

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 37 - N° 2

ISSN 0718-8870

OCTUBRE DE 2022

ARTICULOS / ARTICLES

Luisa Fernanda Ames, Elvis Aparco, Juan Carlos Ames

Impacto de la confianza empresarial en la demanda de crédito en Perú:
un enfoque ARDL

*Impact of business confidence on credit demand in Peru:
An ARDL approach*

Lucía Echeverría

Sensibilidad del análisis de la pobreza a las escalas de equivalencias.
Una aplicación para Argentina

*Equivalence scales and the sensitivity of poverty.
An application to Argentina*

Néstor Gandelman, Osiris J. Parcero, Flavia Roldán

Opportunities to upgrade the scientific disciplines space
Oportunidades para la mejora del espacio científico

José Luis Hernández Mota

Posición fiscal, inversión pública y crecimiento económico.
Una aplicación de Regla Fiscal para México

*Fiscal position, public investment and economic growth.
A Tax Rule application for México*

Sebastián Londoño-Espinosa, Edison Reza-Paacarina, Adriana Morales-Noriega, Lenín Chamba-Bastidas, Lady León-Serrano

Los efectos macrofiscales de la dolarización en Ecuador
The macrofiscal effects of dollarization in Ecuador

ECONOMIC ANALYSIS

**REVISTA DE
ANALISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW**

EDITOR

Carlos J. Ponce, Universidad Alberto Hurtado, Chile

EDITOR INVITADO / GUEST EDITOR

Evangelina Dardarti

ASISTENTE EDITORIAL/ EDITORIAL ASSISTANT

Carolina Bermeo

EDITORES ASOCIADOS / ASSOCIATE EDITORS

- **Joaquín Coleff**, Universidad Nacional de La Plata, Argentina
- **Constantino Hevia**, Universidad Torcuato Di Tella, Argentina
- **Claudia Martínez**, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile
- **Consuelo Silva**, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile

CONSEJO EDITORIAL / EDITORIAL BOARD

- **Claudio Agostini**, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
- **James Albrecht**, Georgetown University, Estados Unidos
- **Guillermo Calvo**, Columbia University, Estados Unidos
- **Augusto Castillo**, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
- **Sebastián Edwards**, University of California, Estados Unidos
- **Eduardo Engel**, Universidad de Chile, Chile
- **Alvaro José Riascos**, Universidad de los Andes, Colombia
- **Susan Vroman**, Georgetown University, Estados Unidos

Indexed in: EconLit, RePEc, Latindex, EBSCOhost, SSRN, SciELO, Scopus

REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO es una publicación de carácter internacional y bilingüe del Departamento de Economía de la Universidad Alberto Hurtado. La revista, que se publica dos veces por año, en abril y en octubre, tiene por objetivo estimular la producción y el intercambio intelectual de estudios teóricos y empíricos en materias económicas.

ECONOMIC ANALYSIS REVIEW is an international bilingual journal edited at the Department of Economics, Universidad Alberto Hurtado. Published twice a year (April and October), the journal aims to disseminate theoretical and empirical research in economics.

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 37 - Nº 1

ISSN 0718-8870

ABRIL DE 2022

ARTICULOS / ARTICLES

Luisa Fernanda Ames, Elvis Aparco, Juan Carlos Ames

Impacto de la confianza empresarial en la demanda de crédito en Perú:
un enfoque ARDL

Impact of business confidence on credit demand in Peru: An ARDL approach 3

Lucía Echeverría

Sensibilidad del análisis de la pobreza a las escalas de equivalencias.
Una aplicación para Argentina

*Equivalence scales and the sensitivity of poverty. An application
to Argentina* 23

Néstor Gandelman, Osiris J. Parco, Flavia Roldán

Opportunities to upgrade the scientific disciplines space
Oportunidades para la mejora del espacio científico

49

José Luis Hernández Mota

Posición fiscal, inversión pública y crecimiento económico.
Una aplicación de Regla Fiscal para México

Fiscal position, public investment and economic growth.
A Tax Rule application for México 69

**Sebastián Londoño-Espinosa, Edison Reza-Paocarina, Adriana Morales-
Noriega, Lenín Chamba-Bastidas, Lady León-Serrano**

Los efectos macrofiscales de la dolarización en Ecuador
The macrofiscal effects of dollarization in Ecuador 99

ECONOMIC ANALYSIS

IMPACTO DE LA CONFIANZA EMPRESARIAL EN LA DEMANDA DE CREDITO EN PERU: UN ENFOQUE ARDL

IMPACT OF BUSINESS CONFIDENCE ON CREDIT DEMAND IN PERU: AN ARDL APPROACH

LUISA FERNANDA AMES*

Programa de Maestría en economía, Pontificia Universidad Católica del Perú

ELVIS APARCO**

Programa de Maestría en economía, Universidad Nacional Mayor de San Marcos

JUAN CARLOS AMES***

Programa de Maestría en economía, Pontificia Universidad Católica del Perú

Resumen

El objetivo del presente artículo es verificar que en la estimación de la función de demanda de crédito del sector privado no solo son relevantes las tradicionales variables macroeconómicas, sino que también son relevantes las expectativas, en ese contexto, se verifica la importancia del índice de confianza empresarial como un determinante de la demanda de crédito al sector privado en Perú. El estudio identifica una relación de cointegración entre la demanda de crédito a empresas, producto bruto interno, tasa de interés y el índice de confianza empresarial entre el primer trimestre de 2003 y el cuarto trimestre de 2020, empleándose para ello un Modelo

* Programa de Maestría en Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria s/n, Lima, Perú. E-mail: lamessantillan@gmail.com

** Analista Económico, Dirección de Riesgos Fiscales, Ministerio de Economía y Finanzas, Jr. Junín 319, Lima, Perú. E-mail: elvis.aparco@unmsm.edu.pe

*** Analista Senior Regulatorio Financiero, Gerencia de Regulación y Estudios Económicos, Organismo Supervisor de la Inversión en Infraestructura de Transporte de Uso Público – OSITRAN, Calle Los Negocios 182 – Surquillo, Lima, Perú. E-mail: juan.ames@pucp.edu.pe

Autorregresivo con Retardos Distribuidos (ARDL). Se verifica la relevancia de la confianza empresarial como una variable para estimar la demanda de crédito a empresas.

Palabras clave: *Cointegración, índice de confianza empresarial, modelo ARDL.*

Clasificación JEL: *C58, E41, G02.*

Abstract

The objective of this article is to verify that in estimating demand of credit to enterprises not only are relevant traditional macroeconomic variables, but also are relevant expectations. In this context is verified the importance of business confidence index as a determinant of credit demand to the enterprises in Peru. The study identifies one cointegrating relationship between demand of credit to enterprises, gross domestic product, interest rate and business confidence index between first quarter 2003 and third quarter 2020, using an Autoregressive Distributed-Lagged Model (ARDL). It is verified that business confidence index is a relevant variable to estimate a credit demand to enterprises.

Keywords: *Cointegration, business confidence index, ARDL model.*

JEL Classification: *C58, E41, G02.*

1. INTRODUCCION

La estimación de la función de demanda de crédito a empresas ha sido materia de estudio en la literatura económica, siendo relevante su empleo para la toma de decisiones de regulación y de mercado. Tradicionalmente, la función de demanda de crédito a empresas ha sido estimada en función del producto bruto interno y la tasa de interés; el presente trabajo explora lo que ocurre con dicha función cuando a esta se le incorpora una variable de expectativas, medida por medio del índice de confianza empresarial, tratando con ello de incorporar una variable que proporcione información acerca de un componente social o psicológico que represente las percepciones en la economía por parte de las empresas, con la finalidad de obtener una estimación de la demanda de crédito a empresas con una mayor capacidad explicativa.

Keynes (1936) presenta el concepto de *estado de la confianza*, indicando que dicho concepto tiene relevante importancia por su influencia en la curva de eficiencia marginal del capital. Keynes señala que tanto la eficiencia marginal del capital

como el estado de la confianza no son dos factores separados que afectan la tasa de inversión, sino que ambos permiten estimar la curva de demanda de inversión. Asimismo, menciona que el programa de gobierno puede, mediante los efectos de la confianza, modificar las preferencias de los niveles de liquidez y de la eficiencia marginal del capital; no obstante –menciona–, a pesar de considerar que el estado de la confianza es relevante, lo excluye de su análisis, al considerar el supuesto que tanto la tasa de interés como los rendimientos probables de las inversiones se sobrepone rápidamente a los efectos del estado de la confianza.

A la fecha, estudios recientes para estimar los fundamentos de la inversión privada han incorporado a la confianza empresarial como una variable de expectativas de significativo poder explicativo de la inversión. Para el caso peruano, Arenas y Morales (2013), Rojas-Triana, Parra-Mariño y Gutiérrez-Ayala (2020) para el caso colombiano y de América Central, Janada y Teodoru (2020) estudian la importancia de la confianza empresarial para explicar el comportamiento de la inversión privada. En la misma línea, Khan y Upadhayaya (2019), para la economía americana, encuentran que la confianza empresarial tiene capacidad predictiva para estimar el crecimiento de la inversión.

En ese sentido, el presente estudio se ha propuesto incorporar la confianza empresarial como una variable explicativa relevante en la estimación de la demanda de crédito a empresas. Se espera que la confianza empresarial tenga en la demanda de crédito a empresas el mismo nivel de relevancia que lo viene teniendo en la inversión. Así, el concepto de “espíritus animales” de Keynes (1936), por el que la inversión es explicada no solo por sus variables fundamentales, sino también por variables de expectativas, es extensible a la demanda de crédito, postulándose que esta no solo depende de sus variables fundamentales (PBI y la tasa de interés), sino también de una variable de expectativas como lo es la confianza empresarial. Respecto de la importancia de esta variable en la demanda de crédito, Sánchez (1985) señala que durante etapas de *boom* económico se presenta un aumento de la cantidad de inversión, que es financiada principalmente con deuda debido al excesivo estado de confianza, lo que conlleva a que el crédito y la emisión de títulos de deuda aumenten considerablemente.

Belke y Polleit (2010), acerca de la demanda de crédito, señalan que un aspecto adicional al nivel de actividad y tasa de interés como variables explicativas, serían las expectativas de altos niveles de actividad y productividad, los que pueden conllevar que un gran número de proyectos se conviertan en rentables, ello llevaría a una alta demanda de crédito para financiarlos.

A la fecha existen estudios que analizan el impacto de los indicadores de confianza en variables macroeconómicas reales como el Producto Bruto Interno (PBI), la inversión y el consumo, los resultados encontrados han sido mixtos. En el caso peruano, no existen estudios que hayan explorado el impacto de indicadores de confianza en agregados monetarios, específicamente en la demanda de crédito.

Si bien existe evidencia empírica que los agentes económicos se endeudan más cuando el nivel de producción real aumenta o el costo de financiamiento disminuye, habría un efecto contrario si hubiese una disminución de la confianza empresarial, siendo estos los efectos que se pretenden medir para el caso de la economía peruana.

La estrategia empleada en el presente estudio consiste en estimar un modelo de cointegración en la función de demanda de crédito a empresas, empleando un Modelo Autorregresivo con Retardos Distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés), siendo las series de tiempo evaluadas: la demanda de crédito a empresas, el PBI, la tasa de interés real y el índice de confianza empresarial.

La estructura de este artículo es como sigue. Luego de la introducción, en la sección dos se revisa la literatura relevante. La sección tres realiza una descripción de los datos empleados. La sección cuatro muestra la metodología a ser utilizada en el presente trabajo. En la quinta sección se muestran los principales resultados y, finalmente, en la sexta sección se señalan las principales conclusiones a las que arriba el documento.

2. REVISION DE LA LITERATURA

La estimación de la demanda de crédito a empresas ha sido abordada en diversos estudios, básicamente la estimación econométrica ha considerado una relación entre la demanda de crédito, el nivel de actividad de la economía y el costo de financiamiento; así, Belke y Pollet (2010) señalan que al formular modelos de demanda de crédito muchos modelos incluyen una variable de actividad económica (como el PBI), y costos de financiamiento (Tasas de Interés de Mercado o Tasas de Crédito Interbancario), como sus más importantes determinantes. Asimismo, señalan que no parece haber consenso en cómo el nivel de actividad económica afecta la demanda de crédito. En ese sentido, algunos resultados empíricos identifican una relación positiva entre ambas variables, basados en la noción que el crecimiento económico tendría un efecto positivo en el ingreso y utilidades; de acuerdo con este argumento, las firmas que hacen utilidades habilitan a los agentes privados para soportar altos niveles de endeudamiento y consecuentemente financiar el consumo y la inversión mediante el crédito.

En esa línea, Catão (1997) estima una función de demanda de crédito para Argentina con la finalidad de analizar si el crédito bancario, luego de la crisis mexicana, está restringida por la oferta o la demanda. Como parte de su análisis estimó una función de demanda de crédito para el periodo 1991-1996, considerando como variables: la demanda de crédito bancario, el PBI nominal y la tasa de interés, encontrando que la demanda de crédito depende de manera directa del PBI nominal y de manera indirecta de la tasa de interés; el análisis se efectuó en primeras diferencias aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios.

La demanda de crédito también ha sido abordada empleando el enfoque de cointegración de Johansen. Por ejemplo, Calza, Gartner y Sousa (2001) estudian los determinantes del crédito al sector privado en la Eurozona, habiéndose identificado

una relación de cointegración vinculada a los préstamos reales, PBI y tasas de interés, evidenciando que en el largo plazo los préstamos reales están positivamente relacionados al PBI y negativamente relacionados a las tasas de interés en el corto y largo plazo.

En la misma línea, Fritzer y Reiss (2008) realizan un análisis econométrico de los determinantes del nivel agregado del sector de crédito de consumo en Austria, con data trimestral en el periodo 1981-2006, encontrando que las series de tiempo PBI, tasa de interés e inflación son integradas de orden 1, encontrando evidencia débil en favor de la cointegración de dichas variables aun cuando los signos de la ecuación de demanda de crédito son los esperados: positivo para el PBI, negativo para la tasa de interés y positivo para la inflación.

Plazil, Radkovský y Rezabek (2013) realizan un estudio para caracterizar los efectos de la oferta y demanda en los préstamos bancarios a corporaciones no financieras para la República Checa, los resultados obtenidos mostraron que los bancos restringieron los créditos cuando se inició la crisis financiera; para testear su hipótesis emplearon un modelo de corrección de errores, empleando datos trimestrales del primer trimestre de 2002 al tercer trimestre de 2012. Encontraron una relación de cointegración entre el crédito bancario a empresas no financieras, PBI, tasa de interés de la política monetaria, la ratio de la cartera cercana a incumplimiento y la ratio de incumplimiento, siendo los signos de los coeficientes consistentes con la teoría económica.

En el caso peruano, Carrera (2010) analiza la evidencia y el mecanismo de transmisión del canal del préstamo bancario en Perú, como parte de su análisis emplea un modelo en donde la demanda de crédito bancario depende de las tasas de interés, PBI y del nivel de precios, su estimación econométrica emplea el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) para estimar el mecanismo de transmisión, para el periodo 2001-2010.

Un aspecto relevante señalado por Belke y Pollet (2010) es que también debería esperarse que las expectativas de altos niveles de actividad económica y productividad podrían hacer que un mayor número de proyectos se hagan más rentables, lo que conllevaría a una alta demanda de crédito para financiarlos. Lo señalado por dichos autores permite inferir que una variable relevante para la estimación de la demanda de crédito está conformada por las expectativas de los agentes económicos.

La incorporación de una variable de expectativas como la confianza empresarial, ha sido considerada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para evaluar sus efectos en la inversión. Así, el BCRP (2016), en su Reporte de Inflación de diciembre de 2016, analiza los efectos de los cambios en la confianza empresarial en la inversión, construyendo un modelo de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés), asimismo, muestra que existe una alta correlación positiva entre la tasa de crecimiento del PBI y la confianza empresarial. El Reporte señalado precisa que, si bien el índice de confianza empresarial está influenciado por el entorno externo e interno, también recoge otros elementos del estado de la economía que no son observables directamente. Así, de las estimaciones empíricas

efectuadas se concluye que realizar acciones que mejoren la confianza empresarial (seguridad del escenario futuro de la economía y estabilidad macroeconómica) tiene efectos positivos en la inversión.

Existe escasa literatura que evidencie los efectos de incorporar la confianza en la estimación de la demanda de crédito, uno de estos trabajos es el desarrollado por Higgs y Worthington (2014), quienes realizan una modelación econométrica de los precios y elasticidades de los préstamos de la banca minorista en Australia, empleando series de tiempo trimestrales de diferente orden de integración, empleando un modelo ARDL para estimar la demanda de crédito de cuatro submercados: i) Arrendamientos de inmuebles ocupados (1985-2010), ii) Préstamos a plazo (1988-2010), iii) Préstamos para inmuebles y consolidación de deudas (1990-2010) y iv) Préstamos de margen (2000-2010). Como variables explicativas de la demanda de crédito, adicional a la tasa de interés de los préstamos y el ingreso anual, incluyen índices de sentimiento del consumidor y otras variables macro y microeconómicas. Se verificó relaciones de cointegración para todos los mercados evaluados a excepción del mercado de préstamo de inmuebles; asimismo, se verifica que los signos son los esperados de acuerdo con la teoría económica, en el caso del sentimiento del consumidor, se obtiene que este se relaciona positivamente con la demanda de préstamos, sin embargo, su signo no es estadísticamente significativo.

3. DISCUSION DE LOS DATOS

La estimación de la función de demanda de crédito a empresas se efectuará empleando series de tiempo con periodicidad trimestral entre el primer trimestre de 2003 y el cuarto trimestre de 2020.

La demanda de crédito a empresas se estima con la variable proxy crédito de las sociedades de depósito al sector privado, en específico a empresas, medido en millones de soles constantes con año base 2007, la variable es considerada en logaritmos; el nivel de actividad de la economía se estima con la variable proxy PBI en millones de soles constantes con año base 2007, la variable es considerada en logaritmos; el costo de financiamiento es considerado con la variable proxy tasa de interés activa en moneda nacional en términos reales, y las expectativas de la economía son consideradas con la variable proxy índice de confianza empresarial. Además, luego de un análisis de estacionalidad de las cuatro series de tiempo, se concluyó que solamente la serie de tiempo del PBI real requirió ser desestacionalizada (ver Anexo para mayor detalle).

Respecto del índice de confianza empresarial, es necesario señalar que es un indicador que se construye a partir de las expectativas de las empresas, en relación con la situación económica en los próximos 3 meses, esta información es recogida de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas que todos los meses realiza el Banco Central de Reserva del Perú, se considera la diferencia entre la proporción

de respuestas positivas y negativas, sumándole 1 y multiplicándolo por 50, de esta manera, este último valor reporta una situación neutra, un valor mayor a 50 implica que el porcentaje de quienes esperan una mejor situación excede al de los que esperan una peor y viceversa. La Tabla 1 muestra un resumen de las variables utilizadas, en tanto la Tabla 2 muestra los principales estadísticos de estas variables.

TABLA 1
DESCRIPCION DE VARIABLES

Variable	Período	Descripción	Fuente
credre	2003Q1-2020Q4	Crédito a empresas, en millones de soles de 2007	BCRP
pbir_sa	2003Q1-2020Q4	Producto Bruto Interno real, en millones de soles de 2007 – desestacionalizado	BCRP
tamnr	2003Q1-2020Q4	Tasa activa real en moneda nacional	BCRP
ice	2003Q1-2020Q4	Índice de confianza empresarial	BCRP

Fuente: INEI: Instituto Nacional de Estadística e Informática.

TABLA 2
ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS

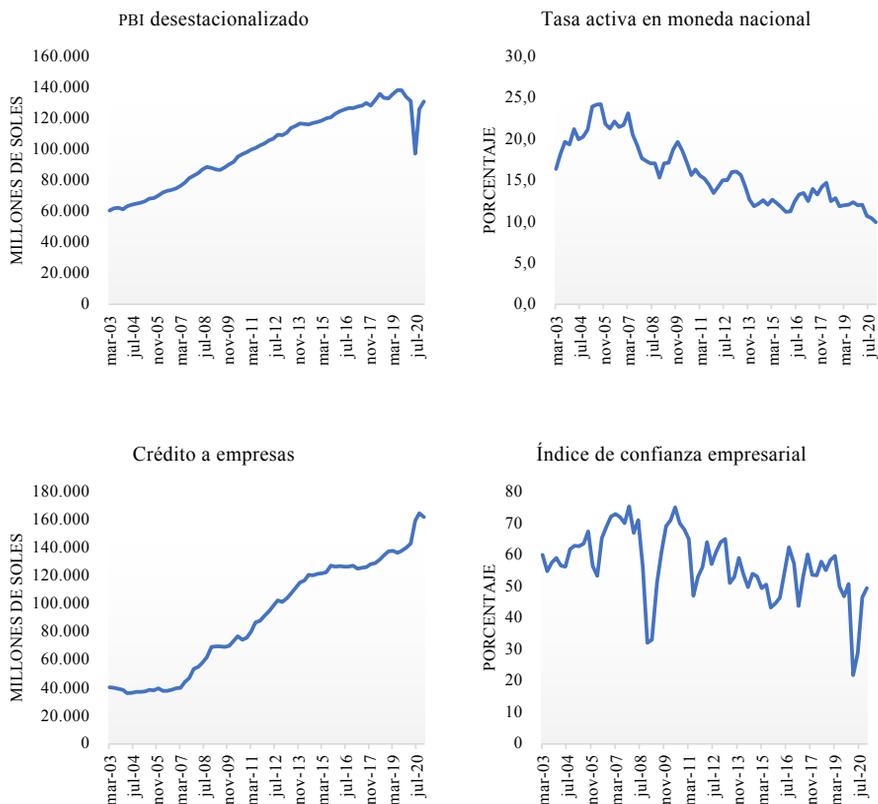
Variable	Unidad medida	Nº de Obs.	Máximo	Mínimo	Media	Mediana	Dev. Estándar
credre	en millones de soles	72	164 669	36 232	90 366	93 194	39 838
pbir_sa	en millones de soles	72	138 222	60 469	101 371	103 122	24 603
tamnr	porcentaje	72	24,21	9,93	15,92	15,29	3,82
ice	porcentaje	72	75,34	21,81	56,89	56,76	10,56

Fuente: Elaboración propia.

Las Figuras 1 y 2 muestran el comportamiento de las series de tiempo del estudio en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2003 y cuarto trimestre de 2020, se aprecia la tendencia creciente de las series *pbir_sa* (PBI real desestacionalizado) y *credre* (crédito a empresas), en el caso de la serie *pbir_sa* se muestra la fuerte caída que tuvo durante el primer y segundo trimestre de 2020 y su recuperación en el tercer y cuarto trimestre de dicho año, en el caso del *credre* se puede apreciar el aumento significativo del crédito a empresas en el segundo y tercer trimestre, y una posterior disminución en el cuarto trimestre; es necesario indicar que el aumento del crédito a empresas está vinculado a la intervención del gobierno mediante su programa *Reactiva Perú*, destinado a sostener la cadena de

FIGURA 1

DATOS DE SERIES DE TIEMPO UTILIZADOS



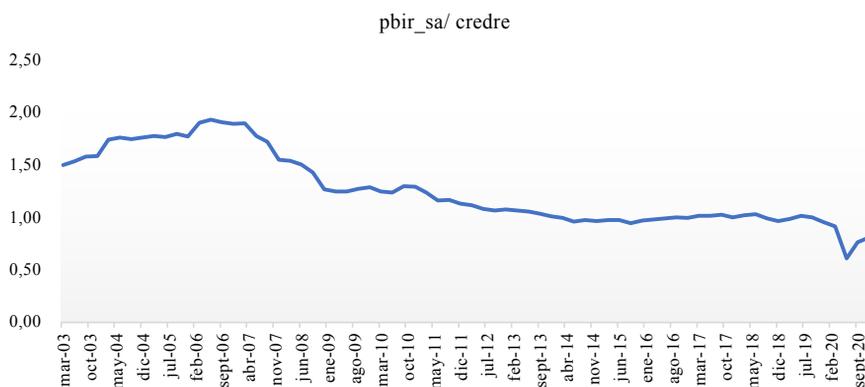
Fuente: BCRP, elaboración propia.

pagos de la economía y evitar una mayor contracción del producto, para ello, de acuerdo con lo indicado por el BCRP (2020), se otorgaron créditos con garantía del Estado peruano por un monto aproximado de 58 mil millones de soles, se aprecia que dicha medida se condice con la recuperación de los niveles de PBI. Si bien no se han recuperado los niveles del PBI prepandemia COVID 19, se reconoce una muy significativa recuperación.

En el caso de la tasa de interés activa en moneda nacional en términos reales (*tamnr*), se evalúa una tendencia decreciente en el periodo de evaluación, esta es explicada, entre otros factores, a que la deuda pública peruana ha alcanzado el grado

FIGURA 2

RELACION PBI DESESTACIONALIZADO Y EL CREDITO A EMPRESAS



Fuente: BCRP, elaboración propia.

de inversión obteniendo progresos en mejorar su calificación crediticia. Asimismo, en el periodo comprendido entre el segundo y cuarto trimestre de 2020 se aprecia también una tendencia decreciente de la *tamnr* alcanzando mínimos históricos en el cuarto trimestre de 2020, lo que se condice con la intervención del gobierno con su programa Reactiva Perú, el que no solo pone a disposición fondos de emergencia para las empresas, sino que lo hace a un bajo costo de financiamiento, esto ha contribuido a mejorar las condiciones de financiamiento en un contexto de pandemia.

De la misma forma, se aprecia que la recuperación del crecimiento del PBI y las bajas tasas de interés en el tercer y cuarto trimestre de 2020 se condicen con la recuperación de la confianza empresarial. Como se puede apreciar en las gráficas, el índice de confianza empresarial (*ice*), en el primer trimestre de 2020, alcanzó su mínimo histórico de 21,81 puntos, lo que coincide con el inicio del estado de emergencia en Perú y la implementación de severas medidas de restricción del tránsito, así también luego de la implementación de las medidas del gobierno peruano para hacer frente a la pandemia COVID 19.

Asimismo, la Figura 2 muestra la evolución de la relación de las series de tiempo *pbir_sa* vs *credre*, medidas como un cociente de ambas variables, en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2003 y cuarto trimestre de 2020 se aprecia una tendencia decreciente de dicha relación, explicado principalmente con el avance del nivel de bancarización de la economía peruana; además, se aprecia que para el segundo trimestre de 2020 esta ratio alcanza su valor más bajo, considerando que el *pbir_sa* disminuyó significativamente y el *credre* se encuentra muy cercano a su mayor

valor, dicha ratio se encuentra en un valor menor a la unidad, pero con tendencia a crecer debido principalmente a la recuperación del nivel del PBI.

4. METODOLOGIA

Debido a la naturaleza de esta investigación, y a base de la literatura, el presente estudio utilizará metodologías econométricas de series de tiempo. No obstante, existen diversos modelos que suelen usarse con el fin de dilucidar las relaciones de corto y largo plazo entre las variables de interés. En ese sentido, los Modelos de Vector de Corrección de Errores (VECM) y test de cointegración son frecuentemente utilizados. Sin embargo, estos modelos presentan ciertas limitaciones, a saber, solo pueden aplicarse cuando todas las variables estudiadas sean integradas de primer orden, además, estos modelos son sensibles ante la inclusión de nuevos rezagos, ya que se incrementa exponencialmente el número de variables que deben ser estimadas (Aparco y Flores, 2019).

Al respecto, los modelos ARDL representan una buena alternativa ante las limitaciones de los modelos VECM, toda vez que estos modelos permiten ser más flexibles en el orden de integración de las variables, y tener resultados más robustos cuando la muestra no es tan grande (Pesaran y Shin, 1999, y Pesaran, Shin y Smith, 2001). En ese sentido, a continuación se muestra un breve resumen acerca de estos modelos.

Los modelos ARDL son modelos dinámicos, toda vez que relacionan la variable dependiente y las independientes no solo de forma contemporánea, sino mediante sus rezagos. Asimismo, estos modelos se pueden formular bajo su forma de corrección de error, con el fin de examinar las relaciones de cointegración, y ser estimados por mínimos cuadrados.

En ese sentido, en el presente estudio se estimarán los modelos en su forma de corrección de errores (ECM, por sus siglas en inglés), los que permiten medir la velocidad de ajuste ante una un choque provocado en el corto plazo y su ajuste a la tendencia de largo plazo. Los modelos que se estimarán son *ARDL* (p, q, r) y *ARDL* (p, q, r, s), los que vienen representados por las ecuaciones (1) y (2), respectivamente.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Credr_t = a_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_1 \Delta \ln Credr_{t-j} + \sum_{j=1}^q \alpha_2 \Delta \ln Pbir_{t-1} \\ + \sum_{j=1}^r \alpha_3 \Delta tamnr_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \delta_i D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Credr_t = a_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_1 \Delta \ln Credr_{t-j} + \sum_{j=1}^q \alpha_2 \Delta \ln Pbir_{t-1} \\ + \sum_{j=1}^r \alpha_3 \Delta tamnr_{t-1} + \sum_{j=1}^s \alpha_4 \Delta ICE_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \delta_i D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Donde Δ es el operador de diferencias, a_0 el término independiente, α_i los parámetros que representan la dinámica de corto plazo, en tanto λ es el parámetro que muestra la velocidad de ajuste de las innovaciones de corto plazo a la tendencia de largo plazo. Por último, δ_j representa los efectos de las variables *dummy*. Es admisible notar que p , q , r y s representan el número de rezagos óptimos incluidos en el modelo y que se determinan por algún criterio de información.

El modelo (1) estima una función de la demanda de crédito al sector privado en función a las variables tradicionales como el PBI y la tasa de interés activa, en tanto, el modelo (2) añade a dichas variables el índice de confianza empresarial.

Asimismo, a diferencia de los modelos de cointegración tradicionales tales como el de Engle y Granger (1987) o Johansen (1998), los que solo incluyen variables I (1), los modelos ARDL permiten incluir tanto variables I (0) como I (1), es decir, se puede testear la cointegración con mayor robustez (Pesaran y Shin, 1999, y Pesaran, Shin y Smith, 2001). Para ello, es necesario verificar el orden de integración de estas variables, por lo que se usará la prueba aumentada de Dickey Fuller - ADF (Dickey y Fuller, 1979, 1981) y la prueba de Phillip Perron - PP (Phillip y Perron, 1988).

Es oportuno señalar que la hipótesis nula de la *prueba de límites* es que las variables no están cointegradas, en ese sentido, se compara el estadístico F con los valores críticos asintóticos correspondientes a los casos donde todas las variables son I (0), o todas las variables son I (1). Luego, si el estadístico calculado es inferior al valor crítico más pequeño, no se puede rechazar la hipótesis nula y concluimos que no existe una relación de cointegración, mas si el estadístico es superior al valor crítico más alto se rechaza la hipótesis nula y se concluye que existe una relación de cointegración; en tanto, si el valor crítico está entre estos dos valores, entonces la prueba no será concluyente.

5. RESULTADOS

Un paso necesario para estimar los modelos es analizar el orden de integración de las series. Al respecto, la Tabla 3 muestra las pruebas de ADF y PP. Los resultados de estas pruebas revelan que no se puede rechazar la hipótesis nula de que las series tienen raíz unitaria a los niveles de significancia usuales en las variables de *Incredre* y *Inpbir* en niveles, pero que esta se rechaza cuando las variables están en diferencias, por lo que se puede concluir que son integradas de primer orden. De forma similar, las pruebas de raíz unitaria de ADF y PP muestran que las variables *tamnr* y *ice* son integradas de orden cero.

Debido a que las variables analizadas tienen un orden de integración menor a dos, es factible estimar las ecuaciones (1) y (2). En ese sentido, es posible estimar diversos modelos ARDL con diversos rezagos para cada variable, no obstante, es conveniente seleccionar el modelo con el menor criterio de información. La Tabla 4 muestra los diversos modelos estimados, de los que se eligen los modelos ARDL (3, 2, 2) y ARDL (5, 4, 2, 2), porque tienen el menor criterio de información según el criterio de Akaike.

