflación son negativos. Es insostenible si la tasa de interés excede la tasa de crecimiento, y el país no logra mantener un superávit primario para estabilizar la deuda en su nivel actual. En algunos países es preciso revisar las condiciones del endeudamiento, para reducir sus niveles en el mediano plazo, dadas las aún elevadas tasas de interés de la deuda pública. Por otra parte, el ajuste *saldo-flujo* pesa en los resultados de la acumulación de la deuda. En algunos casos, puede deberse a devaluaciones de la moneda, renegociaciones o reducciones de la deuda; no obstante, sin conocer la causa exacta, los gestores de las finanzas públicas pueden identificar sus motivos en los registros contables a fin de reducir las incompatibilidades que pudiera haber entre los balances fiscales y la evolución de la deuda pública.

Tabla 7: Años de sostenibilidad ($d^* - dt > 0$) (S) e insostenibilidad (I) de la deuda pública

		2001-2004	2005-2008	2009	2010-2013	2014-2017	No. Años (I)	No. Años (S)
AL-6	Brasil	(I): 2001-2002 (S): 2003-2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2011 (I): 2012-2013	(I): 2014-2016 (S): 2017	8	9
	Chile	(I): 2001-2002; (S): 2003-2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2012 (I): 2013	(I): 2014-2017	8	9
	Colombia	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2012 (I): 2013	(I): 2014-2016 (S): 2017	8	9
	México	(S): 2001, 2004 (I): 2002-2003	(S): 2005-2006 (I): 2007-2008	(I): 2009	(S): 2010-2011 (I): 2012-2013	(I): 2014-2016 (S): 2017	10	7
	Perú	(I): 2001-2002 (S): 2003-2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2013	(I): 2014-2017	7	10
	Uruguay	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2008	(S): 2009	(S): 2010-2013	(I): 2014-2016 (S): 2017	6	11
AS-4	Argentina	(S): 2003-2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2012 (I): 2013	(I): 2014, 2016 (S): 2015, 2017	4	11
	Bolivia	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2013	(I): 2014-2017	8	9
	Ecuador	(S): 2001-2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(I): 2010-2011 (S): 2012-2013	(I): 2014-2017	7	10
	Paraguay	(I): 2001-2002 (S): 2003-2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2011, 2013 (I): 2012	(I): 2014-2016 (S): 2017	7	10
CAPRD	Costa Rica	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010 (I): 2011-2013	(I): 2014-2017	11	6
	El Salvador	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(I): 2010, 2013 (S): 2011-2012	(I): 2014 (S): 2015-2016	7	9

		2001-2004	2005-2008	2009	2010-2013	2014-2017	No. Años (I)	No. Años (S)
	Guatemala	(I): 2001, 2003 (S): 2002, 2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(I): 2010, 2012-2013 (S): 2011	(S): 2014-2017	6	11
	Honduras	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2006 (I): 2007-2008	(I): 2009	(I): 2010-2013	(I): 2014-2016 (S): 2017	13	4
	Nicaragua	(I): 2001-2003 (S): 2004	(S): 2005-2008	(I): 2009	(S): 2010-2013	(S): 2014-2017	4	13
	Panamá	(I): 2001, 2003 (S): 2002, 2004	(S): 2005-2008	(S): 2009	(S): 2010-2013	(I): 2014-2017	6	11
	República Dominicana	(S): 2001-2002, 2004 (I): 2003	(S): 2005-2007	(I): 2009	(S): 2010 (I): 2011-2013	(I): 2014-2017	10	7

Elaboración y cálculos propios con los datos de CEPAL.

Por otra parte, los gobiernos deben evaluar la calidad del gasto y las condiciones de financiamiento para que la deuda no se vuelva explosiva en su dinámica; el crecimiento de la economía debe ir de la mano del ahorro y la inversión pública y privada.

Al mismo tiempo, es imperante que sean revisadas las normativas legales de las finanzas públicas que se encuentran vigentes en los países. El fin es orientar las normas para cumplir estándares de calidad y de responsabilidad en la gestión fiscal, y que incluyan aspectos básicos como el cumplimiento de metas respecto a los ingresos, gastos, resultado primario, global, y la revisión del volumen de deuda pública contraída por cada ejercicio fiscal por comenzar.