TABLA 3

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

Variable	Prueba ADF				Prueba Phillips-Perron	
	Intercepto	Rez.	Intercepto y tendencia	Rez.	Intercepto	Intercepto y tendencia
<i>Incredre</i>	-0,570	1	-1,421	1	-0,374	-1,536
<i>lnpbir</i>	-2,160	2	-2,724	0	-1,943	-2,724
<i>tamnrr</i>	-0,655	0	-3,536**	0	-0,721	-3,536**
<i>ice</i>	-3,404**	0	-4,878***	1	-3,404**	-4,161***
Δ <i>Incredre</i>	-5,630***	0	-5,580***	0	-5,582***	-5,530***
Δ <i>lnpbir</i>	-11,633***	0	-7,592***	1	-13,636***	-19,629***
Δ <i>tamnrr</i>	-7,886**	0	-7,878***	0	-7,911***	-7,897***
Δ <i>ice</i>	-7,544***	1	-7,498***	1	-9,291***	-9,737***

Nota: Δ es el operador de primeras diferencias. Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente. Valores calculados por MacKinnon (1996).

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 4

REZAGOS OPTIMOS

Modelo 1		Modelo 2	
Modelos	AIC	Modelos	AIC
ARDL (3, 2, 2)	-4,479	ARDL (5, 4, 2, 2)	-4,637
ARDL (2, 2, 2)	-4,478	ARDL (5, 4, 1, 2)	-4,636
ARDL (3, 4, 2)	-4,469	ARDL (3, 4, 1, 2)	-4,633
ARDL (3, 2, 1)	-4,462	ARDL (5, 4, 1, 1)	-4,628
ARDL (2, 2, 1)	-4,459	ARDL (3, 4, 2, 2)	-4,627
ARDL (2, 2, 3)	-4,453	ARDL (5, 4, 3, 2)	-4,623
ARDL (4, 2, 2)	-4,452	ARDL (5, 4, 2, 1)	-4,621
ARDL (3, 3, 2)	-4,451	ARDL (5, 5, 2, 2)	-4,611
ARDL (3, 2, 3)	-4,451	ARDL (5, 4, 2, 3)	-4,608
ARDL (2, 4, 2)	-4,451	ARDL (3, 4, 1, 1)	-4,607

Elaboración propia.

A continuación, la Tabla 5 muestra los resultados de la *prueba de límites*, donde evidencia que el valor F calculado es mayor al límite superior (I(1)) aun al nivel de significancia del 1%, por esta razón, se rechaza la hipótesis nula de que no existe una relación de cointegración entre las variables.

TABLA 5

PRUEBA DE LIMITES

Modelo	F-statistic	AI 1%		AI 5%		AI 10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Modelo 1: ARDL (3, 2, 2)	6.751***	3,88	5,30	2,72	3,83	2,17	3,19
Modelo 2: ARDL (5, 4, 2, 2)	8.084***	3,42	4,84	2,45	3,63	2,01	3,10

Nota: Valores críticos calculados por Pesaran *et al.* (2001). Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En la siguiente tabla se muestran los resultados de los Modelos de Corrección de Errores (MCE). Al respecto, es importante señalar que los coeficientes asociados al término de corrección de error son negativos y significativos en ambos modelos, lo que corrobora la existencia de una relación a largo plazo entre las variables. Asimismo, podemos inferir que la velocidad de ajuste oscila entre el 9% y 10% en un trimestre para el modelo (1) y (2), respectivamente.

Asimismo, los coeficientes que se muestran corresponden a las elasticidades de corto plazo. Por ejemplo, la variable *dummy_10q3* tienen una elasticidad negativa y significativa en ambos modelos. Además, se evidencia que la tasa de interés real incide negativamente en el crecimiento del crédito a empresas en el corto plazo en ambos modelos. Del mismo modo, el nivel de crecimiento económico impacta negativamente en el crecimiento del crédito al sector privado, este resultado es similar al encontrado por Tovar, García-Escribano y Vera (2012) para el caso peruano. También, con relación al índice de confianza empresarial, parece no tener efecto en el crecimiento del crédito a empresas en el corto plazo.

Es importante precisar que los modelos estimados cumplen con los supuestos básicos de normalidad de los residuos, no autocorrelación y homocedasticidad (ver Tabla 6). De hecho, podemos corroborar que el modelo 2 tiene un mejor ajuste (medido por el *R – cuadrado ajustado*) y un menor criterio de información. Ello, refuerza la hipótesis de que el índice de confianza empresarial es una variable importante y que se debe considerar al momento de estimar el nivel de créditos al sector de las empresas.

Asimismo, la Tabla 7 muestra los coeficientes estimados a largo plazo. En el modelo 2, una variación del 1% en el PBI incrementa en 1,005% el nivel de crédito a las empresas; mientras que una variación de la tasa de interés activa real en moneda nacional disminuye en 0,062% el nivel de crédito al sector privado. En conclusión, un incremento en 1% en el índice de confianza, el nivel de crédito a las empresas aumentaría en 0,016%.

TABLA 6
MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

Variable dependiente: $\Delta Incredr$	Modelo 1	Modelo 2
	ARDL (3, 2, 2)	ARDL (5, 4, 2, 2)
$\Delta Incredre$ (t-1)	0,343***	0,259**
$\Delta Incredre$ (t-2)	0,132	0,154
$\Delta Incredre$ (t-3)	–	–0,024
$\Delta Incredre$ (t-4)	–	0,177*
$\Delta Inpbir$	–0,157**	–0,289***
$\Delta Inpbir$ (t-1)	–0,154**	–0,378***
$\Delta Inpbir$ (t-2)	–	–0,192
$\Delta tamnr$	–0,015***	–0,013***
$\Delta tamnr$ (t-1)	0,005	0,004*
Δice	–	0,001
Δice (t-1)	–	–0,001
<i>dummy_10q3</i>	–0,073***	–0,079***
EC (t-1)	–0,091***	–0,107***
R-cuadrado ajustado	0,463	0,570
Criterio de información de Akaike	–4,479	–4,637
Normalidad (Jarque-Bera)	1,736	3,964
Prob.	0,419	0,137
No autocorrelación (Breusch-Godfrey)	0,329	0,798
Prob.	0,856	0,532
Homocedasticidad (Breusch-Pagan-Godfrey)	1,667	0,783
Prob.	0,110	0,701

Nota: Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7
ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO

Variable dependiente: <i>Incredr</i>	Modelo 1: ARDL (3, 2, 2)	Modelo 2: ARDL (5, 4, 2, 2)
<i>Inpbir</i>	1,064***	1,005***
<i>tamnr</i>	–0,049***	–0,062***
<i>ice</i>	–	0,016*

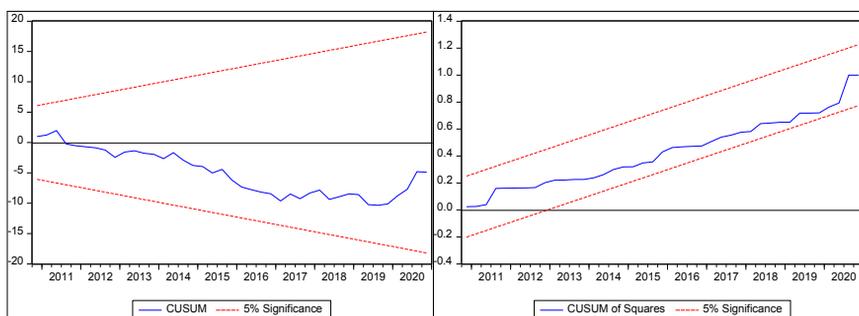
Nota: Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, en la estimación de los modelos ARDL se puede presentar el problema quiebre estructural o cambio de parámetros en la muestra, para verificar que esto no ocurra, se realizan las pruebas de la Suma Acumulada de los Residuos Recursivos (CUSUM) y el Cuadrado de la Suma Acumulada de los Residuos Recursivos (CUSUM-SQ). Al respecto, en las Figuras 3 y 4 se muestra que el CUSUM y el CUSUM-SQ no sobrepasan de las bandas de confianza al 5% de nivel de significancia. Por tanto, se concluye que no existe quiebre estructural en los parámetros y que estos son estables en ambos modelos.

FIGURA 3

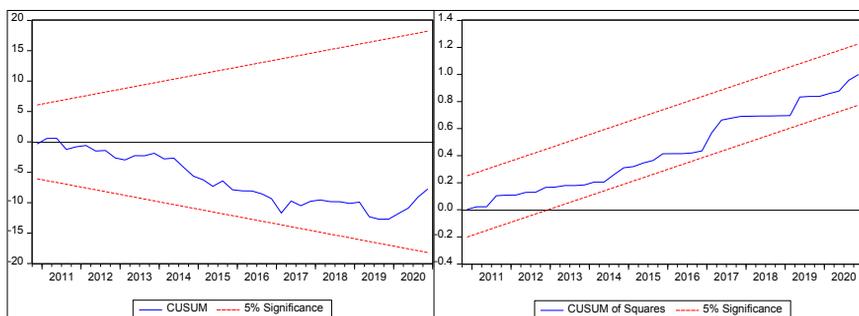
CUSUM Y CUSUM-SQ DEL MODELO 1 - ARDL (3, 2, 2)



Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 4

CUSUM Y CUSUM-SQ DEL MODELO 2 - ARDL (5, 4, 2)



Fuente: Elaboración propia.

6. CONCLUSIONES

El objetivo del presente artículo fue estimar el efecto que tiene la variable de confianza empresarial en la demanda de crédito a las empresas. Para ello se incluyó a las tradicionales variables macroeconómicas como el PBI y la tasa de interés, el índice de confianza empresarial elaborado por el BCRP.

Para ello, mediante el modelo econométrico ARDL, se ejecutó las pruebas de cointegración y se estimó los modelos de corrección de errores. Si bien la función de demanda de crédito a las empresas puede estimarse considerando la tasa de interés y el PBI, es posible mejorar dicha estimación cuando se incorpora el índice de confianza empresarial.

En ese sentido, las elasticidades de largo plazo son significativas y tienen el signo esperado, concordantes con la teoría económica. Asimismo, se concluye que el índice de confianza empresarial es significativo en el largo plazo; al igual que el PBI y la tasa de interés. En el caso del PBI la elasticidad de largo plazo es de 1,005, -0,062 para la tasa de interés, y el de la confianza empresarial es de 0,016. Es decir, el crédito al sector privado podría aumentar ante un incremento del nivel de actividad de la economía, por una disminución del costo de financiamiento, y una mejora de la confianza empresarial, siendo esta última una variable que incorpora las expectativas que el sector privado tiene en la economía. No obstante, en el corto plazo, la confianza empresarial no parece poder explicar el nivel de crédito al sector privado.

REFERENCIAS

- APARCO, E. y A. FLORES (2019). “La hipótesis Keynesiana del gasto público frente a la Ley de Wagner: un análisis de cointegración y causalidad para Perú”, *Revista de Economía del Rosario* 22(1), pp. 53-73. DOI: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.7764>
- ARENAS, P. y D. MORALES (2013). *Are business tendency surveys useful to forecast private investment in Peru? A non-linear approach*. Serie Documentos de Trabajo, marzo de 2013. Banco Central de Reserva del Perú, Lima. Disponible en: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2013/documento-de-trabajo-03-2013.pdf> [Consultado el 15 de julio de 2021].
- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU – BCRP (2016). *Reporte de Inflación, diciembre 2016. Panorama Actual y Proyecciones Macroeconómicas 2016-2018*, BCRP, Lima. 04 de agosto de 2019, <<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2016/diciembre/reporte-de-inflacion-diciembre-2016.pdf>>
- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU – BCRP (2020). *Reporte de Inflación, diciembre 2020. Panorama Actual y Proyecciones Macroeconómicas 2020-2022*, BCRP, Lima. 15 de julio de 2021, <<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2020/diciembre/reporte-de-inflacion-diciembre-2020.pdf>>
- BELKE, A. y T. POLLET. (2009). *Monetary Economics in Globalised Financial Markets*, Springer Science & Business Media, Berlín.
- CALZA, A.; C. GARTNER y J. SOUSA (2001). *Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro Area*, Working paper series 55, European Central Bank, Frankfurt. 01 de setiembre de 2019, <<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwpws/ecbwp055.pdf?ab523709522dfa413746ae661128300c>>

- CARRERA, C. (2010). *The Bank Lending Channel in Peru: evidence and transmission mechanism*, Serie Documentos de Trabajo, diciembre 2010, Banco Central de Reserva del Perú, Lima. 04 de setiembre de 2019, <<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2010/Documento-de-Trabajo-21-2010.pdf>>
- CATÃO, L. (1997). *Bank credit in Argentina in the aftermath of the Mexican crisis: supply or demand constrained*, Working paper 32, The International Monetary Fund, Washington.
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427–431. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2286348>
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49(4), pp. 1057-1072. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- ENGLE, R. F. y C. W. J. GRANGER (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55(2), pp. 251-276. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
- FRITZER, F. y L. REISS (2008). "An analysis of credit to the household sector in Austria", *Financial stability report* 16, pp. 122-134.
- JOHANSEN, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control" 12(3), pp. 231-254. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- HIGGS, H. y A. C. WORTHINGTON (2014). "Price and income elasticity of Australian Retail Finance: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach", *Australian Accounting Business and Finance Journal* 8(1), pp. 113-126. DOI: <http://dx.doi.org/10.14453/aabfj.v8i1.7>
- JANADA, C. y I. TEODORU (2020). *Confidence as a Driver of Private Investment in Selected Countries of Central America*, Working paper 20/270, The International Monetary Fund, Washington.
- KHAN, H. y S. UPADHAYAYA (2019). *Does Business Confidence Matter for Investment?*, Carleton Economic Papers, CEP 17-13. 15 de julio de 2021, <<https://carleton.ca/economics/wp-content/uploads/cep17-13.pdf>>
- KEYNES J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Londres: Macmillan and Co. Limited, Londres.
- MACKINNON, J. G. (1996). "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics* 11(6), pp. 601–618. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- PESARAN, M. H. y Y. SHIN (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge. DOI: <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- PESARAN, M. H.; Y. SHIN y R. J. SMITH (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationship", *Journal of Applied Econometrics* 16, pp. 289-326. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- PHILLIPS, P. C. B. y P. PERRON (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75(2), pp. 335-346. DOI: <https://doi.org/10.2307/2336182>
- PLAZIL, M.; S. RADKOVSKÝ y P. REZABEK (2013). *Modelling bank loans to non-financial corporations*, Financial Stability Report 2012/2013, chapter 0, pp. 128-136, Czech National Bank. 19 de agosto de 2021, <<https://www.cnb.cz/en/financial-stability/thematic-articles-on-financial-stability/Modelling-bank-loans-to-non-financial-corporations>>
- ROJAS-TRIANA, M. I.; J. G. PARRA-MARIÑO y J. GUTIERREZ-AYALA (2020). "Teoría y empírica de los espíritus animales e incidencia en la inversión: caso Colombia", *Revista Finanzas y Política Económica* 12 (2), pp. 523-552. DOI: <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n2.2020.3130>
- SANCHEZ, F. (1985). "Marx y Keynes: sobre crédito, tasa de interés y crisis", *Cuadernos de Economía* 7(8), pp. 19-49.
- TOVAR, C.; M. GARCÍA-ESCRIBANO y M. VERA (2012). "El crecimiento del crédito y la efectividad de los requerimientos de encaje y otros instrumentos macropрудenciales en América Latina", *Revista de Estudios Económicos* 24, pp. 45-64. 15 de agosto de 2021, <<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/24/ree-24-tovar-garcia-vera.pdf>>

8. ANEXO: ANALISIS DE ESTACIONALIDAD DE LAS SERIES

En el presente trabajo se utilizó la metodología X12 ARIMA con el fin de determinar si existe evidencia estadística de estacionalidad en las series de tiempo estudiadas. Esta metodología permite evaluar la calidad del ajuste estacional mediante estadísticos que miden la calidad del ajuste estacional.

TABLA 8
CONTRASTES DE PRESENCIA DE ESTACIONALIDAD

Variables	La prueba F de estacionalidad estable	La prueba no paramétrica de Kruskal - Wallis	Contraste de estacionalidad móvil	Contraste combinado de estacionalidad identificable
<i>pbir</i>	23,461**	0,000%***	1,021	Presenta estacionalidad
<i>credre</i>	3,623	2,19%	2,235*	No presenta estacionalidad
<i>tamnr</i>	3,322	0,781%***	0,903	No presenta estacionalidad
<i>ice</i>	2,983	1,161%	1,325	No presenta estacionalidad

Nota: Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 8 muestra los contrastes de presencia de estacionalidad para las variables utilizadas. La variable PBIR presenta estacionalidad identificable debido a que la prueba F de estacionalidad estable muestra que hay presencia de estacionalidad al nivel de 0,1%; el motivo de este valor crítico tan exigente es porque algunos supuestos no siempre se cumplen con este test. Así también la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis muestra que hay presencia de estacionalidad al nivel de 1%. La falta de estacionalidad móvil permite que los factores estacionales no sean cambiantes, así también que las proyecciones del X12 Arima sean de calidad. Las otras variables evaluadas no presentan estacionalidad identificable de los resultados obtenidos.

Asimismo, según la Tabla 9, la variable PBIR es la única que tiene calidad de ajuste estacional debido a que solo uno de los M estadísticos evaluados es mayor a 1, y el estadístico Q también es menor a uno. De esta forma, la Figura 5 muestra a la serie del PBI original y la desestacionalizada.

TABLA 9

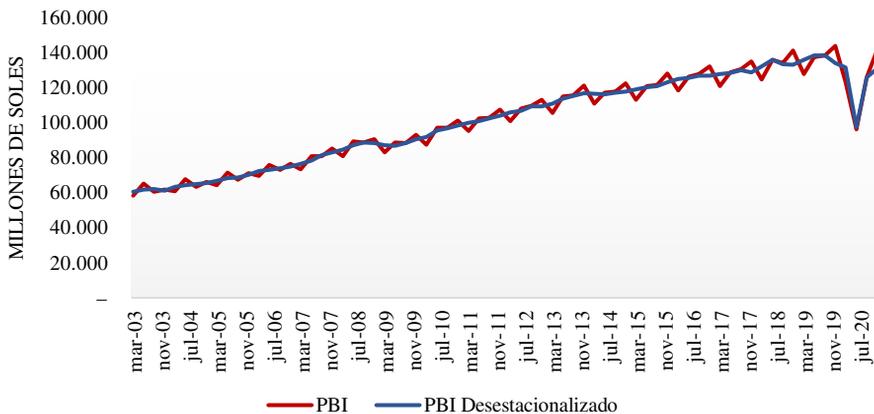
ESTADISTICOS DE EVALUACION DE CALIDAD DE AJUSTE ESTACIONAL

Estadístico M	<i>pbir</i>	<i>credre</i>	<i>tamnrr</i>	<i>ice</i>
M1	0,066	0,674	1,731	1,854
M2	0,067	0,018	0,244	0,277
M3	0,0000	0,0000	0,152	0,268
M4	0,476	0,476	0,586	0,586
M5	0,200	0,2	0,200	0,234
M6	1,026	0,095	0,458	0,081
M7	0,463	1,375	1,209	1,356
M8	0,882	2,356	1,954	2,91
M9	0,809	0,753	0,566	0,45
M10	0,943	1,546	2,285	2,603
M11	0,890	1,41	2,231	1,974
Q sin M2	0,43	0,81	0,99	1,07
Decisión	Aceptada	Aceptada condicionalmente	Aceptada condicionalmente	Rechazada condicionalmente

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 5

SERIE DEL PBI DESESTACIONALIZADA



Fuente: Elaboración propia.

SENSIBILIDAD DEL ANALISIS DE LA POBREZA A LAS ESCALAS DE EQUIVALENCIAS. UNA APLICACION PARA ARGENTINA*

EQUIVALENCE SCALES AND THE SENSITIVITY OF POVERTY. AN APPLICATION TO ARGENTINA

LUCIA ECHEVERRIA**

CONICET – Universidad Nacional de Mar del Plata, Argentina

Resumen

Las escalas de equivalencia cumplen un rol central en las mediciones de pobreza. Este trabajo analiza la evolución y niveles de pobreza monetaria en Argentina y explora cómo se modifica la composición demográfica de la población pobre al emplear tres escalas de equivalencia alternativas. Los resultados sugieren que las tasas de pobreza son sensibles a la elección de la escala de equivalencia, mientras que la evolución es robusta. Se evidencian cambios en el perfil de la pobreza a favor de ciertos tipos de hogares de acuerdo con la escala empleada. Los resultados dependen de cómo se defina la línea de pobreza.

Palabras claves: Escalas de equivalencia, pobreza, distribución del ingreso, perfiles demográficos.

Clasificación JEL: I31, I32, D31.

* Agradezco a Miriam Berges y Mariana Marchionni por sus valiosos aportes, a Leonardo Gasparini, John Bishop, Lucila Berniell, Nora Lustig y Jorge Paz por sus comentarios y sugerencias. Los errores u omisiones son total responsabilidad de la autora.

** Dra. en Economía. Código ORCID: 0000-0002-7188-1242. Web personal: <https://sites.google.com/view/echeverrialucia/home>. E-mail: lecheverria@mdp.edu.ar. Dirección Postal: Funes 3250, Mar del Plata, 7600, Buenos Aires, Argentina.

Abstract

Household equivalence scales serve a key role in measuring income poverty. This paper analyzes poverty trends and levels under a set of alternative equivalence scales for Argentina and explores how the use of different scales modifies the demographic composition of the poor population. Results suggest that poverty levels are indeed affected by the choice of the scale, although trends are robust. There is evidence of changes in the demographic profile of the poor in favor of certain household types according to the scale employed. Results depend on how the poverty line is set.

Keywords: Equivalence scales, poverty, income distribution, demographic profile.

JEL classification: I31, I32, D31.

1. INTRODUCCION

La pobreza es una de las principales preocupaciones en los países en vías de desarrollo, tanto por su repercusión sobre el bienestar de los individuos como por sus potenciales efectos en el crecimiento económico. La medición de la pobreza constituye una herramienta fundamental para el monitoreo de las condiciones de vida de la población y para el diseño de políticas sociales. Sin embargo, la medición y caracterización de la pobreza monetaria enfrenta un conjunto de desafíos metodológicos no triviales (Atkinson, 1987; Ravallion, 1996). Este trabajo se focaliza en uno de ellos; la elección de la escala de equivalencia que ajusta demográficamente los ingresos totales, permitiendo efectuar comparaciones y evaluaciones de bienestar entre los hogares. Las escalas de equivalencia son los indicadores fundamentales que permiten convertir una distribución de ingresos totales entre hogares heterogéneos en una distribución de ingresos equivalentes.

En la literatura existe una amplia variedad de escalas, construidas bajo distintos métodos y supuestos (Buhmann *et al.*, 1988), abriendo el interrogante de qué escala se debiera usar en los análisis distributivos. Al emplear diferentes escalas se obtienen distintas distribuciones de ingresos por adulto equivalente, afectando no solo las estimaciones de pobreza sino también las características de los hogares que son identificados pobres. Adicionalmente, la elección de la escala puede tener un rol preponderante cuando las mediciones de pobreza tienen el propósito de informar programas de alivio a la pobreza. Es decir, el uso de una escala u otra puede determinar *a priori* los segmentos de la población hacia los que debieran estar dirigidas las políticas de lucha contra la pobreza (Deaton y Zaidi, 2002).

Distintos estudios empíricos han empleado conjuntos alternativos de escalas para ajustar los ingresos totales por la composición demográfica del hogar (Coulter, Cowell y Jenkins, 1992; Lanjouw y Ravallion, 1995; Burkhauser, Smeeding y Merz, 1996; Bradbury, 1997; De Vos y Zaidi, 1997; Duclos y Mercader-Prats, 1999; Betson y Muellbauer, 2004; Alaiz y Pérez, 2007; Meyer y Sullivan, 2009; Batana, Bussolo y Cockburn, 2013). La evidencia sugiere que la elección de las escalas de equivalencia en el análisis distributivo impacta fuertemente en los niveles de pobreza estimados así como en la composición de la población considerada pobre, mientras que las tendencias en el tiempo y el *ranking* entre países son afectados en menor medida.

Sin embargo, el efecto de las escalas en los niveles y composición de la pobreza no es uniforme entre los distintos países (Buhmann *et al.*, 1988). Esto ha implicado una creciente preocupación e interés en los países subdesarrollados y emergentes en evaluar la sensibilidad de los resultados de las mediciones de pobreza a la elección de la escala de equivalencia empleada (Eltető y Havasi, 2002; Millán, 2004; Szulc, 2006; Yuka, 2010; Betti y Lundgren, 2012; Bibi, Makdissic y Yazbeck, 2012). Sin embargo, la relación entre la medición de la pobreza y las escalas de equivalencia no se encuentra extensamente explorada ni de manera amplia para países de América Latina (Medina, 2002; Alfaro y Núñez Velázquez, 2005).

En este contexto, este trabajo de investigación plantea un objetivo doble. Por un lado, analizar la evolución y los niveles de pobreza monetaria en Argentina durante el período 1990-2015 empleando distintas escalas de equivalencia para su estimación. Por otro lado, explorar cómo se modifica la composición de la población considerada pobre bajo los distintos ajustes demográficos considerados.

El caso de Argentina resulta particularmente interesante a la luz de la creciente evidencia empírica de escalas estimadas con datos de gasto (Berges, 2011; Pace Guerrero, 2013; Echeverría y Berges, 2015b) permitiendo ampliar el tipo de escalas consideradas en los análisis de sensibilidad. Si bien la evidencia de pobreza en sus diversas dimensiones y caracterizaciones es vasta para el caso Argentina, los antecedentes empíricos acerca de la problemática de pobreza y escalas constituyen aproximaciones parciales a la problemática (Minujín y Scharf, 1989; Alfaro y Núñez Velázquez, 2005; Berges, 2011).¹ Esta investigación extiende y profundiza los antecedentes previos para Argentina considerando un amplio período, empleando una mayor variedad de escalas e incorporando escalas recientemente construidas con datos de gasto y evaluando el efecto en el perfil y composición demográfica de la pobreza.

El desarrollo empírico del trabajo se basa en los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina para el período 1990-2015 y se concentra

¹ Minujín y Scharf (1989) analizan el efecto de emplear el ingreso per cápita o el ingreso ajustado con las escalas oficiales en una única estimación puntual. Alfaro y Núñez Velázquez (2005) emplean el ingreso per cápita y el ingreso ajustado por la escala paramétrica modificada OCDE para Argentina y España entre 1993-2003. Mientras que Berges (2011) compara resultados de pobreza con escalas empíricas y oficiales para un momento del tiempo.

en pobreza de ingresos.² Se consideran tres escalas de equivalencia alternativas que exhiben diferencias en su construcción y permiten discutir las implicancias subyacentes: i) la escala oficial del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de Argentina basada en requerimientos nutricionales; ii) una escala paramétrica internacional siguiendo la metodología de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC) del Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) y Banco Mundial (2015) con valores intermedios de los parámetros recomendados para países similares a los de nuestra región por Deaton y Zaidi (2002); y iii) una escala de Barten basada en el comportamiento de gasto observado de los hogares de Argentina estimada por Pace Guerrero (2013). En primer lugar, se estima para cada año la tasa de pobreza de acuerdo con el indicador FGT (Foster, Greer y Thorbecke, 1984) por cada serie de ingresos equivalentes. Para la elección de las líneas de pobreza, se sigue el criterio de Coulter, Cowell y Jenkins (1992), quienes proveen un marco conceptual para analizar los resultados y permiten discutir el rol de los umbrales. En segundo lugar, se explora el efecto en el perfil demográfico de la pobreza realizando un análisis de las diferencias en las tasas de pobreza por tipo de hogares y, complementariamente, un modelo de regresión condicionado. Se focaliza en el perfil demográfico, debido a que son justamente dichas características las que originan diferencias en las escalas.

Los resultados indican que las tasas de pobreza monetaria son sensibles a la elección de la escala empleada para ajustar demográficamente los ingresos del hogar, mientras que las tendencias se mantienen mayormente robustas. Se encuentra que el cambio en las tasas de pobreza depende de la magnitud de las diferencias entre los valores de las escalas, pero también de la forma en que se define el umbral. Asimismo, se encuentra evidencia de cambios en la composición y el perfil de la pobreza a favor de ciertos tipos de hogares de acuerdo con la escala empleada. La escala oficial del INDEC (paramétrica) mejora la posición relativa de los hogares con pocos (muchos) miembros, mientras que la de Barten desfavorece particularmente a los hogares numerosos integrados por varios menores. Estos resultados son reforzados por un análisis condicionado del perfil de la pobreza.

Las contribuciones del trabajo son múltiples. En primer lugar, se contribuye a la evidencia internacional respecto de la sensibilidad de las mediciones de pobreza monetaria al tipo de escalas que se emplean en ellas y sus posibles implicancias en el perfil demográfico de la pobreza. Al ser esta literatura específica a cada país, resulta relevante indagar el caso de un país con evidencia reciente de nuevas escalas empíricas. Al mismo tiempo, el trabajo contribuye a la escasa evidencia para países de América Latina (Medina, 2002). En segundo lugar, se analiza transversalmente el rol de los umbrales cuando se modifica la escala empleada en la medición de la pobreza.

² Si bien la pobreza constituye un fenómeno multidimensional, el enfoque de ingresos continúa siendo el paradigma más extendido por su simplicidad analítica e interpretación práctica. Aún más, los gobiernos de América Latina suelen monitorear la pobreza bajo esta metodología.

Se emplean dos criterios de líneas de pobreza (una, constante o fija y, otra, variante con la escala), ya que permite enmarcar los resultados en el enfoque conceptual de Coulter, Cowell y Jenkins (1992) y, al mismo tiempo, permite derivar conclusiones por el rol de los umbrales cuando se emplean distintas escalas. Esto último continúa siendo un tema de debate y de plena vigencia (Ravallion, 2015), pese a que los estudios de esta literatura tienen una larga tradición. En tercer lugar, se incorpora un modelo condicionado que constituye una descripción más formal de los factores asociados a las diferencias observadas en el perfil de la pobreza derivados de emplear distintas escalas.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se presenta el marco conceptual de la investigación. Se discuten las diferencias conceptuales y de construcción entre las distintas escalas existentes y se revisan los principales resultados de la literatura que emplea escalas alternativas en los estudios distributivos. En la tercera sección se expone la metodología del trabajo de acuerdo con los objetivos planteados. En la cuarta sección se presentan los resultados principales. Finalmente, en la quinta sección se presenta la discusión y reflexiones finales.

2. REVISION DE LA LITERATURA

Las escalas de equivalencia cuantifican las necesidades de cada hogar en relación con las del hogar de referencia –compuesto generalmente por un único hombre adulto–. Su principal característica es que permiten capturar el costo relativo de cada persona, asignando diferentes ponderaciones a cada integrante del hogar de acuerdo con sus características, e incorporar implícita o explícitamente la existencia de economías de escala en el consumo del hogar.

La literatura de las escalas *per se* es extensa, sin embargo, no existe consenso acerca de qué escala emplear en las investigaciones empíricas, pues no se presentan análisis concluyentes que permitan determinar la superioridad de una determinada escala que tenga aceptación y uso generalizado. Las escalas se dividen en dos grandes grupos (Buhmann *et al.*, 1988): (a) las escalas basadas en criterios de expertos acerca de las necesidades fisiológicas o socioculturales, y (b) las escalas basadas en datos empíricos a partir encuestas de gasto de los hogares.

El primer enfoque refiere a la evaluación de las necesidades del hogar por parte de expertos y agrupa a las escalas obtenidas a partir del criterio experto estadístico o del criterio experto de programas. Las escalas basadas en el criterio experto estadístico (denominadas paramétricas) consideran un parámetro que captura el costo relativo de los niños y otro que regula las economías de escala. Son útiles para comparaciones internacionales o para países que no poseen una escala propia oficial (Deaton y Zaidi, 2002), aunque los valores de los parámetros no poseen una justificación teórica. Las escalas basadas en el criterio experto de programas implican un juicio de valor explícito acerca del conjunto de necesidades mínimas (por ejemplo, nutricionales) que deberían ser satisfechas. Sin embargo, al ser construidas a nivel individual, no tienen

en cuenta las economías de escala en el consumo. Este tipo de escala es la empleada oficialmente en Argentina.

El segundo enfoque refiere a escalas obtenidas a partir de microdatos de encuestas, y puede dividirse en escalas subjetivas y escalas objetivas. Las primeras se obtienen a partir de las percepciones y evaluaciones propias de los individuos acerca de sus niveles de ingreso (Van Praag, 1968). Las segundas están basadas en el análisis observado del gasto de los hogares y enmarcadas en la teoría económica (Deaton y Muellbauer, 1980). Las economías de escala son consideradas implícitamente al emplear datos de gasto del hogar. Una desventaja es que requieren para su estimación supuestos de identificación no testeables o restrictivos. La evidencia de este tipo de escalas para Argentina ha crecido en los últimos años (Berges, 2011; Pace Guerrero, 2013; Echeverría y Berges, 2015; Berges, Echeverría y Rodríguez, 2021).

Debido a la amplia variedad de escalas de equivalencia construidas bajo distintos métodos y supuestos, y la dificultad de asegurar qué escala resulta la más adecuada, existe un importante conjunto de estudios que analizan el impacto de emplear distintas escalas para indicadores de pobreza. La mayoría de estos trabajos se enfocan en brindar evidencia empírica, pero el de Coulter, Cowell y Jenkins (1992) provee además un análisis teórico para la familia de escalas paramétricas (basadas en el criterio experto estadístico). En particular, estos autores focalizan su investigación en el impacto de las modificaciones del parámetro de las economías de escala en las mediciones de pobreza. Identifican tres efectos distintos asociados a un aumento del parámetro de las economías de escala, lo que da como resultado una escala específica del hogar más alta (*i.e.*, una mayor cantidad de adultos equivalentes): (a) un *efecto puro o directo* asociado a la reducción del ingreso ajustado de los integrantes del hogar –excepto en el caso del hogar de referencia–; (b) un *efecto de la forma de la distribución* que depende de cuán concentrada sea la distribución de ingresos y hogares alrededor del umbral, y que puede reforzar el primer efecto; y (c) un *efecto indirecto*, que actúa en sentido contrario pero únicamente cuando se emplean umbrales de pobreza relativos, a partir del cual una escala más alta deprime también la línea de pobreza.

Los resultados de la literatura varían considerablemente entre los distintos estudios, de acuerdo con las características de las escalas empleadas y a los países elegidos para el análisis. Por ejemplo, Coulter, Cowell y Jenkins (1992) consideran que las variaciones de las medidas de pobreza pueden llegar a ser muy considerables. Sin embargo, Burkhauser, Smeeding y Merz (1996) encuentran que las tasas agregadas de pobreza no se ven alteradas de manera importante pero sí se modifica la composición de la población pobre, al analizar el caso de Estados Unidos y Alemania utilizando tres escalas distintas. Pese a que la mayoría de los aportes de esta literatura son de carácter empírico, en todos subyace la misma premisa; emplear diferentes escalas altera la ubicación relativa de los individuos, afectando la magnitud de la pobreza y las características del colectivo identificado como pobre. En este sentido, el análisis y los resultados presentados en este trabajo son congruentes con la evidencia empírica internacional previa.

Una discusión transversal a estos análisis, y que es lo suficientemente relevante como para modificar la magnitud de los resultados, se asocia a la forma en que deberían ser definidos los umbrales cuando se realizan comparaciones entre distintas escalas. Algunos estudios emplean un umbral absoluto, que es el mismo independientemente de la serie de ingresos ajustados que se emplee para medir la pobreza (*e.g.*, Duclos y Mercader-Prats, 1999; Batana, Bussolo y Cockburn, 2013). Alternativamente, otros estudios usan líneas o umbrales relativos, que dependen de la escala, en tanto cada distribución de ingresos equivalentes generada con cada escala tendrá su propia línea de pobreza asociada (*e.g.*, Coulter, Cowell y Jenkins, 1992; Duclos y Mercader-Prats, 1999; De Vos y Zaidi, 1997). Ravallion (2015) ofrece una aclaración conceptual acerca del comportamiento de las líneas de pobreza en los análisis de sensibilidad a la elección del ajuste demográfico, y advierte que los resultados pueden modificarse sustancialmente, o incluso no variar, dependiendo de cómo se defina el umbral.

3. DATOS Y METODOLOGIA

3.1. Datos

El desarrollo empírico de esta investigación se basa en los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de Argentina. La EPH es una encuesta que cubre actualmente 31 aglomerados urbanos, representando cerca del 62% de la población total del país. El análisis abarca un período de 26 años, desde 1990 al 2015 y se realiza una estimación de pobreza anual.³

A los efectos de computar distintos ingresos por adulto equivalente (IAE) se emplean tres escalas de equivalencia alternativas, construidas bajo distintos métodos que permite analizar y discutir el rol y efecto de las escalas en el análisis de la pobreza: i) la escala empleada oficialmente en Argentina por el INDEC basada en requerimientos nutricionales; ii) una escala paramétrica internacional, y iii) una escala basada en el comportamiento de gasto de los hogares estimada para Argentina con microdatos de gasto.

La escala del INDEC establece las equivalencias entre personas de diferentes edades y género a base de los requerimientos mínimos de calorías y nutrientes de cada individuo. El valor de referencia lo constituyen las necesidades de un hombre en edad activa de entre 30 y 59 años que realiza actividad moderada. Luego, cada integrante del hogar puede expresarse como una proporción del adulto de referencia,

³ Las estimaciones se realizan hasta el 2015, en tanto en dicho año el INDEC discontinuó la publicación de la base de microdatos de la EPH.

en función de los requerimientos kilocalóricos y proteicos imprescindibles según su género y edad.

La escala paramétrica es aquella adoptada y detallada en la metodología de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC) del CEDLAS y Banco Mundial (2015) con valores intermedios de los parámetros recomendados para países similares a los de nuestra región por Deaton y Zaidi (2002). La misma computa el ingreso equivalente de un individuo como el cociente entre el ingreso total familiar dividido por $(A + \alpha_1 K_1 + \alpha_2 K_2)^\theta$, donde A es el número de adultos, K_1 el número de niños menores a 5 años y K_2 el número de niños entre 6 y 14 años; los ponderadores son $\alpha_1=0,5$ y $\alpha_2=0,75$ y el parámetro referido a las economías de escala es $\theta=0,90$.

La escala de comportamiento *à la* Barten estimada para Argentina por Pace Guerrero (2013) a partir de un sistema cuadrático completo de demanda con microdatos de la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares (ENGH) 1996-97 y 2004-05⁴. Las escalas están construidas para estos dos períodos y consideran cinco categorías de integrantes: niños menores a 3 años; niños entre 3 y 10 años; adolescentes entre 10 y 18 años; hombres entre 18 y 60 años y mujeres entre 18 y 60 años.

Debido a que las escalas de Barten corresponden a dos períodos distintos, los ingresos de los años comprendidos entre 1990 y 2003 se ajustan con la escala de Barten obtenida con la ENGH 1996-97, mientras que desde el 2004 en adelante se emplea la escala estimada con la ENGH 2004-05.

Adicionalmente, a los efectos de realizar comparaciones consistentes entre los resultados de pobreza bajo las distintas escalas se excluyen del análisis aquellos hogares en los que hay, al menos, un adulto mayor, en tanto las escalas de Barten están estimadas únicamente para individuos menores de 60⁵.

En la Tabla 1 se compara la magnitud de las escalas a nivel individual de acuerdo con las características demográficas de las personas, en particular la edad y el género. Para las tres escalas consideradas el adulto de referencia es el hombre adulto, que toma el valor 1 de la escala. Luego, cada individuo representa una fracción del adulto equivalente según sus características.

⁴ Estas escalas se obtienen corrigiendo los gastos totales de los hogares de acuerdo con su perfil demográfico y suponen que las diferencias en los gustos de los hogares se deben a las variaciones en sus características observables.

⁵ En promedio, el 15% de los individuos relevados en la EPH son mayores de 60 años, y se han excluido el 35% de los hogares. A causa del porcentaje de hogares excluidos y que en muchos casos son hogares unipersonales pobres, se ha realizado un análisis de robustez –que no se presenta aquí– asumiendo que las escalas de Barten para los mayores de 60 son las mismas que para los adultos entre 18 y 60 años. Como las escalas del INDEC disminuyen para los mayores de 60 y las paramétricas no diferencian entre individuos adultos y mayores, el sentido de los resultados y conclusiones del trabajo se mantienen y son robustos.

TABLA 1

COMPARACION ENTRE LAS ESCALAS DE EQUIVALENCIA A NIVEL INDIVIDUAL

Individuos	INDEC	Paramétrica	Barten 96-97	Barten 04-05
Menor de un año	0,33	0,5	1,01	1,04
1 año	0,43			
2 años	0,50			
3 años	0,56		0,95	1,18
4 y 5 años	0,63			
6 años	0,63	0,75		
7 a 9 años	0,72			
Hombre 10 a 12 años	0,83		1,03	0,86
Mujer 10 a 12 años	0,73			
Hombre 13 a 14 años	0,96			
Mujer 13 a 14 años	0,79			
Mujer 15 a 17 años	0,79	1		
Hombre 15 años	0,96			
Hombre 16 a 17 años	1,05			
Hombre 18 a 29 años	1,06		1	1
Hombre 30 a 59 años	1	1	1	1
Mujer 18 a 59 años	0,74	1	1,04	1,11

Nota: INDEC refiere a la escala oficial del INDEC, paramétrica refiere a la escala detallada en la metodología de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe del CEDLAS y Banco Mundial (2015) con valores intermedios de los parámetros recomendados para países similares a los de nuestra región por Deaton y Zaidi (2002) y Barten 96-97 y Barten 04-05 a las escalas estimadas por Pace Guerrero (2013) con datos de consumo de la ENGH 1996-97 y 2004-05 respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a base de datos del INDEC, CEDLAS-Banco Mundial (2015), y Pace Guerrero (2013).

Las escalas de Barten son cercanas o superiores a la unidad para la mayoría de las categorías, mientras con las escalas paramétrica y del INDEC las necesidades de los individuos representa una fracción menor a la del adulto equivalente. Las escalas de Barten son las más altas, a excepción de las estimadas para los hombres entre 10 y 18 años con los datos del 2004-05. La mayor diferencia se presenta para los menores de 5 años, donde la de Barten duplica el valor de las otras escalas. Es decir, que a las personas con menor edad se les asigna un menor peso relativo bajo los ajustes del INDEC y paramétrico. Sin embargo, esta brecha disminuye con la edad de los individuos, en tanto las escalas de Barten exhiben menor variabilidad. Asimismo, la escala paramétrica parece resumir el promedio de los valores de las escalas del INDEC, que son las escalas con mayor nivel de desagregación. Sin embargo, como la paramétrica no considera el género del individuo, son superiores a las del INDEC para las mujeres adultas.

3.2. Estrategia empírica

En relación con el primer objetivo referido a los niveles y evolución de la pobreza, se estima para cada año, a nivel individual, la tasa de pobreza de acuerdo con el indicador FGT (Foster, Greer y Thorbecke, 1984), empleando cada una de las tres medidas de ingreso por adulto equivalente construidas.

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(1 - \frac{x_i}{z}\right)^\alpha 1(x_i < z) \quad \text{con } \alpha \geq 0 \quad (1)$$

En (1), x_i representa el ingreso por adulto equivalente para cada individuo i calculado a partir de cada escala, z la línea de pobreza, mientras que el parámetro α define la estructura con la que se pondera a cada individuo pobre para arribar al índice agregado. Se evalúa la tasa de incidencia de pobreza ($\alpha = 0$), en tanto constituye el indicador más empleado en la literatura.

Respecto de la elección de las líneas de pobreza, no resulta obvio en la literatura cómo deberían ser los umbrales cuando se realizan comparaciones entre distintas escalas, y si los mismos debiesen modificarse o no de acuerdo con la escala. Por ello, aquí se emplean dos criterios distintos que permiten complementar la discusión de la sensibilidad de las estimaciones de pobreza y, a su vez, derivar conclusiones respecto del rol potencial que cumplen los umbrales cuando se comparan resultados con distintas escalas. Se sigue el enfoque de Coulter, Cowell y Jenkins (1992) y Duclos y Mercader-Prats (1999), quienes, además de evidencia empírica, proveen un marco conceptual que permite analizar y diferenciar los efectos de emplear distintas escalas en los resultados de pobreza.

En primer lugar, se emplea un mismo umbral para todas las estimaciones de pobreza independientemente de la serie de ingresos ajustados que se emplee. Esto permite observar el efecto del cambio que se produce en la posición relativa de los individuos en la distribución de ingresos generado por ajustar con distintas escalas, pero sin alterar la línea. Las líneas de pobreza en cada estimación anual corresponden a la línea oficial publicada por el INDEC representada por el valor actualizado de la canasta básica total, que constituye una línea absoluta que refleja el valor monetario de un conjunto de bienes y servicios necesarios para alcanzar un nivel mínimo de bienestar. Los resultados se presentan con este umbral por ser el oficial del país, pero tiene únicamente el propósito de mantenerse constante con la escala. Las conclusiones son robustas a otros criterios y valores de líneas considerados. En segundo lugar, y de modo complementario, se emplean líneas de pobreza específicas a cada distribución de ingresos equivalentes, con el propósito de analizar el efecto adicional que genera que los umbrales se modifiquen en función de la escala elegida. Para ello se utilizan líneas relativas correspondientes al 50% de la mediana de cada distribución de IAE. Naturalmente, al emplear umbrales relativos, cada distribución generada con escalas

diferentes tendrá su propia línea de pobreza asociada. Este criterio es el más frecuente en la literatura que analiza la sensibilidad de las mediciones al ajuste demográfico.

En relación con el segundo objetivo, referido a la potencial modificación en el perfil de la pobreza cuando se emplean distintas escalas, los resultados se presentan para el último año de la serie empleada, aunque los resultados pueden ser generalizados.

Para analizar el perfil de la pobreza se sigue el enfoque estándar de esta literatura, y se estima la tasa de pobreza para los individuos que pertenecen a distintas categorías de familias. Por un lado, se consideran 6 tamaños familiares; hogares compuestos por 1 miembro, 2 miembros, 3 miembros, 4 miembros, 5 miembros y 6 o más miembros. Por otro lado, se construyen 13 tipos de hogares más representativos: unipersonal, pareja, pareja con 1 menor, pareja con 2 menores, pareja con 3 menores, pareja con 4 menores, pareja con 5 o más menores, 3 o más adultos, 3 o más adultos con menores, monoparental con 1 menor, monoparental con 2 menores, monoparental con más de 2 menores y otro tipo de hogar.

Asimismo, se realiza un análisis condicionado a partir de cual se modela la probabilidad de ser pobre para cada una de las medidas de ingresos equivalentes alternativas y se construyen perfiles de pobreza a partir de dichas estimaciones. Se emplea un modelo Probit en donde la variable dependiente indica la situación de pobreza del jefe del hogar y se incluyen como covariables, siguiendo a Gasparini, Cicowiez y Sosa Escudero (2013): el número miembros menores y mayores de 18 años en el hogar, características sociodemográficas del jefe, características de la vivienda, variables indicadoras de la región a la que pertenece el hogar, el número de perceptores de ingreso del hogar y el número de personas por habitación.

4. RESULTADOS

En primer lugar, se presentan los resultados de la sensibilidad de los niveles y evolución de la pobreza monetaria ante el empleo de distintas escalas de equivalencia alternativas⁶. En segundo lugar, se presenta el análisis del perfil de la pobreza.

4.1. Sensibilidad de los niveles y evolución de la pobreza

Al considerar un mismo umbral, los resultados indican que escalas relativamente más altas (bajas) se asocian a mayores (menores) niveles de pobreza estimados. Este efecto se explica porque una escala más alta incrementa la cantidad de adultos equivalentes de un determinado hogar, disminuyendo el ingreso ajustado de sus integrantes –a excepción del hogar compuesto por un único hombre adulto–. Esto

⁶ En estimaciones no reportadas se analiza el comportamiento de los indicadores referidos a la brecha y profundidad de la pobreza, observando un comportamiento similar.

genera un corrimiento de la distribución de ingresos ajustados y un empobrecimiento relativo (*efecto puro de la línea de pobreza*). Este efecto se refuerza si la distribución de ingresos alrededor del umbral es densa; como se estima pobreza a nivel individual, cuantos más hogares numerosos haya por debajo de la línea, más concentrada será la distribución ajustada y mayor será la cantidad de individuos pobres (*efecto de la forma de la distribución*). En particular, como las escalas empleadas difieren fuertemente para los niños y como estos son la principal fuente de diferencia en el tamaño de los hogares, la distribución ajustada con las escalas de Barten resulta la más concentrada. Posiblemente, si los hogares difirieran solo en el número de adultos la distribución se correría a la izquierda con las escalas de Barten pero la forma no cambiaría, porque las escalas para adultos se parecen más entre los distintos ajustes.

En el Gráfico 1 se presentan las estimaciones de las tasas de pobreza en las tres series de ingresos ajustados a lo largo del período analizado⁷ (ver Tabla A.1 del Anexo). Naturalmente, los niveles de pobreza son sensibles a la escala empleada, mientras que la trayectoria en el tiempo resulta robusta a la elección de la escala⁸.

A causa de que la escala de Barten es la más alta para todo tipo o tamaño de familia respecto de las otras, las estimaciones de pobreza en los ingresos equivalentes construidos con esta escala resultan mayores para todos los años considerados, mientras que la escala paramétrica genera ajustes de ingresos que derivan en menores niveles de pobreza.⁹

Las diferencias entre las escalas son mayores a medida que aumenta el número de integrantes en el hogar. De este modo, cuanto más numerosos sean los hogares por debajo de la línea se obtendrán mayores diferencias en las distribuciones de IAE y, consecuentemente, en las tasas de pobreza estimadas. Esta observación pareciera ser más relevante cuando se comparan escalas que son similares entre sí, o cuando el número de adultos equivalentes obtenido con una escala no es siempre mayor al obtenido con otra para todos los tipos de familias. Este es el caso de las escalas del INDEC y paramétrica; la paramétrica calcula menos adultos equivalentes que la del INDEC en los hogares numerosos, pero más adultos equivalentes en hogares con menor número de integrantes. De esta forma, el resultado de pobreza obtenido con una escala podría no ser monótonamente mayor o menor que el que resulta con otra, para todos los años del período analizado.

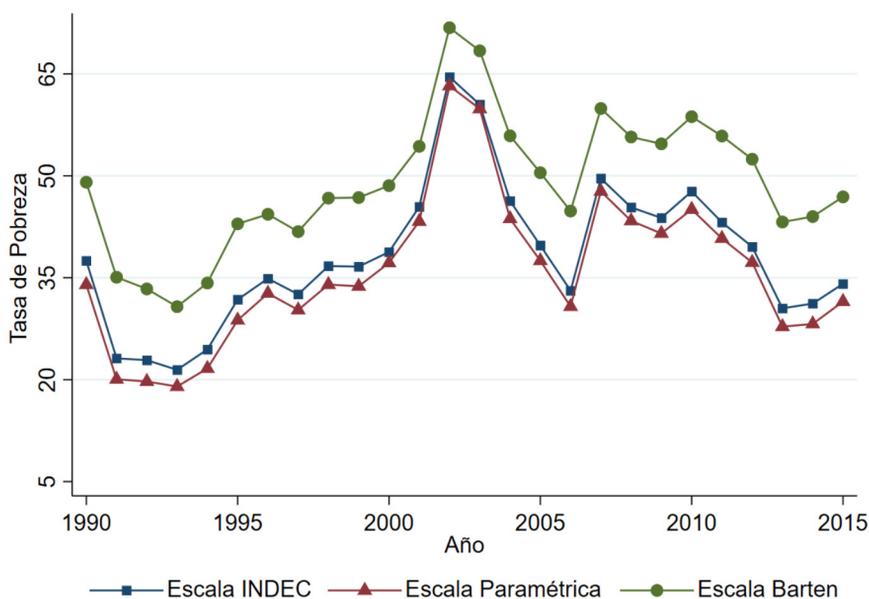
⁷ La asociación entre las series de ingresos ajustados para cada año así como la relación entre las tasas de pobreza estimadas, es altamente estrecha; los coeficientes de correlación lineal son todos mayores a 0,97 y estadísticamente significativos al 1%.

⁸ El ordenamiento de las tasas de pobreza y su tendencia son robustos a distintos umbrales.

⁹ Las diferencias observadas entre las estimaciones de pobreza obtenidas con los distintos ajustes no son constantes en el tiempo. El resultado de pobreza dependerá principalmente de las proporciones de cada tipo de hogar ubicado en la cola inferior de las distribuciones.

GRAFICO 1

EVOLUCION DE LA TASA DE POBREZA CON DISTINTAS ESCALAS. UMBRAL UNICO



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH-INDEC.

En segundo lugar, se evalúa la sensibilidad de las estimaciones de pobreza a las escalas cuando las líneas son específicas a cada distribución ajustada, para ello se consideran líneas relativas. Si los umbrales son relativos, es decir se determinan en relación con cada distribución de ingresos por adulto equivalente, el impacto de emplear distintas escalas es menos obvio, pues una escala más alta disminuye los ingresos ajustados al mismo tiempo que deprime la línea de pobreza (*efecto indirecto de la línea de pobreza*). Este efecto actúa en dirección contraria a los efectos antes mencionados, en términos de los resultados de pobreza.

En el Gráfico 2 se presentan los resultados de las tasas de pobreza estimadas con líneas que corresponden al 50% de la mediana de cada distribución de IAE. Es oportuno notar que las escalas de Barten, al ser mayores, generan umbrales relativos menores para todos los años, mientras que los umbrales con las escalas del INDEC y paramétrica son relativamente similares.

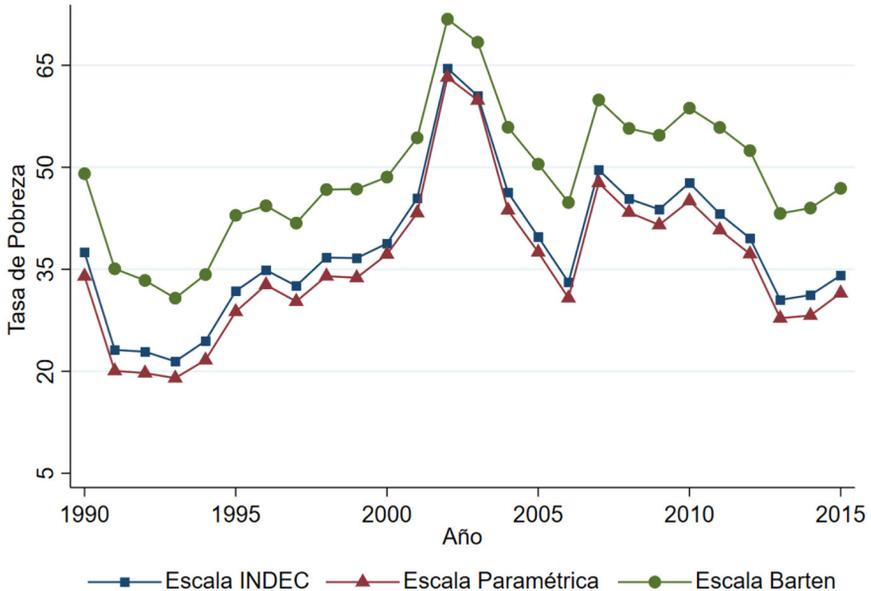
En este caso, el efecto de la elección de la escala en los niveles de pobreza estimados resulta menos pronunciado. Los resultados no parecieran ser fuertemente

afectados por la elección del ajuste demográfico, aunque las diferencias entre las tasas son estadísticamente significativas (ver Tabla A.1 del Anexo).

Esto sugiere que el impacto de emplear una escala más alta para ajustar los ingresos totales (disminución de los ingresos equivalentes) es parcialmente contrarrestado por el efecto que genera la caída del umbral. Consecuentemente, el efecto indirecto de la línea de pobreza pareciera ser relevante. Aún más, una escala más alta podría no asociarse siempre a una mayor tasa de pobreza estimada. En particular, los ingresos equivalentes están inversa y suficientemente correlacionados con la escala. Por ejemplo, una escala más alta puede deprimir los ingresos equivalentes (disminuyendo el umbral) tanto que el resultado de pobreza podría revertirse. En este sentido, las correlaciones son más fuertes con la escala de Barten, por lo que esta escala contrae más su línea de pobreza en comparación a las otras. En línea con el resultado teórico de Coulter, Cowell y Jenkins (1992), si los umbrales son relativos la tasa de pobreza no crece monótonamente con la escala.

GRÁFICO 2

EVOLUCION DE LA TASA DE POBREZA CON DISTINTAS ESCALAS.
UMBRALES RELATIVOS



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH-INDEC.

Adicionalmente, el impacto de la elección de la escala de equivalencia en los niveles y la tendencia de la pobreza no parece ser completamente independiente del umbral relativo que se elija. El efecto indirecto de la línea de pobreza es más pronunciado cuanto mayor es el valor del umbral (60% o 70% de la mediana de cada distribución de IAE), en tanto se observan más años para los cuales las diferencias entre las estimaciones se reducen o revierten, y la evolución de la pobreza resulta más sensible a la elección de la escala (Gráfico A.1 del Anexo).

4.2. El perfil de la pobreza

4.2.1. Tasas de pobreza por tipo de hogar

Con el objetivo de explorar cómo se modifica el perfil demográfico de la pobreza al emplear distintas escalas de equivalencia para ajustar los ingresos familiares, se sigue el enfoque estándar de la literatura y se estima el nivel de pobreza para los individuos que pertenecen a distintas categorías de familias consideradas (Tabla 2).

Cuando el umbral es el mismo, la proporción de individuos que son identificados como pobres en cualquier tipo o tamaño de hogar es siempre mayor al ajustar los ingresos con la escala de Barten, y las diferencias respecto de emplear los otros ajustes son crecientes en el tamaño del hogar. Consecuentemente, esta escala empobrece relativamente más a todos los individuos respecto de los otros ajustes, pero empobrece aún más a aquellos que viven en hogares más numerosos. Debido a que la principal fuente de diferencias en el tamaño familiar de los hogares más pobres es el mayor número de niños, y ya que es para los menores que las escalas difieren en mayor cuantía, las tasas estimadas son sustancialmente mayores en los hogares con presencia de varios niños.

Asimismo, si bien en términos agregados las tasas de pobreza ajustando los ingresos con la escala paramétrica son siempre menores a las estimaciones ajustando con la escala del INDEC, la proporción de individuos pobres que pertenecen a hogares unipersonales, de dos y tres miembros (pareja, pareja con un menor, monoparental con un hijo, y monoparental con dos hijos), es mayor bajo el ajuste paramétrico. Para estos hogares las escalas paramétricas son, en promedio, apenas superiores a las del INDEC. A pesar de que los niños tienen en promedio ponderaciones similares en ambos ajustes, las escalas del INDEC asignan una menor ponderación a las mujeres, mientras que las paramétricas no distinguen según el género. Asimismo, el efecto de las economías de escala para estos tipos de hogares es relativamente bajo en tanto no son familias muy numerosas, sumado a que el parámetro que las regula es alto.

Contrariamente, la escala paramétrica mejora la posición relativa de los hogares más numerosos en la distribución de ingresos, en tanto las economías de escala operan con más fuerza. Por ejemplo, las tasas de pobreza al ajustar con las escalas del INDEC o Barten para los individuos que viven en hogares de 6 o más miembros es 61% y

TABLA 2

TASAS DE POBREZA INDIVIDUAL POR CATEGORIA DE HOGAR. 2015

Tipo de hogar	Umbral único			50% de la mediana de cada IAE		
	INDEC	Paramétrica	Barten	INDEC	Paramétrica	Barten
Pareja	9,3	10,8	13,9	5,2	6,1	4,7
Pareja con 1 menor	18,6	20,4	30,2	8,8	9,3	8,8
Pareja con 2 menores	27,9	25,4	46,7	11,7	12,0	12,5
Pareja con 3 menores	49,3	43,7	66,7	23,9	21,9	27,3
Pareja con 4 menores	68,0	59,8	84,9	31,3	28,8	32,2
Pareja con 5 o más menores	82,8	76,8	86,6	52,2	44,5	53,2
3 o más adultos	18,0	17,4	22,7	7,2	7,1	6,0
3 o más adultos con menores	42,9	38,1	57,9	22,7	19,7	21,5
Monoparental con 1 menor	31,6	34,8	42,6	20,1	24,2	19,1
Monoparental con 2 menores	38,3	38,7	52,3	26,7	26,9	26,8
Monoparental con más de 2 menores	79,8	77,4	86,7	62,7	62,9	61,8
Otro tipo de hogar	61,7	49,9	80,1	30,9	26,4	30,8
1 miembro	10,6	12,3	12,9	6,8	8,3	6,3
2 miembros	13,4	15,2	19,1	7,9	9,4	7,3
3 miembros	20,3	21,7	30,4	10,5	11,0	10,4
4 miembros	27,9	25,8	42,7	12,6	12,9	12,7
5 miembros	42,5	37,5	57,4	20,1	18,6	21,1
Más de 5 miembros	61,0	53,9	76,9	34,4	29,3	33,9
Tasa de pobreza total	34,1	31,6	46,9	17,5	16,6	17,5

Nota: INDEC, paramétrica y Barten refieren a las estimaciones de las tasas de pobreza obtenidas al ajustar los ingresos totales de los hogares con la escala del oficial del INDEC, con la escala paramétrica detallada en la metodología de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe del CEDLAS y Banco Mundial (2015) con valores intermedios de los parámetros recomendados para países similares a los de nuestra región por Deaton y Zaidi (2002), y con la escala de Barten estimada por Pace Guerrero (2013) con datos de consumo de la ENGH 2004-05, respectivamente

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH – INDEC

76,9%, respectivamente, mientras que el resultado se reduce al 53,9% si se emplean las equivalencias paramétricas.

En el análisis con umbrales relativos, las diferencias observadas en las tasas de pobreza para los distintos tipos de hogar son menores¹⁰. En este caso, la escala del INDEC mejora la posición relativa de los hogares con pocos miembros respecto de la paramétrica, del mismo modo que la paramétrica mejora la de los hogares más numerosos y la de Barten desfavorece a los hogares con varios menores de 18 años.

Sin embargo, el porcentaje de individuos pobres en cada categoría de hogar al emplear las escalas de Barten no es siempre mayor al resultado obtenido con las otras escalas. Las tasas de pobreza para las personas que pertenecen a hogares de

¹⁰ Las conclusiones se mantienen al considerar el 60% o 70% de la mediana de cada distribución de IAE.

pocos miembros (unipersonales, parejas, parejas con un hijo, monoparental con un hijo) o familias numerosas, pero sin niños, son menores si se ajustan los ingresos con la escala de Barten que con la paramétrica o con la del INDEC. Posiblemente sean estos tipos de hogares los que modifican su estatus, dejando de ser pobres cuando el umbral también refleja el comportamiento de la escala. Por su parte, la proporción de individuos pobres con la escala de Barten sigue siendo superior para los hogares numerosos integrados por varios menores de edad.

4.2.2. Análisis condicionado

El análisis presentado en la sección anterior describe el perfil demográfico de la pobreza, pero sin controlar el rol que pueden ejercer simultáneamente otros factores. Para complementar dicho análisis, se estima un modelo Probit, cuya variable dependiente capta si el hogar es o no pobre de acuerdo con cada una de las distintas medidas de ingresos ajustados consideradas (ver Tabla A.2 de Anexo).