6. Conclusiones

Las principales conclusiones son las siguientes:

6.1 Respecto a la evolución de la ratio:

- a. En el análisis se identificaron tres factores importantes: i) todo incremento del PIB como denominador de la ratio provoca que el cociente disminuya, ii) las elevadas tasas de interés indican que a un mayor costo financiero de la deuda pública, se incrementan las obligaciones del estado; y, iii) el resultado primario refleja la contribución directa del hacedor de la política fiscal sobre las finanzas públicas.
- b. Los países de Latinoamérica, durante el periodo de estudio, han experimentado el crecimiento de la ratio de deuda en periodos en los que sus economías han enfrentado choques externos como la crisis financiera mundial del año 2009 y la caída de los precios de los productos básicos a partir del año 2013.
- c. En el periodo de análisis, la dinámica de la deuda es creciente para Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay del grupo AL-6, en los cuales el punto máximo en los últimos años del estudio se torna elevado para Colombia (2015) y Chile (2016). Para el grupo AS-4 la dinámica es decreciente para los cuatro países que conforman el grupo en el periodo 2001-2017. Sin embargo, en el análisis anualizado se observa que Argentina y Ecuador tuvieron un incremento de su dinámica en los últimos años de estudio 2016 y 2017, respectivamente. Finalmente, para el grupo CAPRD, cuatro de los siete países registraron una dinámica creciente de la deuda: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, y República Dominicana, y se observó una dinámica decreciente en Honduras, Nicaragua y Panamá. En este grupo en los últimos años de análisis no se registraron picos elevados de crecimiento de la ratio.

6.2 Factores determinantes de la dinámica de la ratio

- a) Desde el punto de vista empírico el análisis de sostenibilidad de la deuda pública implica evaluar si esta medida como porcentaje del PIB se dirige hacia niveles excesivos, estables, o de una trayectoria decreciente. Para esto, se identifican los factores determinantes de la evolución de la ratio de la deuda pública sobre PIB.
- b) El efecto *bola de nieve* compuesto por las tasas de interés, el efecto *crecimiento* y el efecto *inflación* inciden en conjunto en el cambio de la ratio. Comparativamente, los tres grupos de países coinciden en que las elevadas tasas de interés alteran el comportamiento de este efecto promoviendo el incremento de la ratio de la deuda. El crecimiento económico y la inflación con resultados negativos presentados en ciertos años por estos países implica el efecto contrario causando que la ratio decrezca, especialmente entre 2003 a 2008, debido a los ingresos extraordinarios provenientes de la exportación de productos básicos, la reducción de las tasas de interés, así como al crecimiento económico. En su conjunto esto logró reducir en pocos años el nivel de la deuda pública. A partir de la crisis financiera del año 2009, pocos países lograron mantener un saldo positivo hasta el año 2013, cuando la caída de los precios de las materias primas afectó sus economías.
- c) Por otra parte, el efecto *saldo primario* como factor determinante del movimiento de la ratio denota la dependencia sobre recursos adicionales que los países de ambos grupos han requerido para poder cubrir todos sus gastos. Esto a su vez es un indicador de que los ingresos públicos son limitados. Además, el saldo primario de la muestra seleccionada de países registra recurrentes déficits primarios a partir del año 2013, por lo que los gobiernos deberían diversificar las fuentes de sus ingresos.

6.3 Sostenibilidad de la ratio

- a) Por grupo de países, los que más se destacan respecto al mayor número de años de sostenibilidad para AL-6 son Perú y Uruguay, con diez y once años, respectivamente, y el que menos periodos tiene es México con siete. Para el grupo de AS-4, Argentina registra once años de sostenibilidad y Bolivia nueve años. Finalmente, en el grupo de Centroamérica están Nicaragua, con trece años, Guatemala y Panamá con once años y el que menos años registra es Honduras con cuatro años.
- b) El auge de los precios de las materias primas permitió mantener condiciones necesarias para la sostenibilidad de la deuda en el periodo precrisis 2003-2008. En el año 2009, se observa que la mayoría de las economías tuvieron problemas de liquidez fiscal, que pudo ser superada en el siguiente periodo 2010-2013 por buena parte de las economías. En el periodo 2014-2017, los países de AL-6 y AS-4 registran brechas negativas; en este periodo Brasil, Colombia, Ecuador y Argentina superaron los límites de su espacio fiscal. El grupo CAPRD, por su parte, refleja resultados heterogéneos en los que El Salvador, Guatemala, y Nicaragua concluyen un periodo con saldo positivo. El resto de las economías de este grupo han superado la brecha del umbral d^* , siendo el que más, Costa Rica.