A partir del modelo estimado se calcula el promedio de las probabilidades predichas de ser pobre (Tabla 3), de acuerdo con cada una de las medidas de ingresos equivalentes alternativas, para el total de la muestra y para distintos tipos de familias y características demográficas de los hogares. Estos resultados explican, en gran medida, las diferencias entre la clasificación de los hogares pobres en función de la escala empleada y, consecuentemente, las diferencias entre los niveles de pobreza estimados.

Cuando la línea de pobreza se mantiene constante, la probabilidad promedio de que un hogar sea pobre, considerando el total de la muestra, se modifica fuertemente si se emplea el ajuste de Barten. Naturalmente, esto se asocia a las tasas de pobreza más altas que se obtienen cuando se utiliza esta escala. Mientras que las escalas del INDEC y paramétrica, que son en promedio más cercanas, tienen asociados resultados más similares a nivel agregado. Además, cuando la línea se modifica de acuerdo con la escala, las diferencias a nivel agregado entre las tres escalas se neutralizan casi perfectamente.

El impacto de la elección de la escala en las probabilidades promedio de ser pobre de acuerdo con la composición (tipo de hogar) y tamaño familiar replica los resultados obtenidos con el análisis previo, reforzando mediante otra metodología las conclusiones ya mencionadas en la sección anterior.

Adicionalmente, la probabilidad de que el hogar sea pobre aumenta, en todos los casos, con el número de miembros menores y mayores de 18 años. Sin embargo, el efecto de la escala en las probabilidades es más fuerte cuando se expande el número de individuos menores presentes en el hogar, en comparación a cuando aumenta la cantidad de adultos. Por ejemplo, para un hogar con 3 niños, cuando la línea es constante (variable) la probabilidad promedio de que dicho hogar sea pobre varía hasta 25 puntos (3 puntos) de acuerdo con la escala, mientras que para un hogar con 3 adultos la probabilidad promedio varía hasta 13 puntos (1 punto). Este resultado es consistente con el hecho de que las escalas difieren más para los individuos menores, pero son más similares en magnitud para los adultos.

TABLA 3

PROBABILIDADES PREDICHAS PROMEDIO
SEGUN EL PERFIL DEMOGRAFICO DEL HOGAR. 2015

Perfil demográfico del hogar	Umbral único			50% de la mediana de cada IAE		
	INDEC	Paramétrica	Barten	INDEC	Paramétrica	Barten
<i>Número de menores de 18</i>						
0	12,0	13,4	16,5	6,2	7,3	5,8
1	22,1	21,8	32,9	10,6	11,0	10,2
2	32,2	29,7	48,0	15,4	14,9	15,2
3	50,9	45,7	70,2	26,2	24,3	27,0
4	68,4	60,6	86,3	38,0	34,0	39,5
5	79,0	71,1	92,3	50,1	45,2	52,9
Más de 5	93,8	87,5	99,1	65,6	57,0	69,5
<i>Número de adultos</i>						
1	18,7	20,5	25,3	11,3	13,3	11,7
2	27,3	25,9	38,8	13,8	13,6	13,8
3	26,9	25,2	38,2	12,9	12,3	12,2
4	31,2	28,2	43,3	14,5	12,9	13,5
5	39,5	34,4	53,5	19,3	16,2	18,0
Más de 5	43,9	35,6	60,5	18,3	13,5	17,1
<i>Tamaño del hogar</i>						
1	10,2	12,4	13,5	5,9	7,7	5,7
2	13,3	14,9	18,8	7,2	8,6	7,0
3	19,8	20,1	29,3	9,8	10,5	9,5
4	27,5	25,7	41,0	13,2	13,0	12,9
5	41,5	37,5	58,5	20,8	19,3	20,8
Más de 5	59,2	52,2	75,8	31,8	27,8	32,3
<i>Tipo de hogar</i>						
Pareja	11,3	12,6	15,6	5,9	6,9	5,5
Pareja con 1 menor	19,9	19,9	29,9	9,5	10,0	9,2
Pareja con 2 menores	29,9	27,6	45,2	14,2	13,8	14,0
Pareja con 3 menores	48,6	43,6	67,9	24,8	23,0	25,6
Pareja con 4 menores	68,1	60,7	86,2	37,3	33,5	39,0
Pareja con 5 o más menores	83,6	77,1	93,8	57,3	52,0	61,0
3 o más adultos	15,7	15,8	22,1	7,3	7,4	6,2
3 o más adultos con menores	37,8	33,8	52,8	18,1	16,1	17,4
Monoparental con 1 menor	22,7	25,4	33,2	13,2	16,2	13,9
Monoparental con 2 menores	32,8	33,9	48,8	18,7	21,3	20,2
Monoparental con más de 2 menores	65,4	63,3	81,6	43,5	44,5	47,7
Otro tipo de hogar	54,4	45,2	71,8	26,5	21,1	25,9
Probabilidad promedio	26,3	25,2	36,9	13,4	13,4	13,3

Fuente: Elaboración propia. La Tabla A.2 del Anexo reporta los efectos marginales del modelo Probit estimado.

Al considerar la línea de pobreza fija, la probabilidad promedio de ser pobre para hogares con distinto número de integrantes menores o adultos es mayor con la escala de Barten y menor con el ajuste paramétrico. El 92% de los hogares con 5 niños serán identificados pobres con la escala de Barten, mientras que el 79% con la escala del INDEC, y el 71% con la paramétrica. Mientras que cuando el umbral se modifica, las probabilidades promedio de que el hogar sea identificado como pobre al considerar distintas escalas son más parecidas para tamaños familiares con pocos integrantes, y las diferencias se amplían al aumentar la cantidad de adultos o menores presentes en el hogar. En este caso un hogar integrado por 5 menores tiene 53% de probabilidad, en promedio, de ser identificado como pobre si se emplea la escala de Barten, 50% con la del INDEC y 45% con la paramétrica.

5. REFLEXIONES FINALES

El trabajo analiza la sensibilidad de la evolución y los niveles de pobreza monetaria en Argentina durante el período 1990-2015 aplicando distintas escalas de equivalencia y explora cómo se modifica la composición de la población considerada pobre bajo los distintos ajustes demográficos. Los resultados indican que las tasas de pobreza son sensibles a la elección de la escala mientras que las tendencias se mantienen mayormente robustas. Se encuentra que el cambio en las tasas de pobreza depende también de la forma en que se define el umbral. Adicionalmente, se encuentran cambios en la composición y el perfil de la pobreza a favor de ciertos tipos de hogares de acuerdo con la escala empleada.

La evidencia aportada pone de relieve la importancia de discutir las diferencias subyacentes entre las distintas escalas empleadas para efectuar comparaciones y evaluaciones de bienestar entre los hogares. Las escalas oficiales basadas en criterios nutricionales y las paramétricas *ad hoc* poseen la ventaja de ser simples y fáciles de implementar. Sin embargo, consideran como única fuente de variabilidad las diferencias por edad y género de los integrantes de los hogares. En este sentido, las escalas empíricas basadas en el comportamiento de gasto observado pueden exhibir mayor variabilidad al capturar heterogeneidades observadas entre los hogares, ya sea en el tiempo, entre regiones o entre estratos de ingreso. Sin embargo, es posible destacar que estas escalas imponen altos costos computacionales y no necesariamente agregan suficientes ganancias en la medición de la pobreza. Por ejemplo, la escala de Barten empleada no provee información para adultos mayores de edad, en tanto la inclusión de este grupo dificulta las estimaciones econométricas de las escalas al exhibir un comportamiento de gasto observado muy distinto al de otros segmentos etarios. En este sentido, si el objetivo fuese conocer la tasa de pobreza agregada, no considerar a este grupo poblacional constituiría una importante limitación no deseada.

Otro aspecto por considerar es que las escalas oficiales y paramétricas asignan a los niños menores ponderaciones que las escalas de Barten. Esto parece justificable

para la estimación de la pobreza extrema, pues un niño requiere ciertamente menos alimentos que un adulto, aunque podrían no ser igualmente razonables para establecer el costo relativo de los niños al evaluar la pobreza moderada. Si bien la magnitud de las escalas de Barten pareciera contraintuitivo, es posible que el gasto que implican los menores sea más que proporcional al de los adultos en otros rubros. La evidencia para Argentina sugiere que los requerimientos de los niños en categorías como salud, educación y vestimenta son efectivamente superiores. Esto configura un insumo importante al momento de evaluar cuál es y cómo debería ser capturado el verdadero costo de los niños, más allá de las estimaciones de pobreza.

Adicionalmente, una discusión transversal al análisis es la forma en que deberían ser definidos los umbrales cuando se realizan comparaciones entre distintas escalas. Se observa que la determinación de la línea de pobreza constituye una decisión no trivial cuando se analiza la sensibilidad de las estimaciones de pobreza a la elección del ajuste demográfico. La evidencia presentada se encuentra en línea con la advertencia de Ravallion (2015), quien destaca que las estimaciones de pobreza pueden modificarse sustancialmente, o hasta no variar, dependiendo de cómo se defina el umbral. Los resultados muestran que, cuando el umbral es el mismo independientemente del ajuste empleado, los resultados son más fáciles de interpretar y las diferencias entre las estimaciones son más amplias. Una escala más alta (baja) para todos los tipos de hogares se asocia a mayores (menores) niveles de pobreza estimados. Asimismo, cuando el umbral es relativo y depende de la escala, las diferencias en los resultados son menores o hasta pueden neutralizarse. En este caso, el efecto indirecto de la línea de la pobreza (una escala más alta disminuye el valor del umbral) es significativo. Con una escala más alta podría no siempre obtenerse una mayor tasa de pobreza estimada. Por tanto, los resultados de pobreza no necesariamente crecen monótonamente con la escala.

Parece valioso avanzar en el conocimiento de este tema. Un aspecto pendiente de investigación, en instancias futuras, consiste en explorar los efectos de cambiar el tipo de familia empleado como referencia para establecer las equivalencias entre los umbrales. Si el hogar elegido fuese otro distinto al unipersonal, por ejemplo, una familia compuesta por dos adultos y dos niños, se podría focalizar el análisis en la sensibilidad de la pobreza absoluta a la elección de la escala, pero con líneas que se modificarían de acuerdo con el ajuste demográfico.

REFERENCIAS

- ALAIZ, M. P., y PEREZ, C. G. (2007). Tendencias de la distribución personal de la renta en España (1985-2002): inferencia sobre indicadores y sensibilidad ante encuestas y escalas de equivalencia. *Hacienda pública española*, (181), 49-82.
- ALFARO, K. y NUÑEZ VELAZQUEZ, J. J. (2005). Evolución de la pobreza en Argentina durante el período 1993-2003. Una perspectiva comparada con la situación española. *Revista Galega de Economía*, vol. 14, 1-2.

- ATKINSON, A. B. (1987). On the measurement of poverty. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 749-764.
- BATANA, Y., BUSSOLO, M., y COCKBURN, J. (2013). Global extreme poverty rates for children, adults and the elderly. *Economics Letters*, 120(3), 405-407.
- BERGES, M. (2011). *Escalas de Equivalencia en el Consumo para Argentina*. Tesis doctoral. Departamento de Economía. Universidad Nacional de La Plata.
- BERGES, M., ECHEVERRIA, L., y RODRÍGUEZ BIASONE, J. I. (2021). El costo de los niños y su impacto en el presupuesto de las familias. Un análisis para Argentina. *Revista de análisis económico*, 36(1), 23-48.
- BETSON, D. M., y MUELLBAUER, J. (2004). Poverty equivalence scales: adjustment for demographic differences across families. *National Research Council Workshop on Experimental Poverty Measures*, pp. 15-16.
- BETTI, G. y LUNDGREN, L. (2012). The impact of remittances and equivalence scales on poverty in Tajikistan. *Central Asian Survey*, Volume 31, Issue 4, pp. 395-408.
- BIBI, S., MAKDISSIC, P. y YAZBECK, M. (2012) Equivalence scales and housing deprivation orderings: an example using Lebanese data, *Applied Economics*, Volume 44, 7, pp. 853-866.
- BRADBURY, B. (1997). Measuring poverty changes with bounded equivalence scales: Australia in the 1980s. *Economica*, 64(254), 245-264.
- BUHMANN, B., RAINWATER, L., SCHMAUS, G. y SMEEDING, T. M. (1988). Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: Sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) Database. *Review of Income and Wealth*. Vol. 32, pp. 115-142.
- BURKHAUSER, R. V., SMEEDING, T. M., y MERZ, J. (1996). Relative inequality and poverty in Germany and the United States using alternative equivalence scales. *Review of Income and Wealth*, 42(4), 381-400.
- BURNIAUX, J. M., DANG, T. T., FORE, D., FÖRSTER, M. F., D'ERCOLE, M., y OXLEY, H. (1998). Income distribution and poverty in selected OECD countries. *OECD Economics Department Working Paper*, No. 189.
- Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) y Banco Mundial (2015). Guía SEDLAC Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe [en línea] http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/Guia_Metodologica_v201506.pdf
- CITRO, C., y MICHAEL, R. (1995). Measuring Poverty: A New Approach. *National Academy Press*, Washington, DC.
- COULTER, F., COWELL, F. y JENKINS, S. (1992). Equivalence scales relativities and the extent of inequality and poverty. *The Economic Journal*, Vol. 102, No. 414, pp. 1067-1082.
- DE VOS, K. y ZAIDI, M. A. (1997). Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community, *Review of Income and Wealth*, 43, 3, pp. 319-334.
- DEATON, A. y MUELLBAUER, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press. 2da Edición.
- DEATON, A., y ZAIDI, S. (2002). *Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis*. Vol. 135. World Bank Publications.
- DUCLOS, J. y MERCADER-PRATS, M. (1999). Household Needs and Poverty: With Application to Spain and the U.K. *Review of Income and Wealth*, International Association for Research in Income and Wealth, vol. 45(1), pages 77-98.
- DUCLOS, J. Y., y MAKDISSI, P. (2005). Sequential stochastic dominance and the robustness of poverty orderings. *Review of Income and Wealth*, 51(1), 63-87.
- ECHEVERRIA, L., y BERGES, M. (2015). Equivalencias entre gastos de subsistencia para hogares tipo de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. *FACES*, 21(44), 27-48.
- ELTETÖ, Ö., y HAVASI, E. (2002). Impact of choice of equivalence scale on income inequality and on poverty measures. *Review of Sociology*, 8(2), 137-148.
- FAIK, J. (2012). Variable Equivalence Scales and German Income Inequality, 1992-2010 (SOEP). FaMa-Diskussions papier 1/2012
- FOSTER, J., GREER, J. y THORBECKE, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*. 3 52: 761-766.

- GASPARINI, L., CICOWIEZ, M. y SOSA ESCUDERO, W. (2013). *Pobreza y desigualdad en América Latina. Conceptos, herramientas y aplicaciones*. Ed. Temas. Buenos Aires.
- JENKINS, S. P., y LAMBERT, P. J. (1993). Ranking income distributions when needs differ. *Review of Income and Wealth*, 39(4), 337-356.
- LANJOUW, P., y RAVALLION, M. (1995). Poverty and household size. *The Economic Journal*, 1415-1434.
- MEDINA, H. (2002). La sensibilidad de las medidas de pobreza al uso de economías de escala y equivalencias: evidencia empírica para México, 1984-1998. *Fourth Meeting of the Expert Group on Poverty Statistics, Rio Group-LC/R. 2096-2002-p. 313-331*.
- MEYER, B. D., y SULLIVAN, J. X. (2009). Five decades of consumption and income poverty. *National Bureau of Economic Research*. No. w14827.
- MILLÁN, N. (2004). La pobreza en Colombia: medidas de equivalencia de escala y la dinámica del ingreso per cápita del hogar. *Cuadernos PNUD-MPS: Investigaciones sobre desarrollo social en Colombia*, pp. 63-97.
- MINUJIN, A., y SCHARF, A. (1989). Adulto equivalente e ingreso per cápita: Efectos sobre la estimación de la pobreza. *Desarrollo Económico*, pp. 113-123.
- PACE GUERRERO, I. (2013). Escalas de Barten. ¿qué nos dicen los datos de consumo acerca de las escalas de equivalencia entre los hogares argentinos? *Anales de la XLVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- RAVALLION, M. (1996). Issues in measuring and modelling poverty. *The Economic Journal*, 1328-1343
- RAVALLION, M. (2015). On testing the scale sensitivity of poverty measures. *Economics Letters*, 137, 88-90.
- SZULC, A. (2006). Poverty in Poland during the 1990s: Are the results robust? *Review of Income and Wealth*, 52(3), 423-448.
- VAN PRAAG, B. M. S. (1968). *Individual Welfare Functions and Consumer Behaviour*. North Holland, Amsterdam.
- YUKA, T. (2010). Equivalence scales for measuring poverty in transitional Russia: Engel's food share method and the subjective economic well-being method. *Applied Economics Letters*, Volume 17, Issue 4, pp. 351-355.

ANEXO

TABLA A.1

ESTIMACIONES DE POBREZA CON DISTINTAS ESCALAS DE EQUIVALENCIA

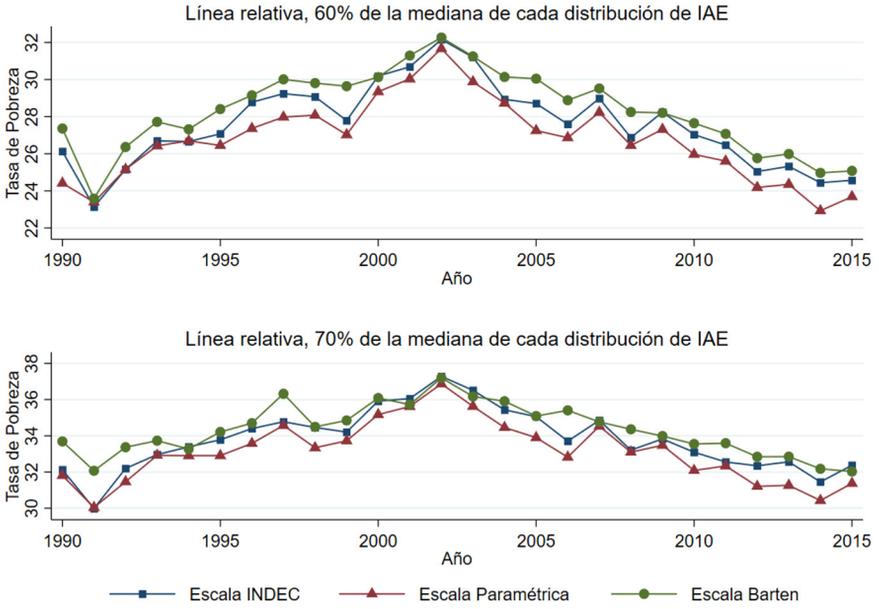
Año	Umbral único			50% de la mediana de cada IAE		
	INDEC	Paramétrica	Barten	INDEC	Paramétrica	Barten
1990	37,5	34,0	49,1	13,8	12	20,6
1991	23,1	20,1	35,1	7,8	6,5	12,7
1992	22,9	19,7	33,4	7,9	6,7	12,6
1993	21,4	19,0	30,7	7,8	6,7	12,0
1994	24,5	21,6	34,2	8,9	7,7	13,6
1995	31,8	28,8	42,9	13,3	11,9	18,7
1996	34,9	32,7	44,3	15,0	13,4	20,5
1997	32,6	30,3	41,8	13,7	12,3	19,0
1998	36,7	34,0	46,7	15,7	14,1	21,5
1999	36,6	33,7	46,8	15,5	13,9	21,4
2000	38,8	37,2	48,6	17,3	15,7	23,1
2001	45,4	43,3	54,3	22,3	20,7	28,2
2002	64,5	63,2	71,8	34,8	33,2	41,8
2003	60,5	59,9	68,4	31,7	30,1	38,6
2004	46,3	43,7	55,9	21,3	19,8	28,1
2005	39,8	37,5	50,5	17,3	15,8	23,7
2006	33,1	30,8	44,8	13,5	12,2	19,5
2007	49,6	47,7	59,9	22,6	20,9	29,9
2008	45,4	43,4	55,7	19,3	17,8	26,4
2009	43,8	41,5	54,7	19,1	17,6	25,9
2010	47,7	45,1	58,7	20,3	18,7	27,6
2011	43,2	40,8	55,9	17,5	16,1	24,8
2012	39,6	37,3	52,4	15,4	14,1	22,6
2013	30,5	27,8	43,2	11,2	10,1	17,2
2014	31,2	28,2	44,0	11,4	10,1	17,6
2015	34,1	31,5	46,9	12,1	10,7	18,6

Nota: (i) INDEC y paramétrica refieren a las estimaciones de las tasas de pobreza obtenidas al ajustar los ingresos totales de los hogares con la escala del oficial del INDEC y con la escala paramétrica detallada en la metodología de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe del CEDLAS y Banco Mundial (2015) con valores intermedios de los parámetros recomendados para países similares a los de nuestra región por Deaton y Zaidi (2002), respectivamente. Barten refiere las tasas de pobreza estimadas al ajustar los ingresos totales del período 1990-2003 con la escala de Barten obtenida con la ENGH 96-97, y del período 2004-2015 con la escala obtenida con la ENGH 04-05; (ii) todos los valores estimados son estadísticamente significativos al 1% (método *Bootstrap*).

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH-INDEC.

GRAFICO A.1

EVOLUCION DE LA TASA DE POBREZA CON DISTINTAS ESCALAS.
UMBRALES RELATIVOS



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH-INDEC.

TABLA A.2

PERFIL CONDICIONADO DE POBREZA (EFECTOS MARGINALES). 2015

Variables explicativas	Umbral único			50% de la mediana de cada IAE		
	INDEC	Param.	Barten	INDEC	Param.	Barten
Número de miembros < 18	0,374*** (0,021)	0,297*** (0,021)	0,484*** (0,024)	0,283*** (0,023)	0,229*** (0,023)	0,303*** (0,023)
Número de miembros > 18	0,333*** (0,032)	0,297*** (0,031)	0,401*** (0,033)	0,29*** (0,034)	0,235*** (0,034)	0,295*** (0,034)
Jefe hombre	-0,314*** (0,045)	-0,414*** (0,045)	-0,422*** (0,044)	-0,35*** (0,052)	-0,454*** (0,051)	-0,479*** (0,054)
Educación secundaria del jefe	-0,415*** (0,054)	-0,413*** (0,054)	-0,476*** (0,054)	-0,318*** (0,060)	-0,318*** (0,060)	-0,318*** (0,062)
Educación terciaria/univ. del jefe	-0,945*** (0,065)	-0,964*** (0,064)	-1,115*** (0,061)	-0,788*** (0,077)	-0,764*** (0,077)	-0,803*** (0,081)
Edad del jefe	-0,106*** (0,018)	-0,097*** (0,017)	-0,108*** (0,016)	-0,095*** (0,020)	-0,092*** (0,021)	-0,109*** (0,020)
Edad del jefe al cuadrado	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
Jefe casado o unido	-0,147*** (0,046)	-0,140*** (0,045)	-0,169*** (0,046)	-0,065 (0,053)	-0,057 (0,053)	-0,114** (0,056)
Jefe desocupado	0,838*** (0,136)	0,824*** (0,137)	0,714*** (0,154)	0,897*** (0,127)	0,896*** (0,133)	0,903*** (0,131)
Número de personas por habitación	0,173*** (0,044)	0,176*** (0,038)	0,236*** (0,035)	0,112*** (0,033)	0,126*** (0,032)	0,145*** (0,036)
Número de perceptores de ingreso	-0,610*** (0,037)	-0,640*** (0,037)	-0,680*** (0,039)	-0,660*** (0,041)	-0,675*** (0,048)	-0,692*** (0,047)
Agua en la vivienda	-0,315*** (0,119)	-0,288** (0,113)	-0,197 (0,125)	-0,229* (0,119)	-0,318*** (0,116)	-0,274** (0,122)
Cloacas en la vivienda	-0,152*** (0,048)	-0,159*** (0,047)	-0,174*** (0,047)	-0,124** (0,059)	-0,149*** (0,056)	-0,143** (0,056)
Vivienda precaria	0,373** (0,178)	0,554*** (0,194)	0,332 (0,207)	0,106 (0,255)	0,0267 (0,246)	0,377* (0,226)
Región Pampeana	0,011 (0,051)	0,016 (0,050)	-0,023 (0,048)	0,0444 (0,0596)	0,0217 (0,059)	0,013 (0,061)
Región Cuyo	0,247*** (0,064)	0,227*** (0,064)	0,215*** (0,062)	0,105 (0,0770)	0,130* (0,075)	0,115 (0,078)
Región NOA	0,377*** (0,051)	0,364*** (0,051)	0,396*** (0,050)	0,314*** (0,0612)	0,320*** (0,061)	0,259*** (0,063)
Región Patagonia	-0,680*** (0,071)	-0,674*** (0,069)	-0,745*** (0,067)	-0,489*** (0,0804)	-0,470*** (0,079)	-0,493*** (0,083)
Región NEA	0,560*** (0,058)	0,562*** (0,057)	0,573*** (0,057)	0,437*** (0,0662)	0,460*** (0,065)	0,405*** (0,067)
Constante	2,002*** (0,372)	2,074*** (0,360)	2,362*** (0,356)	1,438*** (0,425)	1,720*** (0,432)	1,886*** (0,411)
Observaciones	11,943	11943	11943	11943	11943	11943
Pseudo R2	0,28	0,26	0,34	0,24	0,23	0,28

Nota: Efectos marginales del Modelo Probit. Variable dependiente: hogar pobre. Errores estándar entre paréntesis, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH-INDEC.

OPPORTUNITIES TO UPGRADE THE SCIENTIFIC DISCIPLINES SPACE*

OPORTUNIDADES PARA LA MEJORA DEL ESPACIO CIENTIFICO

NESTOR GANDELMAN**

Universidad ORT Uruguay

OSIRIS J. PARCERO***

Kazakh-British Technical University

FLAVIA ROLDAN****

Universidad ORT Uruguay

Abstract

Research resources in a given scientific domain may spill over into other close scientific disciplines, thereby improving performance. Using bibliometric data from the SCImago database drawn from a sample of 174 countries, we implement a measure of proximity-based on revealed comparative advantage (RCA) as a specialization or activity index. Our estimates show that proximity between disciplines positively and significantly related to the publication growth rate.

Keywords: Revealed comparative advantage, revealed proximity, scientific production.

JEL Classification: L3, L38, O3, O5.

* The authors acknowledge the financial support of the Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII), Uruguay, under grant FMV_1_2019_1_156201.

We would like to thank Matilde Pereira for her excellent research assistance. We also thank Almat Kenen, Yerkezhan Kenzheali, and Zhibek Kassymkanova for their invaluable help with data processing.

** Universidad ORT Uruguay (gandelman@ort.edu.uy)

*** Kazakh-British Technical University (osiris.jorge.parcero@gmail.com)

**** Universidad ORT Uruguay (roldan@ort.edu.uy)

Resumen

Los recursos de investigación en un dominio científico determinado pueden usarse en disciplinas científicas cercanas, mejorando así su producción. Utilizando datos bibliométricos de la base de datos SCImago extraídos de una muestra de 174 países, implementamos una medida de proximidad basada en el concepto de ventajas comparativas reveladas (RCA) como índice de especialización o de actividad. Nuestras estimaciones muestran que la proximidad entre disciplinas científicas se relaciona de manera positiva y significativa con la tasa de crecimiento de producción de las publicaciones científicas.

Palabras clave: *Ventaja comparativa revelada, proximidad revelada, producción científica.*

Clasificación JEL: *L3, L38, O3, O5.*

I. INTRODUCTION

“...science allows us to build taller and taller ladders to reach ever-higher-hanging fruit”. In *Building Taller Ladders*. Joel Mokyr, 2018.

In idea-based growth models, economic growth arises from people creating ideas. Ideas are the heart of science, and science, as a source of knowledge, is an engine that drives growth and productivity. This notion can be traced back to Adam Smith (1776) but has also sparked more recent studies aimed at explaining the relationship between scientific research and its economic growth effects.¹ Accordingly, the following questions become relevant. How can a country increase its scientific production? How might a country upgrade its performance in scientific research production? This article seeks to address these questions to the extent it explores the relationship between scientific production and the proximity between scientific disciplines.

In the trade literature, Hidalgo, Klinger, Barabási & Hausmann (2007) (HKBH hereafter) have developed a framework where a country's existing industrial structure determines its potential for technological upgrades. They find that the proximity between goods in which the country is already specialized and those not yet specialized plays a crucial role in the success of industrial upgrade processes.

¹ Mansfield (1972 & 1995); Rosenberg (1990); Jaffe in (1989); Adams (1990); Rosenberg and Nelson (1994); Partha and David (1994); Stephan (1996); Griliches (1998); Henderson *et al.* (1998), and even more recently Bloom *et al.* (2020).

Building on HKBH's (2007) framework, this article examines whether proximity between scientific disciplines affects their production growth rate. Informally, two scientific domains will be close to the extent that they require similar inputs. Our main idea is that some capabilities, institutions, knowledge, and other inputs necessary to produce science in certain disciplines might be used in other scientific domains. More precisely, suppose that a country is specialized in a particular domain that requires certain inputs. To the extent that these inputs are not completely specific, they might generate spillover in producing in other "close" scientific domains, i.e., those requiring similar resources.

Consequently, the ability to upgrade a country's science production in a scientific domain will depend on how similar (how close) this scientific domain is to those in which a country is already specialized. We approach science production as the number of papers produced by a country at a particular point in time and in a particular scientific discipline.² We further discuss the limitation of this approach since the difficulty quantifying the output of scientific research.

Our main methodological challenge is to define closeness between disciplines. A way to address this problem is to observe scientific production patterns. In the spirit of Balassa (1965) for trade patterns and following HKBH (2007), we compute a measure where bibliometric data (publications) reveal proximity among scientific disciplines. The revealed proximity measure indicates the likelihood of taking advantage of existing knowledge or other non-specific inputs with public goods' characteristics that will allow countries to advance in scientific domains.

To test how proximity between scientific disciplines affects a country's scientific performance, we use the SCImago dataset of world scientific production between 1996 and 2019. Our research offers three main contributions. First, inspired by the trade literature, we propose and implement a measure of proximity between scientific disciplines based on revealed comparative advantage (RCA) as an index of specialization or activity. Second, we provide evidence that proximity between disciplines positively and significantly affects a country's publication growth rate. Third, we include a wide range of countries and disciplines from all scientific areas, including Social Science, which has been excluded from most bibliometric studies (Harzing, 2013).

Place in the literature

Our article is placed in the economics of science literature (Partha & David, 1994 and Stephan, 1996). A large part of this literature concentrates on studying the linkages between basic science, technological innovation, and economic growth.³

² In some robustness exercises, we approach production using the number of citations instead of papers produced.

³ To cite some relevant studies, Adams (1990) tests the effects of accumulated academic science on productivity in manufacturing industries. Academic science has spillover across industries, and, with

Assuming that science impacts economic growth, we investigate factors that boost scientific production and stimulate performance in scientific domains. To do that, we use bibliometric data for 307 disciplines rather than only basic research. We consider disciplines from Life Sciences, Health Sciences, Physical Sciences, Social Sciences and Humanities, and multidisciplinary fields. At this point, we are close to a line of research focused on studying the determinants of research output. Some research documents the relationship between scientific publications and individual scientists' demographic characteristics (Cole and Cole, 1974; Levin and Stephan, 1991). Moreover, other articles analyze the impact of the institutional factors in the productivity of scientists (Stephan, 1996), and others the effects of funding on research output.⁴

The current article focuses on proximity between scientific disciplines to stimulate publication growth rates. We claim that there are spillovers between scientific disciplines and that such spillovers occur between close disciplines. Close to that idea, Crespi & Geuna (2008) study the relationship between investment in science and research outputs, quantified by publications and citations. They devote particular attention to studying the role of knowledge spillovers. Using panel data for a sample of OECD countries, authors quantify spillover of science investment from one country to another using a measure of proximity based on international scientific co-authorship. The higher the level of co-authorship, the more likely the existence of scientific investment spillover between countries. In the same spirit, we measure the proximity between scientific disciplines based on their level of co-production, i.e., when a country simultaneously produces a pair of disciplines. The higher the level of co-production in two scientific domains, the greater the probability of research resources spillover between disciplines.

This article also relates to international trade literature, from which we borrow two key and interrelated concepts: revealed comparative advantage and revealed proximity. In particular, by using the RCA measure from Balassa (1965), we compute the revealed proximity index from HKBH (2007). They argue that the more a given product has nearby products, the faster a producing nation can transform its productive profile. In the same vein, articles like Hausmann & Klinger (2006) and Thomson & Athukorala (2020), among others, explore the underlying idea that a country's existing industrial structure determines its industrial upgrade opportunities. All these studies use data on

long lags (roughly 30 years), it affects industrial productivity. Fleming & Sorenson (2004) study the mechanism through which science accelerates the rate of invention. They argue that science changes inventors' search processes, and they support this claim with an empirical test using patent data. Sorenson & Fleming (2004) consider that the act of publication, which makes information publicly available and encourages the rapid diffusion of knowledge, accounts for the linkage between science and economic growth. They find evidence that publication is an important mechanism in accelerating the rate of technological innovation.

⁴ Irwin and Klenow (1996), Lerner (1999), Klette *et al.* (2000) study the effects of public sponsored commercial R&D. For a review, see Hall and Van Reenen (2000). Moreover, Adams and Griliches (1998), Payne and Siow (1999), Bonaccorsi and Daraio (2003) among others, focus on the impact of funding on research output proxy by publications or citations at university or department level.

exports from the manufacturing sector. Our paper explores this concept but focuses on scientific knowledge production, proxied by bibliometric data.

The RCA index has been adopted for a wide variety of industries⁵ and contexts, including scientometrics (Chuang *et al.*, 2010). The RCA index is usually called the activity index in scientometric literature. It was introduced by Frame (1977) and computed equal as the RCA index. We interpreted it as a measure of specialization rather than a measure of scientific capability.

The paper is organized as follows. In Section II, we present data and discuss methodology. Section III describes the econometrics and results. We conclude in Section IV.

II. DATA AND METHODOLOGY

This section describes the database and two fundamental concepts underlying the estimated equation presented in Section III. The key concepts are: (i) revealed comparative advantage, and (ii) revealed proximity between disciplines. We use both notions to compute the main variables in the econometric model.

II.a. Data source

We use public data from the SCImago Journal & Country Rank (SJCR) website based on Scopus.

This source covers citable documents per country, including those in over 23,452 peer-reviewed journals (and other serial publications). Our scientific production measure includes citable documents from journals and trade journals (articles, reviews of scientific relevance, and conference papers published in journals). We do not include book series or book reviews, letters, conference meeting abstracts, or non-serial sources. Articles are classified in 307 *non-exclusive* disciplines.⁶ In addition, each paper is *non-exclusively* classified by the countries of the authors' affiliations. We access data from 1996 to 2019 and include 174 countries that have had at least 100 documents published in 2019.

⁵ For example, forestry (Dieter and Englert, 2007), the manufacture of pharmaceutical products (Cai, 2018), or agriculture and food (Jambor and Babu, 2016). It has also been used in patent analysis (Soete and Wyatt, 1983; Zheng *et al.*, 2011), electronic commerce in the tourism sector and prevalence of the internet (Ruiz Gómez *et al.*, 2018), and start-ups and venture capital (Guerini and Tenca, 2018).

⁶ It means that an article could be classified in more than one scientific field among the classification of the 307 scientific domains.

II.b. Revealed comparative advantage (RCA) or the activity index

The direct measure of comparative advantage is a complex calculation because it requires measuring the opportunity costs of production factors. Balassa (1965) developed an indicator that demonstrates how trade patterns reveal which products a country has a comparative advantage.

This indicator has been adopted in a wide variety of contexts, including scientometrics. Nonetheless, rather than a measure of strength (or revealed advantage), we interpret it, in our context, as a measure of specialization. Formally, the RCA (or specialization or activity) index is defined as the ratio between a discipline's participation in a country's scientific production and the participation of this same discipline in world scientific production. A country is specialized (or has RCA) in a particular discipline if within-country participation is larger than expected based on the participation of the discipline in the world scientific production. As proxies for scientific production, we use the number of published documents.⁷ This approach involves some drawbacks. We are aware that the scientific process delivers several outputs. We can mention, among others: (i) new knowledge; (ii) highly qualified human resources; and (iii) new technology or knowledge with socio-economic impact.⁸ In this article, we restrict our attention to the first kind of output, and we measure it by publications produced.

Formally, we calculate RCA for each of the 307 scientific disciplines identified for each country at a given time. The RCA of discipline i in country c at time t is computed as:

$$RCA_{i,t}^c = \frac{x_{i,t}^c / x_t^c}{X_{i,t}^* / X_t^*}$$

where $x_{i,t}^c$ is the number of published documents of discipline i in country c at time t , x_t^c is the number of documents published in *all* disciplines in country c at time t , $X_{i,t}^*$ is the number of documents published by discipline i in the world at time t , and X_t^* is the number of documents published by *all* disciplines in the world at time t .

When $RCA_{i,t}^c$ exceeds unity, country c at time t reveal specialization in the discipline i . Conversely, if $RCA_{i,t}^c$ is less than unity, country c is not specialized in the discipline i at time t .

⁷ In some exercises, we approach the output of scientific research by the citations generated by the published documents.

⁸ See Crespi & Geuna (2008).

It is worth noting that the RCA index allows for comparison across scientific domains (within a specific country) and among countries (within a specific discipline).

II.c. Revealed proximity and characterization of the space of scientific disciplines

In this paper, we study whether existing research resources to produce science positively contribute to producing science in close scientific domains. The main idea is that if a country is specialized in a discipline, some research resources like particular capabilities, institutional resources, environment, knowledge, and other inputs make this possible. Thus, if two disciplines are similar in the sense that they would require similar capabilities and similar other research resources, then it is likely that if we observe an RCA (or specialization) in one of them, we will also observe it in the other.

We follow a revealed approach based on the RCA (or specialization or activity) index to measure the proximity between two disciplines. This approach has the same inspiration as RCA: we let ex-post data “reveal” how similar scientific disciplines are without ex-ante considerations. In this way, we remain agnostic about factors determining proximity between different scientific disciplines.

Following HKBH (2007), revealed proximity is based on conditional probabilities. Looking at world data, we measure the probability of having RCA (specialization) in discipline i conditional on having RCA (specialization) in area j . Since conditional probabilities are not symmetric, we should also consider the converse: the probability of having RCA in area j conditional on having RCA in discipline i . The two probabilities are not necessarily equal. Formally, the revealed proximity measure is the minimum between these two statistics:

$$\varphi_{ij} = \min \left\{ Pr(RCA_{it} | RCA_{jt}), Pr(RCA_{jt} | RCA_{it}) \right\}$$

As the minimum of two conditional probabilities, this measure lies between 0 and 1; the larger the value, the closer the two disciplines are.⁹

Conditional probability is computed for each year using all the countries studied. Given that, φ_{ijt} has no country subscript, and by the definition of conditional probability, we have:

⁹ The symmetric imposed solves a technical problem that arises when few countries have RCA in certain disciplines. As an extreme case, suppose that discipline j is only produced with RCA (or specialized in) by country c . Then, for every other discipline in which the country c is specialized, $Pr(RCA_{it} | RCA_{jt})$ will be equal to 1. This fact would reflect the particular characteristic of the scientific profile of country c rather than similarity between disciplines. By taking the minimum, we overcome such a problem. See, for example, Hausmann & Kingler (2006) and Thomson & Athukorala (2020).

$$\begin{aligned} \varphi_{ijt} &= \min \left\{ Pr(RCA_{it} | RCA_{jt}), Pr(RCA_{jt} | RCA_{it}) \right\} \\ &= \min \left\{ \frac{Pr(RCA_{it} \cap RCA_{jt})}{Pr(RCA_{it})}, \frac{Pr(RCA_{it} \cap RCA_{jt})}{Pr(RCA_{jt})} \right\} \\ &= \frac{Pr(RCA_{it} \cap RCA_{jt})}{\max \left\{ Pr(RCA_{it}), Pr(RCA_{jt}) \right\}} \end{aligned}$$

$= \frac{\text{number of countries that have RCA indisciplines } i \text{ and } j \text{ at time } t}{\max \{ \text{number of countries with RCA indiscipline } i \text{ at time } t, \text{ number of countries with RCA indiscipline } j \text{ at time } t \}}$

Proceeding in this way, we obtain the yearly revealed proximity matrix that accounts for each discipline’s proximity to each remaining discipline. Table 1 lists disciplines that result in greater and lesser proximity for two scientific domains selected for illustration purposes from the 2019 proximity matrix.

TABLE 1

PROXIMITY MEASURES BETWEEN DISCIPLINES

By Publications

Business and International Management				Surgery			
High proximity		Low proximity		High proximity		Low proximity	
Business, Management and Accounting (miscellaneous)	65.50%	Medical Terminology	1.92%	Pathology and Forensic Medicine	51.80%	Computer Science Applications	2.40%
Strategy and Management	63.50%	Reviews and References (medical)	1.92%	Clinical Psychology	50.00%	Critical Care	0.00%
Management, Monitoring, Policy and Law	55.80%	Aerospace Engineering	0.00%	Otorhinolaryngology	50.00%	Nursing Environmental Chemistry	0.00%

III. ECONOMETRIC ANALYSES

We claim that increases in the output of scientific discipline can be brought about by the performance of nearby disciplines. For instance, if a country is specialized at period *t* in medicine and agriculture (i.e., both produced with RCA greater than one), it

would be expected that a close scientific discipline such as veterinary medicine would have a potential advantage to take from medicine and agriculture toward itself. The following regression tests our hypothesis:

$$\begin{aligned} & \text{Growth Publication}_{j,c,t+1} \\ &= \alpha_1 \text{AvgProximity}_{j,c,t} + \alpha_2 \text{Publication}_{j,c,t} + \eta_j + \eta_t + \varepsilon_{j,c,t} \end{aligned} \quad (3)$$

The dependent variable, $\text{Growth Publication}_{j,c,t+1}$ is the annualized publication growth rate in scientific discipline j , in country c , between period t and $t+1$. More precisely, using the publication level for each discipline j in each country c , we compute geometric average growth for periods 2000-1996, 2004-2000, 2008-2004, 2012-2008, 2016-2012, and 2019-2016 as follows:

$$\text{Growth Publication}_{j,c,t+1} = \sqrt[n]{\frac{\text{Publication}_{j,c,t+1}}{\text{Publication}_{j,c,t}}} - 1,$$

where n is the number of years in the considered period.

Average Proximity ($\text{AvgProximity}_{j,c,t}$) measures the proximity of discipline j to those disciplines in which country c at time t is specialized.¹⁰ This variable is computed from the revealed proximity matrix illustrated in Table 1. Formally, $\text{AvgProximity}_{j,c,t}$ is calculated as follows:

$$\text{AvgProximity}_{j,c,t} = \frac{\sum_i \phi_{ijt} I_{RCA_{i,t}}}{\sum_i \phi_{ijt}} \in [0,1],$$

where $I_{RCA_{i,t}}$ is an indicator variable equal to one when country c has RCA greater than the unity in scientific domain i at time t , and zero otherwise. Thus, the numerator is the sum of the proximity of scientific domain j to all other disciplines where country c is specialized at time t . The denominator sums the proximity of domain j to all other disciplines at time t . Therefore, $\text{AvgProximity}_{j,c,t}$ is interpreted as the percentage of scientific space around discipline j in which country c is already specialized. For example, $\text{AvgProximity}_{j,c,t} = 0.2$ means the country c is specialized in the 20% of scientific space around j at time t . The larger the $\text{AvgProximity}_{j,c,t}$ the greater the probability of knowledge spillover toward j from disciplines in which country c is specialized.

¹⁰ HKBH (2007) call this measure as *density*.

As in the growth literature, there may be convergence between disciplines. Those that start with lower values might experience more rapid growth rates than those with larger initial values. In order to control for this possible convergence in publication levels, we control for the level of publication in the domain j in country c in the previous period. If conditional convergence exists, a discipline with a higher level of publication in a particular period should experience lower growth in publication level in the following one (negative α_2). We take this variable in logs.

In some specifications, we include in equation (3) an interaction term to test whether the effect of *AvgProximity* depends on the level of publication.

Finally, to control the potential existence, at the country-discipline level, of unobserved characteristics that are correlated with both the growth of scientific production and proximity, we include a country-discipline fixed effect, η_j . In this way, we control for any country-discipline time-invariant unobservable variable that may lead to a spurious relationship between the growth of scientific production and proximity. Additionally, η_t is a time-fixed effect to control for possible common trends that may affect both the growth of scientific production and proximity across countries, and $\varepsilon_{j,c,t}$ corresponds to the error term.

It is natural to conjecture that *AvgProximity* might have different effects for disciplines in which country c is (or not) specialized. Consequently, we estimate equation (3) in two subsamples. The first group includes scientific disciplines-countries with an RCA of less than one at the beginning of a period, time t . The second group comprises scientific disciplines-countries with an RCA greater than or equal to one at the beginning of a period, time t .

Conditional on the inclusion of these control variables, our underlying identification assumption is that shocks affecting the proximity measure are uncorrelated with shocks affecting average publication growth. This assumption is plausible. Let us consider, for example, a shock that occurs in a particular discipline-country that affects the production of documents at a specific moment.¹¹ This shock will affect average publication growth in such a discipline, but not the *AvgProximity* variable. This fact is because that variable is a function of φ_{ijt} , which considers all countries' information beyond the country where the shock has taken place, as well as a function of indicator variable, I_{RCA} , which refers to all other scientific domains different from such a discipline.

¹¹ For example, in the last two years, as a consequence of the COVID-19 pandemic, the scientific production in domains related to health has seen an explosion. In the same way, one can think that some particular discovery or fact that could occur in a country can generate an unexpected shock in the country's scientific production in a specific discipline.

III.a. Descriptive evidence

Table 2 reports descriptive statistics for the variables detailed above. From the table, three observations are in order.

First, Publication growth differs depending on whether a scientific domain has an RCA (or specialization or activity) index greater or smaller than the unity. In particular, when the specialization index is less than unity, the mean growth in publications is 9.5%. In contrast, when the RCA index is greater than or equal to one, the mean growth in publication -6.9% .

Second, the *AvgProximity* variable has a smaller mean for disciplines in which a country is not specialized ($RCA < 1$) than for disciplines that do ($RCA \geq 1$).

Third, the distribution of publications exhibits a larger dispersion when disciplines have a RCA index greater than one than in the opposite case.

TABLE 2
SUMMARY STATISTICS

At time t : $RCA < 1$

	Count	Mean	Sd	Min	Max
<i>GrowthPublicat</i>	88,320	0.095	0.364	-1.000	4.848
<i>AvgProximity</i>	88,320	0.341	0.098	.0056	0.808
<i>Publication</i>	88,320	176	932	0.000	77,459

At time t : $RCA \geq 1$

	Count	Mean	Sd	Min	Max
<i>GrowthPublicat</i>	83,614	-0.069	0.378	-1.000	2.986
<i>AvgProximity</i>	83,614	0.403	0.122	0.022	1.000
<i>Publication</i>	83,614	273	1,399	0.000	90,875

Let us now examine in more detail the behavior of the *AvgProximity* variable. Figure 1 presents the distribution of *AvgProximity* variable. Panel (A) draws the *AvgProximity* for disciplines that initially (at time t) country c is not specialized. This group of disciplines identifies those in which the country will achieve specialization in the next period (solid green line) and those that remained with an RCA index less than the unity (red dashed line). As we can see, those disciplines that made a jump and gained a specialization (RCA) index greater than the unity between periods had a higher value according to our proximity indicator than those that failed to make such a jump. This fact is supportive of our claim that knowledge or other research resources in nearby disciplines in which a country is specialized might spill over and positively affect other scientific domains.

FIGURE 1

AVERAGE PROXIMITY DISTRIBUTION. DISCIPLINES IN WHICH AT TIME t ,
THE COUNTRY c IS NOT SPECIALIZED

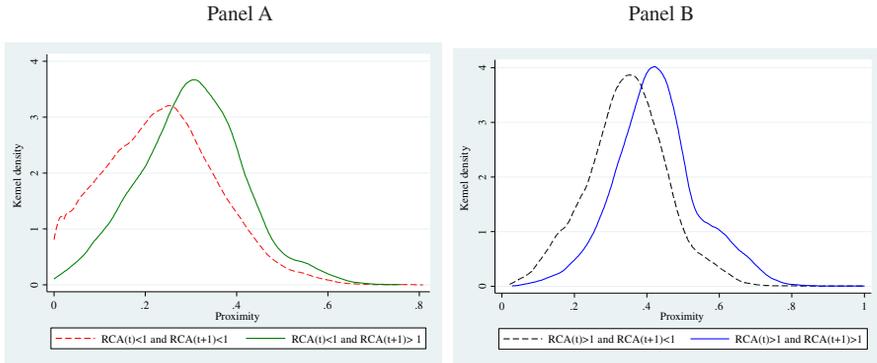


Figure 1. The distribution of the *AvgProximity* variable. The graph plots the Kernel density function of the *Avgproximity* _{j,t} variable. In Panel (A), the solid green line plots the *Avgproximity* of those disciplines in which a country c is not specialized, but it does that in the next period. The red dashed line plots the *AvgProximity* of those disciplines in which a country c is specialized neither at time t nor at the next period. In Panel (B), the solid blue line plots the *Avgproximity* of those disciplines in which country c is specialized at time t and maintains it in the next period. The black dashed line plots *e AvgProximity* of those disciplines in which country c is specialized at time t , but stopped it in the next period.

Panel (B) also describes the distribution of the *AvgProximity* variable, but this time for disciplines that initially (at time t) country c is already specialized ($RCA \geq 1$). We are also able to distinguish two groups: those that maintained RCA index greater than or equal to one in the next period, $t + 1$ (solid blue line), and those that reduced the specialization index to less than one (black dashed line). The figures show that *AvgProximity* takes larger values when disciplines maintain their specialization than when disciplines stop having an RCA index greater than unity. This evidence is consistent with the idea that knowledge or other research resources might spill over from scientific domains where a country is already specialized towards those nearby disciplines.

III.b. Baseline results

We begin with baseline estimates from (3), asking whether the proximity between a given discipline j and the set of disciplines in which country c is specialized ($RCA \geq 1$) will affect the rate at which the country's publications grow. Thus, the critical parameter is the coefficient of *AvgProximity*, coefficient α_1 .

TABLE 3

AVERAGE PROXIMITY BETWEEN DISCIPLINES AND PUBLICATIONS GROWTH RATES

VARIABLES	PUBLICATIONS					
	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1
<i>AvgProximity</i>	0.166 (0.105)	0.793*** (0.081)	0.288** (0.136)	0.771*** (0.098)	1.355*** (0.153)	1.388*** (0.097)
<i>L.Publications</i>			-0.187*** (0.008)	-0.121*** (0.008)	-0.065*** (0.011)	-0.000 (0.013)
<i>AvgProximity x L.Publications</i>					-0.392*** (0.030)	-0.320*** (0.023)
Constant	-0.060* (0.035)	-0.416*** (0.032)	0.174*** (0.041)	-0.169*** (0.036)	-0.141*** (0.045)	-0.353*** (0.039)
<i>Marginal effects</i>						
<i>AvgProximity</i>					0.383*** (0.130)	0.458*** (0.083)
<i>L.Publications</i>					-0.199*** (0.008)	-0.130*** (0.008)
Observations	88,320	83,614	88,320	83,614	88,320	83,614
R-squared	0.035	0.038	0.154	0.085	0.172	0.107
Number of Country-Discipline units	27,486	28,800	27,486	28,800	27,486	28,800
Fixed Effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Notes: Cluster robust standard errors in parentheses. This table presents the estimate for the average proximity effect on average publications annual growth in periods 2000-1996, 2004-2000, 2008-2004, 2012-2008, 2016-2012, and 2019-2016. Regressions in the first, third, and fifth columns consider country-discipline observations such that at the beginning of the period, the RCA (specialization or activity) index is less than 1, while the second, fourth, and sixth columns consider observations such that at the beginning of the period, the index is at least equal to 1. Each regression includes country-discipline fixed effects and year dummies. Regressions control for Publications at the country-discipline-year level at the beginning of the period. *** Significant at the 1 percent level. **Significant at the 5 percent level. *Significant at the 10 percent level.

Table 3 reports the estimate of the coefficients. The dependent variable is *Publication Growth* in discipline *j* in country *c* at time *t+1*. As indicated earlier, all specifications include time and country-discipline fixed effects.

From the table, we observe that the impact of the proximity between discipline *j* and the set of disciplines in which country *c* is specialized (the *AvgProximity* variable) has different impacts depending on whether the matter discipline reveals not to have (Columns 1 and 3) or to have (Columns 2 and 4) an RCA (or specialization or activity) index greater than 1.

The first four columns of Table 3 indicate that the *Avg Proximity* variable positively impacts the growth rate of the discipline’s publications. Nonetheless, this result hides differences in the magnitude according to the level of publication a discipline has.

Columns 5 and 6 in Table 3 report these heterogeneous effects in detail. Accounting for the marginal effect of *AvgProximity*, if a country is not specialized in discipline j , an increase in one standard deviation in *AvgProximity* will push up growth in publications by 3.76 percentage points.¹² Moreover, when the country is already specialized in discipline j , the publication growth rate increases by 5.62 percentage points.

The above estimates confirm the intuition that the publication growth rate in scientific domains depends on the average proximity that each discipline has to other scientific domains in which a country is currently specialized.

We now illustrate our results using the estimation reported in Table 3. We project the publication growth rate of each discipline. Figure 2 plots publication growth projected for the following years against 2019's average proximity for a small set of countries chosen only to illuminate the intuition of our results.

For China and South Korea, disciplines in the Physical Sciences are closer to other domains in which these countries are currently specialized and have the largest expected growth rates. In contrast, for Uruguay and Ghana, disciplines in the Physical Sciences, which appear closer to the origin of the graphs, pointing to more isolation of disciplines (small average proximity), have lower expected publication growth rates.

From the pictures, we can conclude that the more developed a nearby scientific space (larger average proximity), the higher the publication growth rate of a specific discipline.

The estimations in Table 3 and the above examples suggest that greater dynamism will be observed in scientific disciplines that exhibit higher average proximity to scientific space that has already been developed.

III.c. Robustness

We now run the following exercises for robustness,¹³ where we use an alternative measure of average proximity and alternative measures of scientific production.

An alternative measure of average proximity. The average proximity variable captures the idea that knowledge and skills, among other variables, accumulated by a country in the set of disciplines that it is currently specialized in, can spill over to nearby disciplines and boost its growth rate.

It is worth noting that given how we compute the *AvgProximity* variable, it correlates with countries' attributes or factors that simultaneously produce pairs of scientific disciplines. A natural concern is whether all these factors are transferable

¹² This impact is computed as follows: the marginal effect of *AvgProximity* for publications when the activity index is less than unity (0.383) times one standard deviation of *AvgProximity* in such a case (0.098). The remaining impacts on the growth rates are calculated in the same way.

¹³ We also run various other exercises (not reported) where we include additional controls, for instance Gross Domestic Product per capita, to capture differences in resources available. The results remain almost identical.

FIGURE 2

PROJECTION OF PUBLICATION GROWTH RATE

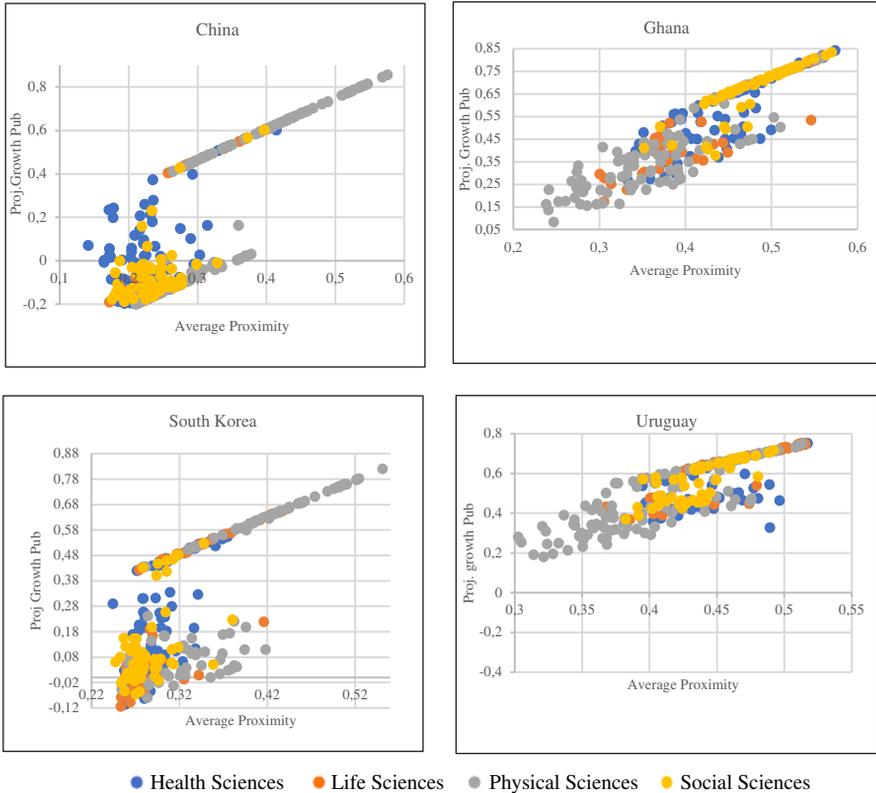


Figure 3. Projection Publication growth rates. The graph plots projected publication growth rates for the following years using estimates from Table 3. Countries are chosen only to illustrate the results.

in such a way that they contribute to producing science in nearby disciplines. This concern exists because some attributes might play only minor roles as determinants of scientific research output. Among these factors, we can distinguish (i) factors or attributes like language and natural resources that do not change over time; (ii) factors such as institutional frameworks or policies (related to education and support for science and innovation) that are somewhat stable over time; and (iii) factors like transferable skills, shared resources not exhausted in producing one of the disciplines, knowledge, technologies, and techniques transferable between areas. We claim that this last category is more likely to be directly linked to the production process in scientific research.

Although it is difficult to distinguish among the three categories above, we follow Thomson & Athukorala (2020) and explore the impact of factors that change over time to focus on the third set. We measure the change in the variable *AvgProximity* to isolate these factors, eliminating the impact of factors that do not vary over time. The underlying assumption in this estimation is that noise in the *AvgProximity* variable at time $t+1$ is not correlated with its error at time t , so it plays no systematic errors in the estimate. In the proximity matrix, given a large number of observations at each period (a matrix of 307 x 307) and a large number of countries in our sample (174), we can safely assume that distortions or shocks affect a single country or discipline can be smoothed out. Moreover, as we explained earlier, noise in the *AvgProximity* variable is uncorrelated with $\varepsilon_{j,c,t}$ in equation (3).

TABLE 4

CHANGE IN AVERAGE PROXIMITY AND PUBLICATION GROWTH RATES

VARIABLES	PUBLICATIONS					
	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1
$\Delta AvgProximity$	0.612*** (0.095)	0.824*** (0.076)	0.615*** (0.099)	0.768*** (0.075)	0.993*** (0.151)	1.692*** (0.120)
<i>L.Publications</i>			-0.186*** (0.008)	-0.119*** (0.008)	-0.184*** (0.008)	-0.115*** (0.008)
$\Delta AvgProximity \times$ <i>L.Publications</i>					-0.153*** (0.035)	-0.332*** (0.036)
Constant	-0.010 (0.011)	-0.129*** (0.008)	0.261*** (0.014)	0.112*** (0.019)	0.256*** (0.014)	0.107*** (0.018)
Marginal effects						
$\Delta AvgProximity$					0.614*** (0.099)	0.729*** (0.065)
<i>L.Publications</i>					-0.186*** (0.008)	-0.117*** (0.008)
Observations	88,320	83,614	88,320	83,614	88,320	83,614
R-squared	0.043	0.043	0.160	0.089	0.162	0.103
Number of Country-Discipline units	27,486	28,800	27,486	28,800	27,486	28,800
Fixed Effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Notes: Robust clustered standard errors in parentheses. This table presents the estimate for variation in the average proximity effect on average publications annual growth in periods 2000-1996, 2004-2000, 2008-2004, 2012-2008, 2016-2012, and 2019-2016. Regressions in the first, third, and fifth columns consider country-discipline observations such that at the beginning of the period, the RCA (specialization or activity) index is less than 1, while the second, fourth, and sixth columns consider observations such that at the beginning of the period, the index is at least equal to 1. Each regression includes country-discipline fixed effects and year dummies. Regressions control for Publications at the country-discipline-year level at the beginning of the period. *** Significant at the 1 percent level. **Significant at the 5 percent level. *Significant at the 10 percent level.

Table 4 reports our results. As can be seen, they are similar and confirm that *AvgProximity* plays a significant role in determining the publication growth rates.

Alternative measures of scientific performance. We compute the annualized growth for each discipline country using information regarding citations. Table 5 reports the impact of average proximity on this alternative measure of scientific production. We find that the main results of our baseline specification still hold despite some loss of precision.

TABLE 5

AVERAGE PROXIMITY BETWEEN DISCIPLINES AND GROWTH RATES ON CITATIONS

VARIABLES	CITATIONS					
	At t:RCA < 1	At t:RC ≥ 1	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1	At t:RCA < 1	At t:RCA ≥ 1
<i>AvgProximity</i>	0.039 (0.142)	0.613*** (0.103)	0.119 (0.202)	0.623*** (0.140)	1.923*** (0.308)	1.937*** (0.230)
<i>L.Citations</i>			-0.288*** (0.006)	-0.227*** (0.006)	-0.191*** (0.013)	-0.134*** (0.013)
<i>AvgProximity x L.Citations</i>					-0.324*** (0.040)	-0.270*** (0.031)
Constant	0.120*** (0.045)	-0.303*** (0.040)	1.325*** (0.061)	0.847*** (0.053)	0.797*** (0.091)	0.441*** (0.082)
Marginal effects						
<i>AvgProximity</i>					0.226 (0.199)	0.422*** (0.127)
<i>L.Citations</i>					-0.301*** (0.007)	-0.242*** (0.006)
Observations	66,634	65,182	66,634	65,182	66,634	65,182
R-squared	0.018	0.032	0.378	0.275	0.386	0.286
Number of Country-Discipline units	23,656	25,283	23,656	25,283	23,656	25,283
Fixed Effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Notes: Cluster robust standard errors in parentheses. This table presents the estimate for the average proximity effect on average citation annual growth in periods 2000-1996, 2004-2000, 2008-2004, 2012-2008, 2016-2012, and 2019-2016. Regressions in the first, third and fifth columns consider country-discipline observations such that at the beginning of the period, the RCA (specialization or activity) index is less than 1, while the second, fourth, and sixth columns consider observations such that at the beginning of the period, the index is at least equal to 1. Each regression includes country-discipline fixed effects and year dummies. Regressions control for Citations at the country-discipline-year level at the beginning of the period. *** Significant at the 1 percent level. **Significant at the 5 percent level. *Significant at the 10 percent level.

IV. DISCUSSION AND CONCLUSIONS

This paper has provided evidence of how proximity between scientific disciplines plays a crucial role in the process of scientific upgrades.

The underlying idea is that there is likely to be knowledge or research resource spillover between scientific disciplines and that such spillover is larger between close scientific disciplines. We have implemented a definition of closeness according to what the data reveals. Using the SCImago dataset for publications, empirical findings support the notion that the publication growth rate in scientific domains depends on each discipline's average proximity to those scientific domains where a country currently is specialized.

These average effects conceal a diverse range of impact across disciplines. In particular, greater proximity will have a larger effect on scientific domains that are not yet specialized.

The finding that the initial level of publication has a negative and statistically significant effect on the growth rate of scientific research output can be interpreted through the lens of convergence.

These results may have significant policy implications. Considering the existence of factors like skills, knowledge, technologies, and techniques transferable between scientific domains, public and private efforts to support bundled disciplines will have increasing returns due to positive externalities over proximate scientific domains.