Bibliografía

Albi Ibañez, E., González-Páramo, J., & Zubiri Oria, I. (2012), *Economía pública I* (3aed. act., 4a reimp.). Barcelona: Ariel. (p. 287-289).

Arenas de Mesa, A. (2016), *Sostenibilidad fiscal y reformas tributarias en América Latina*. Comisión Económica para América Latina (CEPAL) - (p. 25-47). Recuperado de:
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/40624-sostenibilidad-fiscal-reformas-tributarias-america-latina>

Barreix, A., y Corrales L.F., (2019), *Reglas fiscales resilientes en América Latina*. Banco Interamericano de Desarrollo. Monografía del BID. (p. 2-5). Recuperado de: <https://publications.iadb.org/es/reglas-fiscales-resilientes-en-america-latina>

Blanchard, O., J. C. Chouraqui, R. P. Hagemann, y N. Sartor. (1990), *The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question*. OECD Economic Studies, 15. (p. 10-11)

Buiter, W. (1985), *A Guide to Public Sector Debt and Deficits*. Economic Policy, 1. Universidad de Yale y NBER. (p. 3).

Comisión Económica para América Latina y el Caribe – CEPAL. (2015), *Panorama Fiscal de América Latina y el Caribe 2015. Dilemas y espacios de políticas*. (p. 5-27). Recuperado de:
https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37747/1/S1500053_es.pdf

Comisión Económica para América Latina y el Caribe – CEPAL. (2016), *Estudio Económico de América Latina y el Caribe: La Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible y los desafíos del financiamiento para el desarrollo*. (LC/G.2684-P). (p. 96-97). Recuperado de:
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/40326-estudio-economico-america-latina-caribe-2016-la-agenda-2030-desarrollo>

Comisión Económica para América Latina y el Caribe – CEPAL. (2020), *Estadísticas e Indicadores Económicos*. Recuperado de:

https://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e [fecha de acceso: 9/01/2020]

- Diamond, P.**, (1965), *National Debt in a Neoclassical Growth Model*. American Economic Review, Vol. 55. (p. 1126).
- Domar, E.**, (1944), *The Burden of the Debt and the National Income*. American Economic Review, Diciembre.
- Eurostat** (2017), *The main factors contributing to changes in government debt other than Government deficit/surplus (stock-flow adjustment)*. EDP notification. Recuperado de: <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/4187653/7992709/STOCK-FLOW-2017-APR.pdf>
- Fondo Monetario Internacional – FMI**. (2016), *El marco de sostenibilidad de la deuda elaborado por el Banco Mundial y el FMI para los países de bajo ingreso*. Departamento de Comunicaciones. Factsheet. (p. 4).
- Fuentes Knight, J.A.**, (2014), *Inestabilidad y desigualdad. La vulnerabilidad del crecimiento en América Latina y el Caribe*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Santiago de Chile, Junio 2014 (p. 17-23) Recuperado de: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/37042>
- Hernández M. y Afienza P.** (2019), *Evolución reciente de la deuda pública en los países de la Zona Euro. Determinantes y sostenibilidad de la misma*. Instituto de Estudios Fiscales, Presupuesto y Gasto Público 94/2019: (p. 153-189).
- Hernández Recio, M. C.** (2017). *Evolución de la deuda pública en los países de la Zona Euro. Determinantes y sostenibilidad de la misma*, (Trabajo de Fin de Máster). Universidad de Sevilla, España.
- Martner, R. y Tromben V.** (2004a) *La sostenibilidad de la deuda pública, el efecto bola de nieve y el “pecado original”*, Serie Gestión 46, Instituto Latinoamericano y del Caribe de Planificación Económica y Social – ILPES, Santiago de Chile, Junio 2004 (p. 19-27) Recuperado de: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/7299-la-sostenibilidad-la-deuda-publica-efecto-bola-nieve-pecado-original>

Martner, R. y Tromben V. (2004b) *La sostenibilidad de la deuda pública*, Revista de la CEPAL 84, (p. 100-106). Recuperado de:

https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/10979/1/084099115_es.pdf

Paunovic, I. (2005), *Sostenibilidad de la deuda pública en los países norteros de América Latina*, Revista de la CEPAL 87, (p. 98, 104-109).

Recuperado de: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/11082-sostenibilidad-la-deuda-publica-paises-nortenos-america-latina>