REFERENCES

- ADAMS, J. D. (1990). Fundamental stocks of knowledge and productivity growth. *Journal of Political Economy*, 98(4), 673-702.
- ADAMS, J. D., & GRILICHES, Z. (2000). Research productivity in a system of universities. In *The economics and econometrics of innovation* (pp. 105-140). Springer, Boston, MA.
- BLOOM, N., JONES, C. I., VAN REENEN, J., & WEBB, M. (2020). Are ideas getting harder to find? *American Economic Review*, 110(4), 1104-44.
- BALASSA, B. (1965). Trade Liberalisation and Revealed Comparative Advantage. The Manchester School, 33, 99-123.
- BONACCORSI, A., & DARAIO, C. (2003). A robust nonparametric approach to the analysis of scientific productivity. *Research evaluation*, 12(1), 47-69.
- CAI, J., ZHAO, H., & COYTE, P. C. (2018). The effect of intellectual property rights protection on the international competitiveness of the pharmaceutical manufacturing industry in China. *Engineering Economics*, 29(1), 62-71.
- CHUANG, Y. W., LEE, L. C., HUNG, W. C., & LIN, P. H. (2010). Forging into the innovation lead—A comparative analysis of scientific capacity. *International Journal of Innovation Management*, 14(03), 511-529.
- COLE, J. R., & COLE, S. (1974). Social stratification in science. *American Journal of Physics*, 42(10), 923-924.
- CRESPI, G. A., & GEUNA, A. (2008). An empirical study of scientific production: A cross country analysis, 1981–2002. *Research Policy*, 37(4), 565-579.
- DIETER, M., & ENGLERT, H. (2007). Competitiveness in the global forest industry sector: an empirical study with special emphasis on Germany. *European Journal of Forest Research*, 126(3), 401-412.

- FLEMING, L., & SORENSON, O. (2004). Science as a map in technological search. *Strategic Management Journal*, 25(8-9), 909-928.
- FRAME, J. D. (1977). Mainstream research in Latin America and the Caribbean. *Interciencia*, 2(3), 143-148.
- GRILICHES, Z. (1998). R & D and productivity: the unfinished business. *Estudios de Economía*, 25(2), 145-160.
- GUERINI, M., & TENCA, F. (2018). The geography of technology-intensive start-ups and venture capital: European evidence. *Economia e Politica Industriale*, 45(3), 361-386.
- HALL, B., & VAN REENEN, J. (2000). How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence. *Research Policy*, 29(4-5), 449-469.
- HARZING, A. W. (2013). A preliminary test of Google Scholar as a source for citation data: a longitudinal study of Nobel prize winners. *Scientometrics*, 94(3), 1057-1075.
- HAUSMANN, R., & KLINGER, B. (2006). Structural transformation and patterns of comparative advantage in the product space.
- HENDERSON, R., JAFFE, A. B., & TRAJTENBERG, M. (1998). Universities as a source of commercial technology: a detailed analysis of university patenting, 1965-1988. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 119-127
- HIDALGO, C. A., KLINGER, B., BARABÁSI, A. L., & HAUSMANN, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, 317(5837), 482-487.
- IRWIN, D. A., & KLENOW, P. J. (1996). High-tech R&D subsidies Estimating the effects of Sematech. *Journal of International Economics*, 40(3-4), 323-344.
- JAFFE, A. B. (1989). Real effects of academic research. *The American Economic Review*, 957-970.
- JAMBOR, A., & BABU, S. C. (2017). *Competitiveness of global agriculture: Policy lessons for food security: Synopsis*. Intl Food Policy Res Inst.
- KLETTE, T. J., & JOHANSEN, F. (2000). Accumulation of R&D capital and dynamic firm performance: a not-so-fixed effect model. In *The Economics and Econometrics of Innovation* (pp. 367-397). Springer, Boston, MA.
- LERNER J. THE GOVERNMENT AS VENTURE CAPITALIST: THE LONG-RUN IMPACT OF THE SBIR PROGRAM. *JOURNAL OF BUSINESS*. 1999;72(3):285-318.
- LEVIN, S. G., & STEPHAN, P. E. (1991). Research productivity over the life cycle: Evidence for academic scientists. *The American Economic Review*, 114-132.
- MANSFIELD, E. (1972). Contribution of R&D to economic growth in the United States. *Science*, 175(4021), 477-486.
- MANSFIELD, E. (1995). Academic research underlying industrial innovations: sources, characteristics, and financing. *The Review of Economics and Statistics*, 55-65.
- PARTHA, D., & DAVID, P. A. (1994). Toward a new economics of science. *Research Policy*, 23(5), 487-521.
- PAYNE, A. A., & SIOW, A. (1999). *Does federal research funding increase university research output?*. Institute of Government and Public Affairs, University of Illinois.
- ROSENBERG, N. (1990). Why firms do basic research (with their own money)? *Research Policy*, v. 19, n. 2.
- ROSENBERG, N., & NELSON, R. R. (1994). American universities and technical advance in industry. *Research Policy*, 23(3), 323-348.
- RUIZ GÓMEZ, L. M., RODRÍGUEZ FERNÁNDEZ, L., & NAVIO-MARCO, J. (2018). Application of communication technologies (ICT) within the tourism industry in the European Union. *Tourism: An International Interdisciplinary Journal*, 66(2), 239-245.
- SOETE, L., & WYATT, S. (1983). The use of foreign patenting as an internationally comparable science and technology output indicator. *Scientometrics*, 5(1), 31-54.
- SORENSEN, O., & FLEMING, L. (2004). Science and the diffusion of knowledge. *Research Policy*, 33(10), 1615-1634.
- STEPHAN, P. E. (1996). The economics of science. *Journal of Economic Literature*, 34(3), 1199-1235.
- THOMSON, R., & ATHUKORALA, P. C. (2020). Global production networks and the evolution of industrial capabilities: does production sharing warp the product space?. *Oxford Economic Papers*, 72(3), 731-747.

POSICION FISCAL, INVERSION PUBLICA Y CRECIMIENTO ECONOMICO. UNA APLICACION DE REGLA FISCAL PARA MEXICO

FISCAL POSITION, PUBLIC INVESTMENT AND ECONOMIC GROWTH. A TAX RULE APPLICATION FOR MEXICO

JOSE LUIS HERNANDEZ MOTA*

Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco

Resumen

Se analiza el gasto en inversión pública financiado por deuda, considerando la interacción entre variables macroeconómicas y fiscales para establecer la trayectoria intertemporal de solvencia y las condiciones de cumplimiento fiscal que determinen las condiciones de una política fiscal sostenible. Empíricamente se propone una función impulso-respuesta (FIR) para analizar la situación de la dinámica de la economía mexicana. Los resultados muestran una respuesta positiva en la posición fiscal producto de la imposición de una regla fiscal de endeudamiento para financiar inversión pública, donde el balance primario permite condiciones de holgura para el estímulo de la actividad económica.

Palabras clave: *Inversión pública, crecimiento económico, deuda pública, sostenibilidad.*

Clasificación JEL: *E62, H62, H63, H68.*

* Profesor-Investigador. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco.
E-mail: jlhm@azc.uam.mx

Abstract

Spending on public investment financed by debt is analyzed, considering the interaction between macroeconomic and fiscal variables to establish the intertemporal path of solvency and the conditions of fiscal compliance that determine a sustainable fiscal policy. Empirically, a response impulse function is proposed to analyze the dynamics situation of Mexican economy. The results show a positive response in the fiscal position resulting from the imposition of a fiscal rule of indebtedness to finance public investment, where the primary balance allows conditions of slack for the stimulation of economic activity.

Keywords: Public investment, economic growth, public debt, sustainability.

JEL Classification: E62, H62, H63, H68.

1. INTRODUCCION

Una problemática común de las finanzas públicas es la persistente insuficiencia estructural recaudatoria para financiar un gasto público que permita tanto la provisión eficiente de bienes y servicios públicos como el desarrollo de la estructura productiva. El resultado es una insatisfacción de la demanda, existente y futura, de bienes y servicios y un gasto públicos deficitario con potencial para contribuir a la generación de procesos inflacionarios y de desplazamiento de la inversión privada como factores limitantes del crecimiento de largo plazo. Así, convencionalmente se sugiere realizar ajustes fiscales que corrijan los desbalances presupuestales y permita la formación de superávits primarios que garanticen la sostenibilidad del endeudamiento público (Blanchard *et al.*, 1990), debido a que el acceso al financiamiento para el desarrollo de la estructura productiva y social está condicionado por dicha sostenibilidad (Reinhart, Rogoff y Savastano, 2003).

De manera convencional, para limitar el crecimiento del gasto público, los recortes, en primera instancia, recaen en la inversión pública. No obstante, esto puede profundizar o no limitar los efectos recesivos de la actividad económica que, además de generar un costo social, termina ralentizando el desarrollo en lugar de dinamizarlo. Adicionalmente, cuando los ajustes son constantes, se generan efectos de volatilidad presupuestal que terminan por agravar el problema estructural de las finanzas públicas que se pretende resolver. Aunque la solución se encuentra en el diseño de una reforma fiscal que dé sustentabilidad y certidumbre fiscal a largo plazo, su grado de aceptación social es quien finalmente determina su viabilidad en términos de su implantación y alcance. Por consiguiente, si las circunstancias prevalecientes impiden llevar a cabo una reforma fiscal, la implementación de reglas fiscales resulta una opción viable

sin que estas, por su alcance particular, puedan sustituirla, pero sí pueden generar un marco de certidumbre fiscal que contribuya a la disminución de la volatilidad macroeconómica y a procesos de crecimiento sostenido.

Sin embargo, a pesar de que la evidencia internacional muestra la eficacia de las reglas fiscales como mecanismo estabilizador de las finanzas públicas y su empleo es extensivo, conforme sus objetivos particulares¹, el análisis tradicional no las considera como determinantes de la política fiscal, bajo el argumento de que las autoridades fiscales pueden realizar un manejo prudencial sin necesidad de reglas, por lo que al implantarse se podrían generar incentivos para evadirlas y establecerse procesos de inconsistencia dinámica como causa de inestabilidad económica (Neut y Velasco, 2003). Aunque, dadas las distorsiones y sesgos políticos de las decisiones presupuestales prevalecientes en las economías emergentes, el interés por la implantación de reglas fiscales como mecanismos legales, transparentes y obligatorios, que contribuyan a la eliminación de la persistencia de los déficits fiscales y la recurrencia al endeudamiento para su financiamiento ha sido creciente, reconociendo que su eficacia requiere de la transparencia en su formulación, de supuestos y pronósticos validados con evidencia empírica y de mecanismos vinculatorios en su cumplimiento (Kopits y Symansky, 1998 y Persson y Tabellini, 2003).

Derivado de lo anterior, puede asumirse que las reglas fiscales son eficaces para establecer una disciplina fiscal que haga posible la sostenibilidad fiscal de mediano y largo plazo² y considerando que los proyectos de inversión pública, al depender de los recursos públicos disponibles provenientes de los ingresos fiscales o del endeudamiento, genera una disyuntiva con relación a si los costos del financiamiento los deben absorber las generaciones presentes, con efectos directos corrientes, o las generaciones futuras, con efectos indirectos a valor presente, resulta pertinente cuestionarse si es posible

¹ Las reglas fiscales son un instrumento que permite darle sostenibilidad a la política fiscal y reforzar la estabilidad macroeconómica. Se clasifican dependiendo de si su objetivo es el déficit, el endeudamiento o el gasto público. En la práctica fiscal, las reglas del déficit o de la deuda establecen un máximo numérico como porcentaje del PIB, con o sin dependencia del ciclo económico. Por su parte, las reglas de gasto tienen por objeto evitar la discrecionalidad de la política presupuestaria estableciendo máximos en términos de los gastos con fin específico. Así, las reglas fiscales iniciales se establecieron en el Tratado de Maastrich (1992) y se redefinieron en 1999 con el Pacto de Estabilidad y Crecimiento de la Unión Europea (PEC), estableciendo un cumplimiento de presupuesto balanceado o superávit a mediano plazo y un máximo para un déficit extraordinario, así como una razón de deuda/PIB de 60%. Por su parte, las reglas de gasto más comunes se utilizan para el establecimiento de las transferencias intergubernamentales que operan en la mayoría de las economías (Cfr. Kopits, 2004; Lozano *et al.*, 2008 y Barreix y Corrales, 2019).

² Convencionalmente la sostenibilidad fiscal se le interpreta como la condición de comportamiento de largo plazo de los gastos e ingresos públicos, de manera tal que los gastos (incluidos los costos financieros) no puedan desviarse excesivamente de la senda determinada por los ingresos. Esto implica que, aunque el sector público tiene la capacidad de emitir deuda para financiar sus actividades, los recursos a disposición del sector público están limitados por la suma del valor actual de la deuda la que debe ser igual al valor presente descontado de los superávits esperados en el futuro. De esta manera, la política fiscal será sostenible cuando el valor del stock de deuda descontado a valor presente se anule.

establecer una regla fiscal que permita un financiamiento sostenible de la inversión pública destinada a la promoción del desarrollo de las estructuras productivas y sociales capaz de generar efectos positivos en el crecimiento económico. Debido a la insuficiencia en la literatura respecto del tratamiento de la cuestión planteada, se propone la hipótesis de que una regla fiscal de financiamiento con deuda para inversión pública contribuye a reducir el margen del déficit fiscal futuro (en relación con el margen inicial) y, por tanto, hace sostenible la deuda debido a su impacto positivo en el crecimiento económico. Los resultados teóricos y las pruebas empíricas desarrolladas para el caso particular de la economía mexicana muestran una aceptación de la hipótesis.

De esta manera, el trabajo se organiza conforme con lo siguiente: en la sección 2 se realiza una revisión de la literatura que da lugar a la motivación teórico-empírica para la hipótesis planteada. En la sección 3 se analizan las relaciones que existen entre el financiamiento de la inversión pública, la posición fiscal y la actividad económica, desarrollando un modelo a base de la composición del gasto público y la posición fiscal que originan un proceso de financiamiento sostenible de la inversión pública con efectos en el crecimiento económico. La sección 4 presenta los resultados empíricos de la contrastación del modelo para la economía mexicana mostrando las pruebas de estimaciones y robustez del modelo, donde se simulan los efectos dinámicos derivados de una política de financiamiento sostenible de la inversión pública y sus efectos en la actividad económica. Finalmente se presentan las conclusiones.

2. REVISION DE LA LITERATURA

La conceptualización en relación con la capacidad de la intervención pública encontró un espacio de desarrollo con lo propuesto por Keynes (1936) respecto del papel del gasto público. Los planteamientos de Keynes destacan que la prevalencia en las economías de una tendencia al desequilibrio entre oferta y demanda agregada y la imposibilidad de que se autorregulen, se manifiesta en fluctuaciones económicas que generan desempleo y bajos niveles de producción con altos niveles de incertidumbre en torno a las decisiones de los agentes económicos. De esta manera, el argumento keynesiano sostiene que si la política económica utiliza el gasto público, entonces podrá incentivarse la demanda efectiva, corregir los desajustes y favorecer un clima de cooperación que permita la creación de riqueza mediante la expansión de la actividad económica³.

³ Aunque el argumento del multiplicador señala que el gasto público dinamiza la demanda agregada y contribuye al aumento del producto, resulta importante destacar que Keynes establece una relación inicial entre la inversión privada y la actividad económica, donde el impulso de la primera tiene la capacidad de incidir en el nivel de empleo y este en el nivel de ingreso, conforme con las expectativas de los empresarios. Pero, para que el gasto público pueda tener la efectividad requerida, es necesario que el nivel de producción y de empleo se asuman como indeterminados. De esta manera, se permite convertirlos en variables dependientes y resulta posible entonces manipular los niveles de producción

Lo anterior contrasta con los planteamientos neoclásicos que presuponen un mecanismo de mercado cooperativo, eficiente y autorregulador en la asignación de recursos. En consecuencia, cualquier incremento en el gasto público, independientemente de su volumen o tipología, tiene que ser compensado por un alza de los impuestos, presentes o futuros. Por tanto, los efectos directos e indirectos del gasto público generan un efecto desplazamiento⁴.

Pero, independientemente de la vertiente teórica adoptada, no resulta erróneo deducir que la política fiscal es producto de decisiones en torno a los gastos e ingresos públicos, ya sea para redistribuir el ingreso, contribuir a la estabilidad macroeconómica y financiera o fomentar el crecimiento económico. A este respecto, el análisis convencional de la inversión pública se ha centrado en mostrar su capacidad dinámica para incentivar la actividad económica y constituirse en un instrumento esencial para el desarrollo de las políticas públicas complementarias a las metas socialmente deseables (Scitovsky, 1954).

A pesar de la discrepancia en la utilización del gasto público, el consenso keynesiano en torno a considerar a la inversión pública como un catalizador de la demanda agregada se potenció con los trabajos de Lucas (1988), Aschauer (1989), Barro (1990), Easterly y Rebelo (1993) y Gloom y Ravikumar (1994), al vincular el gasto público con el crecimiento económico, fortaleciendo su papel como un determinante de la actividad económica donde la elección del tipo de gasto, más que su volumen, es lo que termina afectando la productividad, el crecimiento y el bienestar de los agentes. Sin embargo, debido a que a las decisiones de gasto se limitan por las disposiciones de recursos, Futugami, Morita y Shibata (1993), Lee, Pesaran y Smith (1997), Kneller, Bleaney y Gemmell (1999) destacaron la importancia del financiamiento impositivo de la inversión pública, encontrando resultados contrastantes dependiendo del tipo de impuestos considerados, si son distorsionantes o no, o derivados de una metodología en particular. Esto significa que, si bien es cierto que podría lograrse un mayor ritmo de crecimiento vía una mayor inversión pública, su financiamiento también requiere de una mayor tasa impositiva que podría terminar reduciéndolo, sobre todo cuando se afecta negativamente la capacidad de incrementar los niveles de producción y bienestar por la disminución del ingreso disponible.

y de empleo por medio de cambios en los niveles del gasto público en general y de la inversión pública en particular.

⁴ El efecto desplazamiento considera que la inversión pública desplaza a la inversión privada debido a que los efectos del gasto público en el nivel de producción son independientes de los generados por las asignaciones privadas de los factores productivos. Por consiguiente, incrementos en el gasto público, si bien aumenta temporalmente el nivel de producción, afecta de manera negativa al consumo privado debido a una sustitución intertemporal en el esfuerzo laboral, por efectos riqueza. Esto incide en una menor demanda que debe ser absorbida por la inversión privada, reduciendo tanto los rendimientos como los incentivos a invertir, completándose así el mecanismo de desplazamiento que, en última instancia, termina por inhibir el crecimiento de la productividad y de la producción impactando negativamente a la actividad económica (Baxter y King, 1993).

Alternativamente, Diamond (1965), Grenier (2007), Reinhart y Rogoff (2010), Herndon, Ash y Pollin (2014), Bom y Ligthar (2014), Panizza y Presbitero (2014), Ferreira de Mendonça y Rangel Machado (2014), entre otros, encontraron que si se considera el financiamiento vía endeudamiento, los impactos de la inversión pública en la actividad económica dependerán de si la fuente de financiamiento es interno o externo, de la composición y niveles de deuda o del manejo de la deuda. No obstante, Checherita-Westphal y Rother (2012) muestran que el déficit primario y el nivel de deuda elevado tienen un efecto negativo en el PIB per cápita, afectando con ello el crecimiento económico de los países considerados de la Eurozona, y constituyen los canales de transmisión para el desplazamiento de la inversión pública y privada, la disminución de la productividad y el aumento en las tasas de interés. En esta línea, Ostry, Ghosh y Espinoza (2015) encuentran que un elevado nivel de deuda, en conjunto con un ajuste tributario necesario para la sostenibilidad de la política fiscal, tienen efectos en la eficiencia, en términos que afecta negativamente a las asignaciones de inversión privada y pública, cuyo resultado es un menor crecimiento económico.

Por lo anterior, es evidente que el análisis de la inversión pública no puede excluirse de las metas fiscales, en términos de sus requerimientos financieros, la sostenibilidad fiscal y sus efectos económicos. Sin embargo, aunque hay consenso en la utilización de reglas fiscales para el cumplimiento de las metas fiscales, convencionalmente se excluye a la inversión por medio del establecimiento de reglas fiscales conocidas como reglas doradas por su claridad, flexibilidad y capacidad de cumplimiento (Kopits y Symansky, 1998). En estos términos, el análisis se ha centrado en el financiamiento sostenible de la política fiscal, considerando un gasto público general, con o sin utilización de reglas fiscales.

Entre los estudios que analizan la sostenibilidad fiscal sin emplear reglas fiscales se encuentran los de Bohn (2007), quien mostró que si una política fiscal es compatible con una serie integrada de razón deuda/PIB de cualquier orden, resulta sostenible en el tiempo. De acuerdo con la experiencia reciente, esta situación puede ocurrir si el gobierno honra al menos los intereses de la deuda, pero sin reducir la relación déficit/PIB (Kiran, 2011). Empíricamente la cuestión resulta debido a que o bien los ingresos y gastos públicos evolucionan juntos y no tienen una relación a largo plazo con la razón deuda/PIB (Quintos, 1995) o bien es posible que las series de ingresos y gastos estén cointegradas, pero que el déficit primario permanezca en una trayectoria ascendente, de modo que la deuda nunca se pague efectivamente (Leachman *et al.*, 2005).

Por su parte, Von Hagen y Harden (1995), Schaechter *et al.* (2012), Afonso y Guimaraes (2015) y Badinger y Reuter (2017) destacan la relevancia de las reglas fiscales como un instrumento efectivo para mantener una responsabilidad fiscal⁵, en términos de prevenir desbordamientos posibles en la acumulación de la deuda pública,

⁵ No obstante, Bergman, Hutchison y Hougaard (2016) encuentran, en un análisis de panel dinámico para 27 economías de la Unión Europea, un *trade-off* institucional entre las reglas fiscales y la eficiencia gubernamental como pilar de la sostenibilidad fiscal, siendo la regla de balance presupuestal la más efectiva entre todas.

y contribuir al acceso de mercados internacionales de deuda, reduciendo el costo por el uso del capital. Sin embargo, a pesar de la evidencia encontrada, Heinemann, Osterloh y Kalb (2014) y Afonso y Tovar (2019) muestran que, dentro del análisis de la identificación de los efectos dinámicos de las reglas fiscales, es recurrente la posibilidad de confundir correlación con causalidad entre la regla fiscal y el déficit público que pueda generar vínculos espurios, al grado de proponer que una deuda inicial elevada conduzca a la adopción de una regla, en lugar de proponer una regla para evitar el desbordamiento de la deuda. Asimismo, Ardanaz, Barreix y Corrales (2019), del análisis de las reglas fiscales que operan en América Latina, concluyen que la introducción de una regla fiscal no es garantía para la sostenibilidad fiscal.

3. UN MODELO DE FINANCIAMIENTO SOSTENIBLE DE INVERSION PUBLICA

Convencionalmente, el análisis de la inversión pública asume, al menos, la existencia de efectos indirectos en la formación de capital privado y, por consiguiente, en el crecimiento económico. No obstante, para que las asignaciones de inversión pública sean eficientes y generen los efectos esperados en la actividad económica, deben ser racionales y democráticas. De no ser así, los riesgos macroeconómicos derivados de la acumulación de deuda pública o expansión monetaria requerida para su financiamiento pueden llevar a la pérdida de oportunidades de inversión alternativas, limitando sus rendimientos futuros y, en consecuencia, afectando al desempeño económico (Arrow y Lind, 1970). Esto significa que la inversión pública, al estar limitada por la restricción presupuestal del sector público y determinar esta su priorización y composición, requiere encontrar fuentes de financiamiento que resulten fiscalmente sostenibles.

De esta manera, a efecto de encontrar una relación entre la trayectoria intertemporal de solvencia fiscal y las condiciones de priorización y composición de la inversión pública que sean compatibles con su financiamiento sostenible, inicialmente se retoma lo señalado por Glomm y Ravikumar (1994), Devarajan, Swaroop y Zou (1996) y Hernández (2009) en torno a la composición del gasto público y sus efectos en el crecimiento económico. Ello implica asumir que la distribución del gasto público, $G(t)$, se realiza en una fracción fija, θ , consistente en transferencias no monetarias en salud, educación o gastos en infraestructura social que mejoran la calidad de vida y, por esta razón, la productividad del trabajo, (θ_L), gastos en infraestructura física o económica que inciden en la productividad del capital, (θ_K), derivados de gastos en inversión pública (o de capital), y en gastos de administración (corrientes) del sector público, (θ_M). Si el financiamiento público es exclusivamente impositivo, $T(t) = \tau Y(t)$, determinado por la tasa impositiva, τ , aplicada proporcionalmente al ingreso, $Y(t)$, y limitado a los gastos corrientes; entonces, para ejercer gastos en inversión pública, la fuente de financiamiento tiene que ser el endeudamiento. De ser así, el financiamiento del flujo del gasto público está dado por

$$G(t) = (\theta_L + \theta_K + \theta_M) \cdot G(t) = G_c(t) + I_p(t) = T(t) + \Delta D(t) = \tau Y(t) + \Delta D(t) \quad (1)$$

Donde I_p es la inversión pública que es financiada con deuda, ΔD , y presupuestalmente puede considerarse como gasto que se destina a la creación de infraestructura física, (θ_K). Esto en contraposición con el gasto para la provisión pública de bienes y servicios, tales como educación, salud, vivienda, entre otros, considerado como gasto social que contribuye a la formación de una infraestructura social (θ_L). Sin embargo, resulta importante mencionar que ambos tipos de gasto contribuyen al desarrollo de las estructuras productivas que pueden afectar positivamente al crecimiento económico. Así, la distribución del gasto público puede expresarse como: $\theta_L + \theta_K + \theta_M = 1$. En caso que $\theta_M = 1$, esto significa que el gasto público se destina exclusivamente a gastos corrientes (de operación). Pero, por la imposibilidad de que $\theta_M = 0$, resulta entonces que los gastos públicos corrientes terminan por determinar a los gastos de inversión, dependiendo del volumen de su financiamiento o de su distribución.

De la expresión (1) puede deducirse que la política fiscal es el resultado de las decisiones de gobierno respecto de impuestos y gasto, donde el diseño de la política de gasto público, de deuda pública y de política tributaria condiciona la posición fiscal del sector público y afecta, directa o indirectamente, a las variables macroeconómicas (Blinder y Solow, 1972). Por tanto, considerando que la posición fiscal del sector público se determina por la diferencia de los gastos públicos más el servicio de la deuda pública o costo financiero, $rD(t)$, respecto de los ingresos netos tributarios; resulta entonces que el déficit público, ($DF(t)$), que cumple con la restricción presupuestal intertemporal del gobierno (RPIG), es una restricción de liquidez dinámica, dependiente del costo financiero, que relaciona los flujos de gasto con las necesidades de financiamiento del sector público y expresa la trayectoria temporal de la posición fiscal

$$\dot{DF}(t) = rD(t) \quad (2)$$

De esta expresión, puede deducirse que si el déficit público es generado por la decisión de financiamiento a la inversión del sector público, ello también provoca una acumulación del capital público que se agrega al *stock* inicial de infraestructura o capital público generado por decisiones pasadas de inversión pública. Esto significa que el gobierno puede elegir una política pública que asuma reglas fiscales con decisiones de inversión pública que generen adiciones al acervo total de capital de la economía, por medio de la formación del capital público, K_p , equivalente al *stock* agregado de infraestructura pública, disponible para todos los agentes de la economía en cualquier instante del tiempo. Si el financiamiento público es impositivo, pero limitado a los gastos corrientes, para ejercer gastos en inversión pública la fuente de financiamiento tiene que ser el endeudamiento.

No obstante, la acumulación del capital público requiere que se sustituya el capital público depreciado y se genere infraestructura adicional para la incorporación

poblacional, entonces tiene que considerarse a la inversión pública y al valor del capital público, $\vartheta K_p(t)$, como determinantes adicionales de la trayectoria de la posición fiscal. Esto significa que se requiere un proceso de financiamiento de la inversión pública determinada por la posición fiscal, por lo que podemos reescribir la expresión (2) de forma

$$\dot{D}F(t) = \dot{D}(t) + rD(t) = [G(t) - T(t)] - \vartheta K_p(t) + I_p(t) + rD(t) \quad (3)$$

De dicha expresión se puede observar que el déficit público, a pesar de que pueda cumplir con la RPIG, se acelera a medida que el costo intertemporal de los recursos que exigen los acreedores en el mercado por intermedio de la tasa de interés se incrementa o porque el *stock* de deuda es elevado, manteniendo un déficit primario nulo. Sin embargo, si el capital público genera valor en el futuro por encima de los pasivos del financiamiento adquirido en el presente, incluidos los pasivos contingentes, la posición fiscal puede transitar de deficitaria a superavitaria. Esto implica que cuando el gobierno de un país decide endeudarse para financiar su inversión pública, sus decisiones de gasto deben soportar proyectos que redunden en ingresos públicos futuros a valor presente y, de esta manera, se disponga de un superávit primario esperado, a valor presente, que sea suficiente para compensar el nivel de endeudamiento actual haciendo que su valor esperado, a valor presente, tienda a anularse. Esto resulta determinante para las decisiones de financiamiento público de las economías, pues una acumulación excesiva de deuda pública contribuye a la generación de presiones en la tasa de interés, incidiendo de manera negativa en el financiamiento de la inversión privada y, por tanto, en el desempeño económico⁶.

Por lo anterior, la dinámica fiscal debe generar correcciones en la posición fiscal con el fin de mantener posiciones superavitarias al ritmo que crece la deuda. Así, si consideramos una situación donde el gobierno puede financiar con endeudamiento sus gastos de inversión, dada por la diferencia entre costo financiero de la deuda y el superávit fiscal⁷ registrado, puede plantearse la trayectoria de la deuda por medio de la siguiente expresión:

⁶ Por ejemplo, Greiner y Hausch (1998) analizan los impactos de los parámetros fiscales en la tasa de crecimiento, considerando un modelo que permite el financiamiento de la inversión pública vía el endeudamiento, y concluyen que pueden existir impactos positivos en la tasa de crecimiento económico cuando el capital público estimula la inversión y la deuda pública no distorsiona la asignación de recursos en el largo plazo. Esta conclusión la refuerza Grenier y Fincke (2015) quienes desarrollan un modelo que permite el financiamiento de la inversión pública vía el endeudamiento y concluyen que puede existir un impacto positivo en la tasa de crecimiento balanceado debido a un efecto *crowding-in*, ya que la inversión pública estimula el capital y la deuda pública no distorsiona la asignación de recursos en el largo plazo. De esta manera, para promover el desempeño económico, los gobiernos pueden valerse, entre otras herramientas fiscales, de la inversión pública.

⁷ De acuerdo con Aschauer (1998), el uso que se le podría dar al superávit es para financiar la inversión pública, en lugar de destinarlo al pago de deuda, a incrementos en el gasto público diferente a la inversión pública o al recorte de impuestos.

$$\dot{D}(t) = r(t)D(t) - S(t) \quad (4)$$

donde $S(t)$ es el superávit primario aportado por la diferencia entre los ingresos y los gastos públicos incorporando, en los ingresos, el valor del capital público y, en los gastos, la inversión pública presupuestada, conforme con lo expresado en la ecuación (3).

Resolviendo la expresión (4), tenemos que el valor corriente de la deuda es igual a la suma de los superávits primarios futuros descontados (o restricción de préstamo en valor presente) y establece la trayectoria del financiamiento sostenible de la inversión pública:

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-r(t)} (T(t) - G(t)) dt \geq D(0) \quad (5)$$

De esta manera, si consideramos que la solvencia de un deudor está dada por su capacidad de pago asociada; entonces, puede afirmarse que la liquidez de un gobierno está ligada con su solvencia en el largo plazo denominada como condición no Ponzi. Esta condición impide que la deuda se renegocie, reestructure o desconozca y, en la práctica, significa sostener una determinada razón deuda/PIB que permita asegurar que el endeudamiento no explotará. Asimismo, las condiciones necesarias de solvencia y sostenibilidad de la posición fiscal requieren que el superávit público a valor presente deberá ser mayor o igual al monto de la deuda inicial. Esto es consistente con el Teorema de la Equivalencia Ricardiana, cuyo planteamiento establece que el impacto fiscal del gasto público carece de efectos de primer orden sobre la economía (Barro, 1974). No obstante, lo anterior requiere que debe cumplirse el supuesto de que la economía presente una situación donde no se genere capital público, $\partial K(t) = I_p(t) = 0$, tal que impida externalidades positivas en las asignaciones de consumo e inversión privados.

Pero si se asume que el gasto en inversión pública se destina a la generación de infraestructura física que permite la acumulación de capital público, su financiamiento podrá darse por la diferencia entre la inversión que puede ser financiada por impuestos o con deuda. Esto se establece por la expresión

$$I_p(t) = i_p T(t) - \beta D(t) \quad (6)$$

Donde i_p es la fracción de los ingresos tributarios que se destinan a la inversión y β resume la relación entre el superávit como porcentaje del PIB ante modificaciones en la razón deuda/PIB; es decir, $\frac{\partial S(t)/Y(t)}{\partial D(t)/Y(t)} = \beta$.

De manera alternativa, suponiendo que los ingresos fiscales por tributación, como razón del PIB, son equivalentes a una tasa fija; esto es $\frac{T(t)}{Y(t)} = \tau$, entonces podemos transformar la expresión (6) a la forma siguiente:

$$I_p(t) = T(t) - \varphi Y(t) - \beta D(t) = T(t) \left(1 - \frac{\varphi}{\tau} \right) - \beta D(t) \quad (7)$$

donde $i_p(t) = 1 - \frac{\varphi}{\tau}$ y φ es un parámetro que recoge los efectos marginales del superávit primario ante las variaciones en el producto: $\frac{dS(t)}{dY(t)} = \varphi$

En consecuencia, de (7) se pueden tener dos casos: primero, si $1 > \frac{\varphi}{\tau}$, esto significa que gran parte de los ingresos tributarios no son utilizados para pagar el servicio de la deuda y la inversión pública puede ser financiada por la vía tributaria. En el caso contrario, $1 < \frac{\varphi}{\tau}$, tendremos una situación donde la mayor parte de los ingresos tributarios se destina al servicio de la deuda y la inversión tendrá que financiarse vía el endeudamiento.

De esta manera, si a la expresión (4) se le incorporan los ingresos fiscales y el superávit permite el financiamiento de la inversión pública, entonces, en equilibrio, la acumulación de deuda puede expresarse como:

$$\dot{D}(t) + T = r(t)D(t) + I_p(t)$$

o de forma equivalente, sustituyendo en $I_p(t)$ la expresión (6):

$$\dot{D}(t) = (r - \beta)D(t) + T(t)(i_p - 1) \quad (8)$$

Esto significa que la acumulación de deuda impone restricciones al gobierno para controlar la inversión, pues un incremento en la deuda pública implica una reducción en la inversión pública. La lógica yace en el balance primario, ya que deberá incrementarse el superávit para mantener una política de inversión pública sostenible cuando la deuda se incrementa. En este sentido, i_p resulta de relacionar la inversión pública y los impuestos y refleja cuánto de los ingresos tributarios se destinan a inversión del sector público y, por tanto, a la deuda. Si lo suponemos como un coeficiente dado, entonces la política de deuda responderá a movimientos en los parámetros β y φ , por lo que las variaciones en i_p se deberán principalmente a las variaciones del coeficiente φ y los incrementos en la inversión pública, indicados por un incremento en el coeficiente i_p , generarán incrementos en el déficit público.

Sin embargo, aunque a corto plazo un incremento de la inversión pública genere un déficit público y ello implique un mayor endeudamiento público, en el largo plazo la trayectoria a valor presente de la acumulación de deuda será sostenible si la tasa de interés real resulta menor a la tasa de crecimiento de la economía, sujeta a una restricción no Ponzi que evite que la acumulación de la deuda tienda al infinito y que su valor futuro a valor presente tienda a anularse. Esto significa

que la restricción intertemporal presupuestaria del gobierno se satisface si la razón del superávit primario/PIB es una función positiva lineal de la razón deuda/PIB. En consecuencia, la sostenibilidad de la deuda queda definida a partir de la restricción presupuestal del gobierno y esta se justifica cuando la proporción de la deuda respecto de la tasa de interés y la tasa de crecimiento económico converge al valor inicial. Esto implica que, en estado estacionario, para financiar la deuda se requerirá varios superávits primarios combinados con una mayor tasa de crecimiento económico que tienda a una razón deuda/PIB mayor. De esta manera, el financiamiento de la inversión pública podría ser con deuda pública, siempre y cuando sea sostenible; es decir, cuando al monto inicial de deuda contratada corresponda a un valor positivo de los balances primarios futuros.

Así, es admisible la posibilidad de que una política fiscal expansiva, basada en el financiamiento sostenible de la inversión pública, tenga efectos positivos en la actividad económica. Para alcanzar esto último se requiere un manejo fiscal que privilegie el fomento económico mediante la reorientación del gasto en inversión pública que revitalice la infraestructura pública y genere externalidades positivas de la productividad factorial. En consecuencia, resulta relevante establecer mecanismos que permitan imponer cierta disciplina en el uso de los recursos del gobierno financiados por deuda. En este caso, el mecanismo viable es una regla fiscal que, normativamente y ante la presencia de eventos inesperados, puede limitar el crecimiento del déficit y los sesgos en el endeudamiento que tengan como fin la disminución de la inversión pública para reducir la volatilidad en las fluctuaciones del producto y la presión en las finanzas públicas. Lo anterior implica que la regla fiscal también puede ser utilizada como un mecanismo que contribuya a resolver el problema de la inconsistencia temporal al restringir el comportamiento del gobierno (Persson y Tabellini, 2002).

Asimismo, si consideramos que los impactos de una meta fiscal de la inversión pública se pueden reflejar en el establecimiento de un balance fiscal de equilibrio entonces, cuando la inversión pública requiera ser financiada con deuda, pero prevalezca un déficit público, la imposición de una regla fiscal puede permitir un tope de financiamiento sostenible de la inversión pública determinado por el balance corriente y los retornos netos del patrimonio acumulado. Esto significa que si en la economía prevalece una razón déficit público/PIB, γ , y se impone una regla de financiamiento sostenible sobre la razón inversión pública/PIB, $i_p^{RF}(t)$, la que no deberá ser mayor a dicha tasa más la razón balance corriente/PIB, $bc(t) = \tau(t) - g(t)$, más el retorno neto sobre el patrimonio del capital público como proporción del PIB, $\vartheta k_p(t) - rd(t)$. Así, la ecuación (3) puede expresarse como:

$$i_p^{RF}(t) \leq \gamma + bc(t) + \vartheta k_p(t) - rd(t) \quad (9)$$

Es importante notar que el parámetro γ , al ser una decisión de política económica que puede ser impuesta por autoridades legislativas, influirá en el carácter expansivo

de la política fiscal de gasto en inversión, la que se encontrará limitada por un tope de endeudamiento debido al balance fiscal y a las metas fiscales establecidas.

De esta manera, si se eliminan los límites de los fondos disponibles para financiar la inversión pública, se requerirá que el valor del superávit primario, como proporción del PIB, sea, en promedio, mayor que los intereses netos de la deuda, lo que significa trasladar la regla fiscal al balance corriente requerido como proporción del producto y, para nulificar un riesgo de *default*, endogeneizar de manera procíclica el crecimiento de la inversión pública al gasto público condicionado al incremento en la producción o, de forma equivalente, a la suma de las tasas de tributación y del tope deficitario. De esta manera, la expresión (9) puede reescribirse como:

$$bc(t)^{RF} = \tau(t) + \vartheta k_p(t) - g(t) - rd(t) \geq 0 \quad (10)$$

Esto significa que el espacio fiscal, para que la deuda financie la inversión pública y se incluya dentro de las metas fiscales, requiere establecer una regla que castigue menos a la inversión pública cuando el ingreso público es mayor que el retorno neto del capital, ya que permite a los gobiernos acceder al mercado de capitales para financiar una inversión pública mayor sin necesidad de incrementar los impuestos; esto es: $\tau(t) - g(t) \geq rd(t) - \vartheta k_p(t)$. Por tanto, en un marco de sostenibilidad fiscal compatible con el crecimiento económico, puede permitirse un mayor grado de inversión si no se establecen límites al incremento de deuda en un año dado. Así, los beneficios derivados de los proyectos de inversión generan equidad intergeneracional, porque el producto de las decisiones de inversión es utilizado por generaciones futuras, sin omitir que parte del costo por emisión de deuda son pagadas por ellas mismas por lo que los riesgos que provoca una disminución en los incentivos para los proyectos con una elevada calidad, puede comprometer la sostenibilidad.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA: MÉXICO, 2001.I-2019.II

La existencia de desequilibrios en la economía mexicana desde la década de 1970, se ha reflejado en una persistente posición deficitaria de las finanzas públicas que para corregirla se ha tenido que recurrir a constantes ajustes fiscales y a la implementación de 5 reformas fiscales en 1980, 1999, 2003, 2008 y 2014. Sin embargo, los mecanismos de eficiencia recaudatoria generados y el ejercicio ineficiente del gasto público han limitado los alcances de las reformas (Sobarzo, 2007 y CIEP, 2016).

Por tanto, con el fin de normar el diseño y ejercicio presupuestal, con la aprobación en 2006 de la Ley Federal de Presupuesto y Responsabilidad Hacendaria (LFPRH) y su modificación en 2015, se estableció la regla fiscal del presupuesto balanceado que ha operado de 2006 a 2014 y de 2015 hasta la fecha. Esta regla es complementaria a las dos reglas fiscales de endeudamiento establecidas en el artículo 73 de la Constitución

Política de los Estados Unidos Mexicanos. Dichas reglas establecen el máximo de endeudamiento permitido en el ejercicio fiscal a cargo del Gobierno Federal y el impedimento para que las entidades federativas recurran al endeudamiento externo, respectivamente. En ambos casos, se establece que el endeudamiento debe ser para apoyar la ejecución de proyectos que generen un incremento en los ingresos o en situaciones de emergencia. No obstante, aunque la regla de presupuesto balanceado enfatiza mantener un equilibrio presupuestario, no contempla límites al gasto o sus componentes y, por tanto, tampoco al endeudamiento, porque permite incurrir en déficit públicos de carácter transitorio si las condiciones macroeconómicas lo ameritan. Por tanto, aunque legalmente se manifiesta una restricción presupuestal, en la práctica lo predominante es una laxitud presupuestal verificada por la evidencia empírica (Cfr. Revilla, 2019). Esta contradicción refleja el grado de desarrollo institucional y del incumplimiento *de facto* de las reglas fiscales prevalecientes. De aquí resulta común una aprobación presupuestal donde los gastos se ajustan a los ingresos, pero, en el ejercicio presupuestal, los gastos terminan siendo superiores a los ingresos, generándose un endeudamiento recurrente incapaz de generar incrementos en los ingresos.

De la misma manera, no puede omitirse que los compromisos adquiridos por la autoridad fiscal en materia de deuda se asocian significativamente con la política de ingreso y gasto público, actual y futura, por medio de la evolución de la razón deuda/PIB, como una forma de expresar la trayectoria de los desequilibrios fiscales generados por decisiones discrecionales en materia de gasto e ingreso público. De esta manera, en el análisis de la sostenibilidad fiscal en México, los resultados empíricos son ambivalentes. Mientras los trabajos de Werner (1992) y Solís y Villagómez (1999) muestran que la política fiscal de la década de 1980 no fue sostenible; Sales y Videgaray (1999), Santaella (2001) y Schwartz, Tijerina y Torre (2004) muestran una sostenibilidad de la política fiscal. La diferencia se encuentra en la consideración o no de los pasivos contingentes establecidos en el presupuesto no programable.

Por tanto, para estimar empíricamente los efectos dinámicos del impacto de la inversión pública financiada con deuda en la economía mexicana, resulta pertinente considerar las elasticidades resultantes de los indicadores de sostenibilidad fiscal. Esto implica postular una expresión para un conjunto de variables macrofiscales en series de tiempo, Y_t , en función de sus rezagos, Y_{t-p} , y de un componente aleatorio, u_t :

$$Y_t = Y_{t-p} + u_t \quad (11)$$

Sin embargo, para identificar y evaluar cómo los posibles *shocks* de una variable de control afectan a las variables en consideración y cómo se retroalimentan en el tiempo, resulta conveniente proponer y estimar una función impulso-respuesta (FIR) que nos permitirá evaluar la hipótesis respecto de si una regla fiscal de financiamiento para la inversión pública contribuye a reducir el margen del déficit fiscal futuro de manera sostenible. Por tanto, se especifica la siguiente función en su forma reducida:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_i Y_{t-p} + \delta_i RF_t + u_t \quad (12)$$

Donde el vector Y_t es el vector de variables fiscales asociadas y RF_t es un vector de *dummies* (o variables ficticias) que capturan la regla fiscal, cuyos valores son 1 en caso de superávit que represente la posibilidad de endeudamiento para inversión pública y 0 en otro caso. β_i y δ_i son los coeficientes respectivos del vector de variables fiscales y de la regla fiscal, respectivamente; y p son los rezagos requeridos para generar series estacionarias que eviten obtener resultados espurios. Por tanto, retomando la expresión (10), la función de reacción fiscal por estimar puede expresarse:

$$bp_t = \beta_0 + \beta_1 bp_{t-p} + \beta_2 ip_{t-p} + \beta_3 d_{t-p} + \beta_4 cf_{t-p} + \delta_1 d_t ip_t rf_t + u_t \quad (13)$$

La que considera al balance primario, bp_t , el endeudamiento total, d_t , el costo financiero, cf_t , y a la inversión pública, ip_t , como variables macrofiscales como proporción del PIB. La ecuación (13) permite expresar las relaciones de sostenibilidad y responsabilidad fiscal conjunta, planteadas por las ecuaciones (10) y (12), y establecer proyecciones fiscales de los resultados en el balance primario, cuando la deuda es utilizada para financiar los proyectos de inversión. Esto implica el uso de una regla fiscal, $d_t ip_t rf_t$, como una variable de interacción que se puede representar por una variable *dummy* con valor de 1 cuando se aplica y 0 en otro caso. El signo esperado del coeficiente de la variable de interacción que considera la aplicación de una regla fiscal, representada por la inversión pública con financiamiento por endeudamiento, debe ser positivo para generar sostenibilidad fiscal con efectos positivos en la actividad económica. Aunque el término constante puede tomar cualquier valor, un valor estimado positivo reforzaría los resultados esperados.

De acuerdo con la información trimestral para el periodo 2001/I-2019/II, correspondientes a las series de los saldos históricos de los requerimientos financieros del sector público (SHRFSP) como indicador de la deuda total (d_t), al costo financiero (cf_t), al balance primario (bp_t) y a la inversión pública física (ip_t), como proporción del producto interno bruto (PIB), se obtuvieron de las *Estadísticas Oportunas de las Finanzas Públicas* de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público y del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)⁸.

El comportamiento de las variables macrofiscales mencionadas se observa en la Gráfica 1.A del anexo y sus estadísticos descriptivos se presentan en el Cuadro 1, donde, de acuerdo con los resultados, empíricamente puede inferirse un comportamiento de

⁸ Es importante destacar que, en la elección del periodo, la consideración primordial fue el contar con datos consolidados. Sin embargo, es importante destacar que la información fiscal del 2018 y 2019 es preliminar, en tanto que las Cuentas Públicas de dichos años no han sido aprobadas por el Congreso, conforme con la normatividad respectiva.

caminata aleatoria con tendencia estocástica para la deuda total e inversión pública y estacionalidad en todas las variables.

CUADRO 1

ESTADISTICOS DE VARIABLES MACROFISCALES, 2001Q1-2019Q2

Estadístico	PIB	Inversión pública	Balace primario	Costo financiero	Deuda total SHRFSP
Media	15,425,335	155,600	0,23	0,67	42,69
D.E.	1,861,158	69,334	0,76	0,25	8,19
Mínimo	12,415,541	50,161	-0,92	0,23	32,01
Máximo	19,037,446	318,726	2,37	1,17	57,42
Observaciones	74	74	74	74	74

D.E.: Desviación estándar.

Fuente: Elaboración propia con datos de SHCP, BANXICO e INEGI.

Económicamente, el comportamiento observado puede explicarse en términos de que, para enfrentar la caída de la producción del 2009, la autoridad fiscal recurrió a una política fiscal expansiva basada en incrementar la inversión pública financiada con endeudamiento externo. Por tanto, a partir del 2010 la posición fiscal presenta un cambio en el signo fiscal acompañado de una variación positiva del endeudamiento neto⁹. Esto generó que, durante el periodo de análisis, el balance primario alcanzara un máximo de 2 por ciento como proporción del PIB, pero, a partir de 2009, mostró mayor volatilidad. En tanto, los recursos provenientes de la deuda han mostrado una tendencia positiva, con un máximo de 57,42 y 33,01 por ciento como proporción del PIB, respectivamente.

A causa de la variabilidad que se presenta en las series de las variables macrofiscales, ello hace suponer la no estacionariedad de las series. Por consiguiente, para verificarlo se contrasta la hipótesis de estacionariedad mediante la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA), cuyos resultados se presentan en el Cuadro 2 y muestran que, aunque las series no podrían considerarse estacionarias en niveles, sí lo son en primeras diferencias, sin generar problemas serios de correlación serial. La prueba Im, Pesaran y Shin, confirma lo anterior para las series en conjunto.

⁹ De acuerdo con Moreno-Brid, Pérez y Villarreal (2018), el incremento del déficit fiscal es producto del aumento del gasto más que de un debilitamiento del ingreso. No obstante, el gasto corriente y la inversión física mostraron un comportamiento divergente, donde las pensiones y los subsidios incrementaron su participación.

CUADRO 2
PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

Variable	Niveles			Diferencias		
	t-estadístico	Durbin-Watson	Probabilidad	t-estadístico	Durbin-Watson	Probabilidad
Balance primario	-1,625560	2,167636	0,4646	-19,20194	2,22688	0,0001
Costo financiero	-1,326761	1,717296	0,6131	-14,39744	1,74057	0,0001
Deuda total	-0,221245	1,986462	0,9300	-4,055861	1,988124	0,0021
Inversión pública	-1,29139	2,006115	0,6296	-4,849721	1,993571	0,0001
PIB	-2,806685	1,900653	0,0626	-7,813459	1,687175	0,0000
Im, Pesaran y Shin	W-Stat 0,06281		0,5250	W-Stat -22,8422		0,0000

Fuente: Elaboración propia de estimaciones realizadas en el *software Stata*.

Sin embargo, es importante mencionar que la prueba DFA, al no considerar los posibles cambios estructurales presentes en las series, fortalece la relación entre los *shocks* con las raíces unitarias, por lo que es probable que los *shocks* ocurridos en algún punto sean permanentes y acumulativos, afectando la correcta especificación de las relaciones entre las series (Perron, 1989). Para evitar que lo anterior genere estimaciones espurias, Bai y Perron (2003) proponen varias pruebas para estimar los puntos de quiebre de una serie que minimice la suma de residuos al cuadrado tal que permita establecer una interrelación de estabilidad entre las variables consideradas.

De esta manera, la presencia de cambio estructural se verifica por las pruebas “doble máximo” y “comparativa de quiebre” de Bai-Perron. En el Cuadro 3 se verifica que existen dos quiebres estructurales en el primer trimestre de 2007 y en el cuarto trimestre de 2014, los que difieren parcialmente del resultado obtenido por Catalán (2013), quien muestra un cambio estructural en la posición fiscal para 2007 y 2009, provocado por el endeudamiento externo¹⁰.

¹⁰ Es importante resaltar que la diferencia se debe a que el análisis de Catalán (2013) cubre el periodo 1990-2012.

CUADRO 3

PRUEBAS BAI-PERRON DE CAMBIO ESTRUCTURAL

Cambio	Fechas de cambio	Criterios de información		Prueba secuencial F	
		Schwarz	LWZ	Scaled F-statistic	Valor crítico 5%
m = 0		-0,815898	-0,643437		
m = 1	2015q2	-0,951636	-0,558369	F(0/1)=34,19108	16,19
m = 2	2007q1, 2014q4	-0,958353	-0,337539	F(1/2)=21,01548	18,11
m = 3	2006q3, 2009q1, 2015q2	-0,893774	-0,037409	F(2/3)=8,471576	18,93
m = 4	2006q3, 2009q1, 2014q3, 2017q1	-0,701417	0,400157	F(3/4)=4,032282	19,64
m = 5	2006q3, 2009q1, 2012q1, 2014q3, 2017q1	-0,419461	0,939207	F(4/5)=0,250025	20,19

Fuente: Elaboración propia de estimaciones realizadas en el *software Stata*.

Sin embargo, si se encontrase al menos una relación de cointegración con series no estacionarias en niveles, aun con presencia de quiebres estructurales, para evaluar la trayectoria de la deuda y los impactos que se originan en las variables macrofiscales derivados de su ajuste, la estimación de un vector autorregresivo (VAR) resulta adecuada. En consecuencia, al aplicarse las pruebas de cointegración de Johansen, residuos (DFA) y Engle-Granger, cuyos resultados se muestran en el Cuadro 4, se confirma que la combinación de las series resulta ser cointegrada, por lo que puede decirse que, en el largo plazo, las variables macrofiscales tienden al equilibrio, sin que ello implique establecer la dirección de interrelación entre ellas.

CUADRO 4

PRUEBAS DE COINTEGRACION

Relación de cointegración de Johansen	Eingevalor	Estadístico	Valor crítico 5%
Ninguna	0,697015	133,1221	69,81889
Máx. una relación de cointegración	0,395658	61,69894	47,85613
Máx. dos relaciones de cointegración	0,195395	25,61884	29,79707
Máx. tres relaciones de cointegración	0,077338	7,713312	15,49471
Máx. cuatro relaciones de cointegración	0,026074	1,902219	3,841466
Prueba de residuos DFA	t-estadístico -10,03708	Durbin-Watson 2,027504	Probabilidad 0,0001
Prueba Engle-Granger	tau-estadístico -10,10746	z-estadístico -85,63609	Probabilidad 0,0000

Fuente: Elaboración propia de estimaciones realizadas en el *software Stata*.

No obstante, de acuerdo con los resultados presentados en el Cuadro 5, la prueba de Granger da evidencia de una endogeneidad fuerte entre las variables macrofiscales. Por tanto, para evitar una estimación espuria de la FIR, derivada de la estimación VAR, se considera a la regla fiscal como una variable de control cualitativa exógena¹¹, con valor de 1 cuando el superávit primario alcanzó al menos 1% como proporción del PIB y 0 en otro caso.

CUADRO 5

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Estadístico	df1	df2	pvalue
Ho: regla no causa dt ip bp, en el sentido de Granger 1,8389	12,0000	396,0000	0,0405
Ho: bp no causa regla dt ip, en el sentido de Granger 0,6829	12,0000	396,0000	0,7682
Ho: ip no causa regla dt bp, en el sentido de Granger 1,2260	12,0000	396,0000	0,2625
Ho: dt no causa regla ip bp, en el sentido de Granger 1,6720	12,0000	396,0000	0,0706

Fuente: Elaboración propia utilizando el *software Stata*.

De esta manera, se puede delimitar las condiciones de exogeneidad por la interacción entre la regla fiscal, la deuda total¹², la inversión física y el balance primario. Asimismo, aunque los resultados de la prueba de selección del orden de retardo que se muestran en el Cuadro 6 sugieren un orden de retardo de 5, 4 y 1 y las estimaciones VAR con cada uno de los órdenes de rezagos satisfacen el criterio de estabilidad, al obtener valores estadísticos en la raíz del polinomio característico iguales a 0,990633, 0,994009 y 0,965087, resulta importante mencionar que, debido a la presencia de cambios estructurales que permiten la persistencia de las series con tendencia estocástica y efecto estacional, se consideró pertinente utilizar el orden de retardo 1 y no el orden 4 o 5, debido a que, por un lado, la estimación VAR con 5 y 4 rezagos generó no significancia en casi la totalidad de los coeficientes y una elevada

¹¹ Esto responde a la conclusión de Heinemann, Moessinger y Yeter (2018) quienes muestran que la utilización de la regla fiscal como variable de control estándar hace que los coeficientes estimados pierdan significancia estadística, por lo que sugieren que su inclusión sea como variable proxy del comportamiento fiscal.

¹² Debido a que el costo financiero es resultado del endeudamiento, esto genera una relación de causalidad entre las variables, por lo que la interrelación que se encuentre entre alguna de ellas con respecto a otras es en la misma dirección.

bondad de ajuste en sus estimaciones, por lo que puede considerarse que estas resultan espurias, en tanto que el orden de retardo 1 es congruente con el orden de cointegración.

CUADRO 6

CRITERIOS DE SELECCION DEL MODELO VAR

Rezagos	LL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-455,2321		0,602901	13,68330	14,00970	13,81263
1	-215,7126	429,7263	0,001101	7,373899	8,516292*	7,826550
2	-173,6720	69,24328	0,000677	6,872706	8,831095	7,648679
3	-136,9305	55,11217	0,000497	6,527369	9,301754	7,626665
4	-77,94869	79,79898*	0,000195	5,527903	9,118283	6,950521*
5	-47,83143	36,31788	0,000188*	5,377395*	9,783771	7,123336

Fuente: Elaboración propia de estimaciones realizadas en el *software Stata*.

Una vez establecidas la estacionariedad, las condiciones de exogeneidad y el orden de retardo de las series, de acuerdo con la hipótesis establecida, es de esperarse que, al implantarse una regla fiscal de financiamiento a la inversión pública, se tengan efectos de largo plazo de la sostenibilidad de la deuda y el balance primario por medio de la FIR¹³ e identificar los impactos generados por su aplicación en el financiamiento por endeudamiento de la inversión pública, en lugar del financiamiento de los gastos corrientes pasados. Así, los resultados obtenidos de la estimación VAR de la ecuación (13) se presentan en el Cuadro 7, donde los números en negrita corresponden a los errores estándar de los parámetros.

En la verificación de la eficiencia de la estimación, la prueba Ramsey proporcionó evidencia para aceptar la especificación del modelo y asegurar que no se omiten variables al generarse un estadístico con valor de 0,48 (Cuadro 1.A del Anexo). De la misma manera, la prueba de multiplicadores de Lagrange mostró evidencia para no considerar efectos ARCH en un rango de 1 a 10 rezagos (Cuadro 2.A del Anexo). Además, la prueba White, al generar un *p-value* mayor al 25%, mostró evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis de homocedasticidad de los residuos, infiriéndose que la estimación de la especificación podría realizarse sin riesgo de variabilidad (Cuadro 3.A del Anexo).

Los resultados de la estimación del VAR y la función impulso-respuesta de la Figura 1, muestran que la aplicación de la regla fiscal tiene un impacto en la deuda

¹³ Si bien es de reconocer la existencia de otros métodos de estimación que son más resistentes a los puntos de influencia y robusto a los valores atípicos, como el método S-estimación, resultan menos eficaces por la generación de soluciones óptimas no factibles (Ryan, 2008).

CUADRO 7
ESTIMACION VAR(1)

	Deuda	Costo financiero	Balance primario	PIB	Inversión pública
Deuda(-1)	0,95 0,02	0,02 0,00	0,00 0,01	0,01 0,03	0,01 0,01
Costo financiero(-1)	2,80 0,40	-0,77 0,06	0,35 0,28	-0,17 0,84	-0,29 0,13
Balance primario(-1)	-0,69 0,20	0,01 0,03	-0,19 0,14	0,21 0,43	0,17 0,07
PIB(-1)	0,04 0,04	-0,01 0,01	-0,02 0,03	0,73 0,08	0,00 0,01
Inversión pública(-1)	0,19 0,41	-0,38 0,06	-0,71 0,28	0,40 0,87	0,70 0,13
Regla fiscal	-0,17 0,30	0,10 0,04	1,12 0,21	0,67 0,63	-0,26 0,10
R cuadrado	0,990141	0,799376	0,492917	0,57018	0,593891
Muestra	2001q2–2019q2				
Suma de los residuos al cuadrado	43,19851	0,89049	20,9258	194,557	4,686948
Error estándar de la regresión	0,809026	0,116156	0,563079	1,71693	0,266485
Estadístico F	1104,733	43,82897	10,69269	14,592	16,0863
LR	-197,4415				
Akaike information criterion (AIC)	6,368261				
Schwarz criterion (SC)	7,466427				

Nota: La constante resultó no significativa, excepto en la relación del costo financiero.

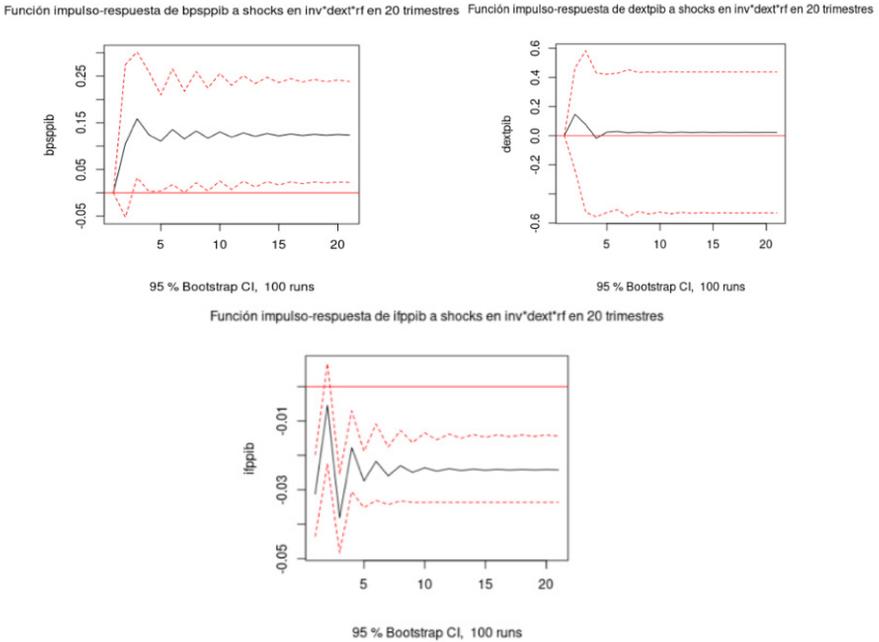
Fuente: Elaboración propia de estimaciones realizadas en el *software Stata* con datos de SHCP, BANXICO e INEGI.

que se da de manera paulatina y tiene su mayor influencia en la variación de mediano plazo. En el caso del balance primario, el efecto se diluye en el largo plazo, y de la misma manera que con la deuda, la regla fiscal tiene su mayor influencia en la variación en el mediano plazo. Asimismo, aunque los coeficientes de la regla fiscal no resultan significativos para el PIB y la deuda, con relación negativa para esta última y para la inversión, sí tiene efectos directos y significativos con el costo financiero, el balance primario y el PIB, corroborándose la hipótesis planteada.

Esto significa que las decisiones previas de endeudamiento generan una contracción en la capacidad de endeudamiento del presente, lo que implicaría una posición superavitaria en el balance público primario si se aplicase la regla fiscal de encauzar el endeudamiento al gasto de inversión pública. Ello implica que un choque transitorio derivado de la inversión pública financiada con deuda, tendrá efectos de largo plazo en las variables macrofiscales. Particularmente, en el caso del efecto intertemporal del balance primario, al tener un efecto positivo significativo, se infiere que prevalece

FIGURA 1

FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA



la posibilidad de un componente inercial en el balance primario tal que cuando se incremente el déficit primario, el arrastre de este se agote, a más tardar en el mediano plazo, como se deriva de la descomposición del pronóstico del Cuadro 8.

Lo importante de este resultado es que, si inicialmente se tiene una posición fiscal superavitaria, el resultado es consistente con el planteamiento de la sostenibilidad de la deuda y, por tanto, la regla fiscal resulta con el signo esperado. Esto significa la posibilidad, para la economía mexicana, de que los recursos obtenidos por endeudamiento se destinen a la inversión pública produciendo un efecto que pueda generar recursos suficientes para respaldar los compromisos adquiridos¹⁴.

¹⁴ De acuerdo con los resultados obtenidos de una especificación VEC con cuatro rezagos, realizada como contraste del VAR, se observan efectos de corto plazo donde los cambios de la regla fiscal en las variables macrofiscales son inmediatos y se diluyen de igual forma, excepto en el balance primario, que se mantienen en el largo plazo, y la inversión pública, la que no presenta mejoras notables en su variación. Esto se debe a que la estimación VEC se concentra en la estimación de los efectos de corto plazo, por un lado, y de que presentó problemas en las pruebas estadísticas de correlación y normalidad,

CUADRO 8

DESCOMPOSICION DEL PRONOSTICO

Trimestres	Balance público	Inversión pública	Deuda total	Regla fiscal
1	0,5627814	0,2001649	0,02305044	0,2140032
2	0,5559911	0,2050247	0,02576281	0,2132213
3	0,5479558	0,2039677	0,02748800	0,2205885
4	0,5415796	0,2016771	0,04040841	0,2163349
5	0,4202734	0,2545645	0,02954035	0,2956217
6	0,4152457	0,2540271	0,02903666	0,3016906
7	0,4078326	0,2474941	0,03744332	0,3072300
8	0,4013859	0,2490848	0,03857976	0,3109495
9	0,3503192	0,2791699	0,03321866	0,3372923
10	0,3451517	0,2766994	0,03271726	0,3454317
15	0,2995275	0,2834476	0,04113577	0,3758891
20	0,2734204	0,2905874	0,04335424	0,3926379
25	0,2563586	0,2980670	0,04636213	0,3992123
30	0,2499377	0,2979451	0,04830673	0,4038105
35	0,2462433	0,2978437	0,05072701	0,4051860
40	0,2442425	0,2983732	0,05155365	0,4058307
45	0,2430209	0,2988106	0,05229772	0,4058708
50	0,2426031	0,2987832	0,05261407	0,4059996
55	0,2423588	0,2987651	0,05289571	0,4059804
60	0,2422351	0,2988153	0,05298538	0,4059642

Fuente: Elaboración propia a base de resultados estimados con el *software Stata*.

Sin embargo, la estabilidad del endeudamiento también es muestra de que la política fiscal no controla adecuadamente al gasto público y esto manifiesta una sostenibilidad débil debido a que no hay evidencia empírica de una relación lineal entre el endeudamiento y la inversión pública. De esta manera, suponer que la deuda se utilizó para el financiamiento de la formación de capital público, carece de soporte para la economía mexicana, al menos con la evidencia para el periodo 2001/I-2019/II. En cambio, al corroborarse la hipótesis de que la implementación de una regla fiscal tiene efectos positivos en el crecimiento con una trayectoria sostenible del endeudamiento, además de ser un resultado consistente con el modelo desarrollado, permite establecer un marco de política fiscal que no solo responda al ciclo económico en el corto plazo, sino también que responda a los requerimientos de largo plazo en marcos de restricción presupuestal.

por otro lado. En consecuencia, empíricamente la estimación VAR resultó más eficiente y permite el análisis de las relaciones de largo plazo de las series.

5. CONCLUSIONES

Aunque teóricamente se validó que es posible un mecanismo que permite la compatibilidad de una política de endeudamiento sostenible de la inversión pública con objetivos de expansión fiscal, más allá de mantener o reducir la relación deuda-PIB, de acuerdo con los resultados de las estimaciones realizados para la economía mexicana, una política de deuda con una regla fiscal que promueva el uso de recursos en la inversión pública es inexistente en los hechos. Por consecuencia, el análisis de la sensibilidad de la inversión, conforme con sus requerimientos financieros, en la sostenibilidad fiscal y sus efectos económicos es una cuestión relevante que se debe seguir desarrollando. En este sentido, el modelo y la evidencia empírica presentados muestra que la determinación de reglas fiscales que tomen en cuenta la capacidad de endeudamiento de una economía en crecimiento depende de los ingresos fiscales que se puedan obtener con el financiamiento al gasto en inversión pública.

De acuerdo con la evidencia, la economía mexicana muestra una tendencia a la baja en el crecimiento de la inversión pública, con un escenario donde el endeudamiento externo se incrementó en conjunto con un deterioro de la posición fiscal. Esto generó que la política de endeudamiento siguiera una regla en donde los recursos financieros no se destinaron a la formación bruta de capital público, sino a cubrir el déficit público ocasionado por el gasto corriente y el costo financiero. La razón se encuentra en que la política de endeudamiento en la economía mexicana carece de mecanismos de control, expresados en una regla fiscal, que impulsen el desarrollo de la inversión pública, aunque esto bien podría estar asociado a la estructura y composición del gasto público. Esto explica la estabilidad de la relación deuda/PIB, en cuyo centro se encuentra la situación de que la política fiscal no ha logrado controlar y, mucho menos, llevar a cabo una recomposición del gasto público efectiva para los objetivos de crecimiento económico. Adicionalmente, también resulta importante el hecho de que no se ha diseñado una estrategia financiera donde los contratos de deuda, respaldada por el gobierno, tenga como fin implementar los recursos en la inversión pública. Esto, en el largo plazo, puede resultar insostenible, pues no se garantizan los ingresos públicos futuros que pudieran provocar los efectos positivos en la actividad económica.

Asimismo, conforme con los resultados empíricos obtenidos por la función impulso-respuesta, la implementación de una regla fiscal en el manejo de la política fiscal que permita canalizar recursos para la inversión pública por medio del financiamiento público, puede hacer posible la generación de efectos positivos en la actividad económica. Esto sugiere que la trayectoria de la deuda sostenible sea considerada de mediano plazo. De no considerarse así, podría implicar que las decisiones de deuda de un periodo respecto del periodo subsecuente puedan generar impactos negativos. No obstante, no debe soslayarse que la capacidad de endeudamiento de una economía depende de los ingresos fiscales que se pueden obtener. Esto resulta fundamental para la política fiscal, pues el gobierno requiere también implementar medidas correctivas

suficientes para que la inversión pública genere externalidades o derramas productivas en la actividad económica.

Finalmente, la relación entre la sostenibilidad fiscal y la inversión pública pone en evidencia que la restricción fiscal en el financiamiento de la inversión debe estar sustentada en la capacidad de generar procesos productivos más que en la capacidad de mejorar el balance primario. Esto significa que, considerando las condiciones de fragilidad de los ingresos públicos, la autoridad fiscal no debe utilizar de manera indiscriminada el endeudamiento en el financiamiento de déficits presupuestales pasados, sino que deben establecerse reglas para utilizarse en el fomento productivo que permita el fortalecimiento de las finanzas públicas. Estos motivos son más que suficientes para continuar y profundizar su análisis.

REFERENCIAS

- AFONSO, A. y A. GUIMARAES (2015). "The Relevance of Fiscal Rules for Fiscal and Sovereign Yield Developments", *Applied Economic Letters* 22, pp. 920-924.
- AFONSO, A. y J. TOVAR (2019). "Fiscal Rules and Government Financing Costs", *Fiscal Studies* 40(1), pp. 71-90.
- ARDANAZ, M.; A. BARREIX y L.F. CORRALES (2019). "Las Reglas Fiscales en América Latina", en A. Barreix y L.F. Corrales, *Reglas Fiscales Resilientes en América Latina*, BID, Washington. pp. 1-40.
- ARROW, K.J. y R.C. LIND (1970). "Uncertainty and the Evaluation of Public Investment Decisions", *The American Economic Review* 60(3), pp. 364-378.
- ASCHAUER, D.A. (1989). "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics* 23(2), pp. 177-200.
- ASCHAUER, D.A. (1998). *How Should the Surpluses be Spent?* The Levy Economics Institute of Board College, New York.
- BADINGER, H. y W. REUTER (2017). "The Case for Fiscal Rules", *Economic Modelling*, 60(C), pp. 334-343.
- BAI, J. y P. PERRON (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics* 18(1), pp. 1-22.
- BARREIX, A. y L.F. CORRALES (2019). *Reglas Fiscales Resilientes en América Latina*, BID, Washington.
- BARRO, R.J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy* 82(6), pp. 1095-1117.
- BARRO, R.J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy* 98 (5, Part 2), pp. S103-S125.
- BAXTER, M. y R. KING (1993). "Fiscal Policy in General Equilibrium", *American Economic Review* 83(3), pp. 315-334.
- BLANCHARD, O.; J.C. CHOURAQUI, R. HAGERMAN y N. SARTOR (1990). *The Sustainability of Fiscal Policy: New Answer to and Old Question*, OCDE, Paris.
- BERGMAN, U.M.; M. HUTCHISON y S.E. HOUGAARD (2016). "Promoting Sustainable Public Finances in the European Union: The Role of Fiscal Rules and Government Efficiency", *European Journal of Political Economy* 44, pp. 1-19.
- BLINDER, A. y R. SOLOW (1972). *Does Fiscal Policy Matter?* Econometric Research Program. <https://www.princeton.edu/~erp/ERParchives/archivepdfs/M144.pdf>
- BOHN, H. (2007). "Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?", *Journal of Monetary Economics* 54(7), pp. 1837-1847.
- BOM, P. y J. LIGTHAR (2014). "Public Infrastructure Investment, Output Dynamics, and Balanced Budget Fiscal Rules", *Journal of Economics Dynamics and Control* 40(C), pp. 334-354.

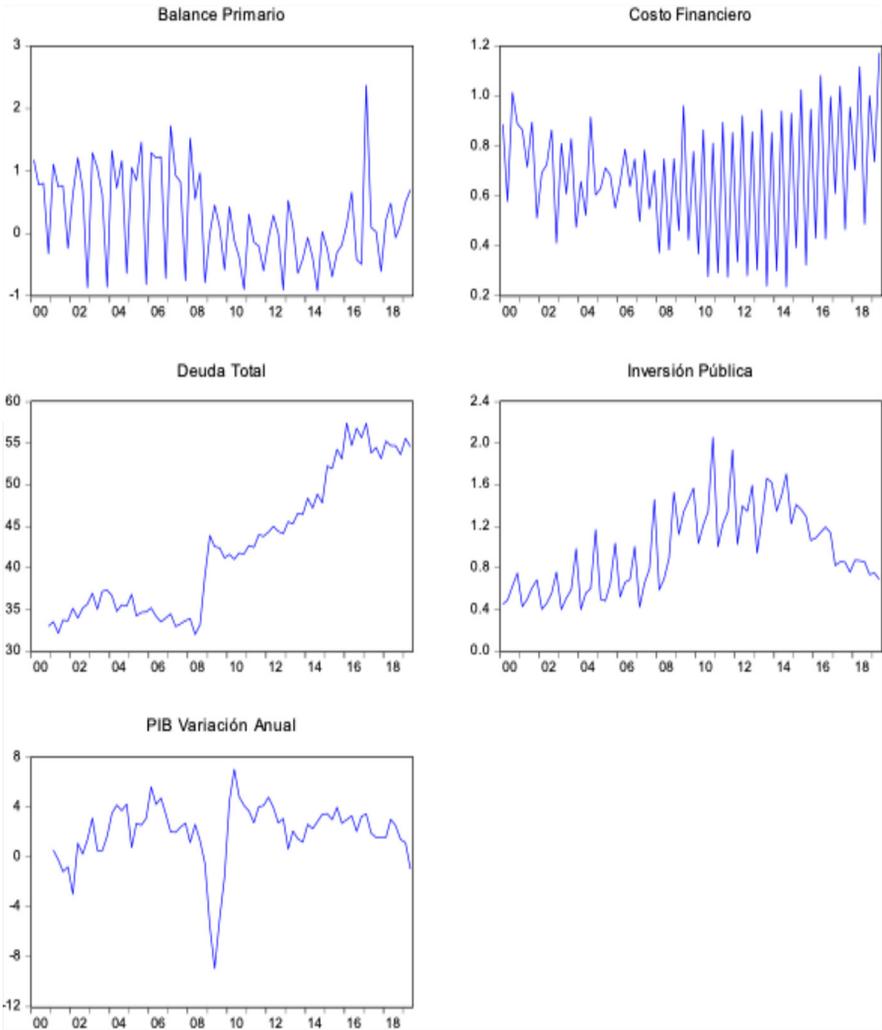
- CATALÁN, H. (2013). "Función de Reacción Fiscal en México: Un Análisis de Cambio Estructural", *Investigación Económica* 72(286), pp. 139-164.
- CHECHERITA-WESTPHAL, C. y P. ROTHER (2012). "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Area", *European Economic Review* 56(7), pp. 1392-1405.
- CIEP (Centro de Investigación Económica y Presupuestaria, A.C.) (2016). *El Reto Fiscal y la Reforma Hacendaria*, Auditoria Superior de la Federación, México.
- DEVARAJAN, S.; V. SWAROOP y H.F. ZOU (1996). "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth" *Journal of Monetary Economics* 37(2), pp. 313-344.
- DIAMOND, P. (1965). "National Debt in a Neoclassical Growth Model", *American Economic Review* 55(5, Part 1), pp. 1126-1150.
- EASTERLY, W. y S. REBELO (1993). "Fiscal Policy and Economic Growth. An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics* 32(3), pp. 417-458.
- FERREIRA DE MENDOÇA, H. y M. RANGEL MACHADO (2014). "Public Debt Management and Credibility: Evidence from an Emerging Economy", *Economic Modelling* 30(C), pp. 10-21.
- FUTAGAMI, K.; Y. MORITA y A. SHIBATA (1993). "Dynamic Analysis of Endogenous Growth Model with Public Capital", *Scandinavian Journal of Economics* 95(4), pp. 607-25.
- GLOMM, G. y B. RAVIKUMAR (1994). "Public Investment in Infrastructure in a Simple Growth Model", *Journal of Dynamics and Control* 18(6), pp. 1173-1187.
- GREINER, A. y H. HANUSCH (1998). "Growth and Welfare Effects of Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model with Public Investment", *International Tax and Public Finance* 5(3), pp. 249-61.
- GRENIER, A. (2007). "An Endogenous Growth Model with Public Capital and Sustainable Government Debt", *The Japanese Economic Review* 58(3), pp. 345-61.
- GREINER, A. y B. FINCKE (2015). *Public Debt, Sustainability and Economic Growth. Theory and Empirics*, Springer, Switzerland.
- HEINEMANN, F.; S. OSTERLOH y A. KALB (2014). "Sovereign Risk Premia: The Link between Fiscal Rules and Stability Culture", *Journal of International Money and Finance* 41(C), pp. 110-27.
- HEINEMANN, F.; M.D. MOESSINGER y M. YETER (2018). "Do Fiscal Rules Constrain Fiscal Policy? A Meta-Regression-Analysis", *European Journal of Political Economy* 51, pp. 69-92.
- HERNÁNDEZ, J.L. (2009). "La Composición del Gasto Público y el Crecimiento Económico", *Análisis Económico* XXIV(55), pp. 77-102.
- HERNDON, T.; M. ASH y R. POLLIN (2014). "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff", *Cambridge Journal of Economics* 38(2), pp. 257-279.
- KEYNES, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, London. Edición en español: *Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero*, 4ª ed. (2003), FCE, México.
- KIRAN, B. (2011). "Sustainability of the Fiscal Deficit in Turkey: Evidence from Cointegration and Multicointegration Tests", *International Journal of Sustainable Economy* 3(1), pp. 63-76.
- KNELLER, R.; M.F. BLEANEY y N. GEMMELL (1999). "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries", *Journal of Public Economics* 74(2), pp. 171-190.
- KOPITS, G. (2004). "Overview of Fiscal Policy Rules in Emerging Markets", en G. Kopits, *Rules-based Fiscal Policy in Emerging Markets*, Palgrave Macmillan, UK.
- KOPITS, G. y S.A. SYMANSKY (1998). "Fiscal Policy Rules", *IMF Occasional Papers* 158.
- LEACHMAN, L.; A. BESTER; G. ROSAS y P. LANGE (2005). "Multicointegration and Sustainability of Fiscal Practices", *Economic Inquiry* 43(2), pp. 454-466.
- LEE, K.; M.H. PESARAN y R. SMITH (1997). "Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model", *Journal of Applied Econometrics* 12(4), pp. 357-392.
- LOZANO, I.; H. RINCÓN; M. SARMIENTO y J. RAMOS (2008). "Regla Fiscal Cuantitativa para Consolidar y Blindar las Finanzas Públicas de Colombia", *Revista de Economía Institucional* 10(19), pp. 311-352.
- LUCAS, R.E. Jr. (1988). "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics* 22(1), pp. 3-42.
- MORENO-BRID, J.C.; N. PÉREZ y H. VILLARREAL (2018). Política Hacendaría en México: Retos Actuales y Opciones de la Nueva Administración", en P. Salazar; A. Oropeza y J.A. Romero. *México 2018. La Responsabilidad del Porvenir. Tomo I*, IJ-UNAM, IDIC, COLMEX, México, pp. 201-215.

- NEUT, A. y A. VELASCO (2003). "Tough Policies, Incredible Policies?", *NBER Working Papers* 9932.
- OSTRY, J.; A.R. GHOSH y R. ESPINOZA (2015). "When Should Public Debt Be Reduced?", *IMF staff Discussion Notes 15/10*. International Monetary Fund, Washington. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1510.pdf>
- PANIZZA, U. y A. PRESBITERO (2014). "Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?", *Journal of Macroeconomics* 41(C), pp. 21-41.
- PERRON, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57(6), pp. 1361-1401.
- PERSSON, T. y G. TABELLINI (2002). *The Economic Effects of Constitutions: What Do the Data Say?* MIT Press, Cambridge.
- QUINTOS, C. (1995). "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics* 13(4), pp. 409-417.
- REINHART, C.; K. ROGOFF y M. SAVASTANO (2003). "Debt Intolerance", *NBR Working Paper*, 9908.
- REINHART, C. y K. Rogoff (2010). "Growth in a Time of Debt", *American Economic Review: Papers & Proceedings* 100, pp. 573-578.
- REVILLA, E. (2019). "La Regla Fiscal en México", en Barreix, A. y L.F. Corrales, *Op cit.* pp. 101-118.
- RYAN, T.P. (2008). *Modern Regression Methods*. Second edition. Wiley, New York.
- SALES, C. y L. VIDEGARAY (1999). "The Long-run Sustainability of Fiscal Policy in Mexico: A Generational Account Approach", *Economía Mexicana* 8(2), pp. 367-403.
- SANTAELLA, J. (2001). "La Viabilidad de la Política Fiscal: 2000 a 2025", *Gaceta de Economía (Número Especial: Una Agenda para las finanzas públicas de México)*, pp. 37-65.
- SCHAECHTER, A.; T. KINDA; N. BUDINA y A. WEBER (2012). "Fiscal Rules in Response to the Crisis: Toward the 'Next Generation' Rules a New Dataset.", *International Monetary Fund Working Paper No. WP/12/187*.
- SCHWARTZ, M.J.; A. TIJERINA y L. TORRE (2004). "Balanza Pública Cero y Sostenibilidad Fiscal en México", *El Trimestre Económico* 71(281), pp. 129-168.
- SCITOVSKY, T. (1954). "Two Concepts of External Economies", *The Journal of Political Economy* 62(2), pp. 54-67.
- SOBARZO, H. (2007). "La Reforma Fiscal en México", *Comercio Exterior* 57(10), pp. 832-840.
- SOLÍS, F. y F.A. VILLAGÓMEZ (1999). "La Sustentabilidad de la Política Fiscal en México", *El Trimestre Económico* 66(264), pp. 693-723.
- VON HAGEN, J. y I. HARDEN (1995). "Budget Process and Commitment to Fiscal Discipline", *European Economic Review* 39(3-4), pp. 771-779.
- WERNER, M. (1992). "La Solvencia del Sector Público: El Caso de México en 1988", *El Trimestre Económico* 59(236), pp. 751-772.

ANEXO

FIGURA 1

COMPORTAMIENTO DE VARIABLES MACROFISCALES COMO PROPORCION DEL PIB.
MEXICO, 2001Q1-2019Q2



CUADRO 1.A

PRUEBA DE HOMOCEASTICIDAD WHITE

Prueba White Homocedasticidad		
		Ho: Homocedasticidad vs. Ho: Heterocedasticidad
	Chi2(9)	16.740
	Prob>F	0.2701

Fuente: Elaboración propia a base de los resultados estimados con el *software Stata*.

CUADRO 2.A

PRUEBA DE MULTIPLICADORES DE LAGRANGE

Prueba LM de efectos ARCH			
Ho: NO efectos ARCH vs. Ha: Efecto ARCH(p)			
Rezagos	Chi2	df	Prob>chi2
1	0,134	1	0,714
2	0,336	2	0,8452
3	0,693	3	0,8749
4	0,667	4	0,9553
5	0,758	5	0,9796
6	1,025	6	0,9846
7	2,094	7	0,9545
8	4,309	8	0,8283
9	10,743	9	0,2938
10	10	10	0,4405

Fuente: Elaboración propia a base de los resultados estimados con el *software Stata*.

CUADRO 3.A

RESULTADO PRUEBA DE ESPECIFICACION

Prueba Ramsey RESET	
Ho: El modelo está correctamente especificado vs. Ha: El modelo NO está correctamente especificado	
	F(3,11) 0,48
	Prob>F 0,7037

Fuente: Elaboración propia a base de los resultados estimados con el *software Stata*.

LOS EFECTOS MACROFISCALES DE LA DOLARIZACION EN ECUADOR

THE MACROFISCAL EFFECTS OF DOLLARIZATION IN ECUADOR

SEBASTIAN LONDOÑO-ESPINOSA*

Investigador Independiente

EDISON REZA-PAOCARINA**

Investigador Independiente

ADRIANA MORALES-NORIEGA***

Escuela Superior Politécnica de Chimborazo

LENIN CHAMBA-BASTIDAS****

Escuela Superior Politécnica de Chimborazo

LADY LEON-SERRANO*****

Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala
y Grupo de investigación Eco Emprendimiento

Resumen

La investigación plantea analizar los efectos macrofiscales de la dolarización en Ecuador para PIB per cápita, precios, y sector fiscal. El análisis se sustenta en la metodología de control sintético, mismo que busca construir un Ecuador sintético a partir del año 2000, con las cifras proporcionadas por los países del grupo de control, es decir, un set de países de características socioeconómicas similares que no fueron afectadas por el tratamiento, obteniendo de este modo un contrafactual. Dentro de los principales

* Investigador Independiente. E-mail: slondono2193@gmail.com

** Investigador Independiente. E-mail: boloreza@outlook.com

*** Escuela Superior Politécnica de Chimborazo. E-mail: adriana.morales@esepoch.edu.ec

**** Escuela Superior Politécnica de Chimborazo. E-mail: lenin.chamba@esepoch.edu.ec

***** Autor correspondencia. Profesora de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala, El Oro. Ecuador. Grupo de Investigación Eco Emprendimiento. E-mail: llady@utmachala.edu.ec

resultados encontrados se observa un impacto de la medida en el sector real, en el sector monetario y en el sector fiscal.

Palabras clave: *Dolarización, efectos macrofiscales, control sintético.*

Clasificación JEL: *C01, C51, E60.*

Abstract

The research proposes to analyze the macro-fiscal effects of dollarization in Ecuador for GDP per capita, prices and, fiscal sector. The analysis is based on the synthetic control methodology, which seeks to build a synthetic Ecuador from the year 2000, with the figures provided by the control group countries, that is, a set of countries with similar socioeconomic characteristics that were not affected by the treatment, thus obtaining a counterfactual. Among the main results found, an impact of the measure is observed in the real sector, in the monetary sector and in the fiscal sector.

Keywords: *Dollarization, macro-fiscal effects, synthetic control.*

JEL Classification: *C01, C51, E60.*

1. INTRODUCCION

Tras varios eventos exógenos y una fuerte crisis económica en el 2000, mediante la “Ley de Transformación Económica del Ecuador”, publicada en el Registro Oficial No. 34, Ecuador pasó de tener moneda propia (sucre) a la adopción del dólar americano como moneda oficial (Beckerman y Solimano, 2002).

La literatura manifiesta ciertas ventajas económicas de la dolarización, en este sentido, se pueden señalar, según Alesina y Barro (2001), Amaya (2013), Herrera y Caballero (2002), Rodríguez (2000) y Roca (1999): i) menor volatilidad macroeconómica y estabilidad del crecimiento económico, ii) desaparición de riesgos de devaluación nominal respecto del dólar, lo que permitiría que se reduzca el riesgo país, iii) efecto sobre precio, determinando una inflación estable, reducida y previsible, iv) disciplina fiscal, debido a la imposibilidad de emitir dinero de forma primaria, no existirá financiamiento inflacionario para el presupuesto público, bajo un régimen de dolarización el déficit fiscal debería ser menor y las finanzas públicas se mantendrían en niveles sostenibles, y, v) efectos en el comercio exterior, al desaparecer el riesgo cambiario se podrían reducir costos de cobertura cambiaria, así como mayor integración internacional.

Además, la literatura menciona ciertas desventajas de la adopción del dólar como moneda oficial, dentro de estas se considera que la economía sería en gran medida dependiente del contexto internacional, no se tiene la posibilidad de realizar política cambiaria, perdiendo así la flexibilidad del tipo de cambio frente a choques en la cuenta corriente; adicionalmente, no se puede emitir dinero de forma primaria en este caso, no es posible aplicar política monetaria expansiva y el Banco Central perdería la función de ser prestamista de última instancia y no se tendría ingreso por señoreaje (Berg, 2000; Herrera y Caballero, 2002; Palley, 2003 y; Roca, 1999).

Es oportuno destacar que lo mencionado en párrafos anteriores tiene compendios importantes que fluyen en función del uso de mecanismos de transmisión con elementos teóricos de pensamiento económico de una escuela u otra. Pese a ello, el documento plantea realizar un análisis desde una perspectiva empírica para testear hipótesis teóricas que son tradicionales, pero que no necesariamente han sido contrastadas de manera formal.

Con dicho antecedente, la investigación plantea analizar los efectos macrofiscales de la dolarización en Ecuador para tres variables clave: i) del Producto Interno Bruto per cápita, ii) el comportamiento de los precios y, iii) el análisis del resultado primario del gobierno, bajo las principales hipótesis que ofrece la literatura en cuanto a mayor estabilidad macroeconómica, crecimiento sostenido, inflación estable, y un déficit público que va de la mano con finanzas públicas sostenibles.

El análisis se sustenta en la metodología econométrica de control sintético, mismo que busca construir un Ecuador sintético (sin dolarización) a partir del año 2000, con la inclusión de variables relevantes para el análisis de cada elemento a partir de la información proporcionada de los países del grupo de control, es decir, con un set de países de características socioeconómicas similares (especialmente países de América Latina y el Caribe) que no fueron afectadas por el tratamiento o la decisión de política (dolarización); de este modo se obtiene un contrafactual, que sostiene cómo hubiera sido el comportamiento de cada variable macrofiscal si Ecuador mantenía su moneda propia y este resultado compararlo con los datos observados del Ecuador en dolarización.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. La segunda sección presenta una revisión de la literatura en el marco de definiciones e implicaciones de la dolarización desde un enfoque de desarrollo. En la tercera sección se estudia el método de control sintético, en la sección cuarta se analizan las principales variables y la fuente de datos, adicionalmente se observan los principales resultados de la investigación, con sus respectivas pruebas de placebos y robustez, finalmente en la sección quinta se encuentran las conclusiones y recomendaciones del estudio.

2. REVISION DE LA LITERATURA

2.1. Definiciones

La definición de dolarización recubre dos nociones distintas, Gastambide (2010) las clasifica en: i) dolarización parcial, proceso en el que los agentes económicos residentes sustituyen de manera gradual, e informal hasta cierto punto, el uso de la moneda local por el dólar, pese a que el dólar no tiene la vigencia legal de circulación, similar a la moneda nacional, pero la desconfianza de los agentes por la moneda local en favor del dólar se convierte en una cocirculación monetaria en la economía y, ii) la dolarización integral, que se define cuando la autoridad toma la decisión al cambiar la moneda local por el dólar americano, es decir, el dólar bajo un mecanismo legal es la moneda en circulación oficial, y los residentes deben aceptar obligatoriamente su uso como medio de pago, reserva de valor y unidad de cuenta.

Hidalgo (2002) manifiesta que la dolarización oficial de una economía implica la sustitución del cien por ciento de la moneda local por la moneda extranjera, lo que significa que los precios, los salarios y los contratos se fijan en dólares. En este sentido, la dolarización sustituye a la moneda local por el dólar americano, con la finalidad que cumpla con las funciones del dinero en cuanto a reserva de valor, unidad de cuenta y medio de intercambio (Bogetic, 2000 y; López y Ayala, 2009).

Dentro de los principios básicos de la dolarización Hidalgo (2002) señala: i) la moneda en circulación es el dólar americano, desaparece la moneda local, ii) la oferta monetaria y el nivel de liquidez pasan a denominarse en dólares americanos, y la balanza de pagos se alimenta de un *stock* de reservas y de activos en dólares que mantengan los agentes económicos locales así como del ingreso de remesas del extranjero, iii) generalmente, no existen políticas de restricción al flujo de capitales, tanto de entrada como de salida, iv) el Banco Central abandona su función de emitir dinero de forma primaria, así como el de ser el prestamista de última instancia y, v) tiende a que existan enfoques de política contracíclica por parte del gobierno o en teoría aumenta la responsabilidad fiscal, ya que se pierde la opción de financiamiento por impresión de dinero o por impuesto a la inflación.

a. Dolarización: un enfoque de desarrollo

La dolarización, a partir de un análisis general de desarrollo, se puede contextualizar desde mejores características con una menor volatilidad macroeconómica, misma que tendría una mejora en el producto y en el producto per cápita (Anderson, 2016 y; Calderón y Zambrano, 2019). Uno de los enfoques clásicos de desarrollo se sustenta en el esfuerzo por mejorar las condiciones de vida de los agentes económicos en general, mediante la generación de renta per cápita sostenida y creciente, que mejore los indicadores de desarrollo económico y, a su vez, reduzca los niveles de pobreza (por ingresos) de la población (Muñoz, 2010). Dornbusch (2001) menciona que los

países dolarizados tenderían a crecer más rápido que los no dolarizados, tanto por la reducción de las tasas de interés que implicaría mayor inversión como por la reducción de la volatilidad cambiaria, lo que estimula el comercio internacional (Edwards y Magendzo, 2003 y; Tas y Togay, 2014).

El estudio realizado por Muñoz (2010) demuestra que las principales variables de desarrollo económico están influenciadas por el PIB per cápita en países como Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, México y Perú. Bajo una visión netamente utilitarista de desarrollo, se plantea que el aumento de la producción genera un incremento de la riqueza y, por tanto, aumenta el bienestar económico; y es necesario crecer para lograr el desarrollo, desde esta perspectiva, la medida del PIB per cápita resulta interesante al analizar el desarrollo, y posee ciertas ventajas como su relativa facilidad a la hora de calcular y es una cifra de fácil interpretación (Griffin, 2001 y; Phélan, 2011).

En lo que se refiere a Ecuador en el período previo a la dolarización (1980-1999) la tasa de crecimiento del PIB per cápita promedio fue de 0,09%, mientras en el período de dolarización (2000-2018) fue de 1,83%, es decir, una tasa de crecimiento superior en cerca de 1,74 puntos porcentuales en dolarización. Por su parte, el PIB per cápita por paridad del poder adquisitivo a precios internacionales constantes del año 2011 (Rosenberg, 1994) muestra que previo a la dolarización (1990-1999) se ubicó en USD 8.506,34, y posterior a la adopción del dólar como moneda oficial se tuvo un PIB per cápita promedio entre 2000 y 2018 de USD 10.296,71 según información del Banco Mundial (BM, 2020a).

Según información de Domínguez y Caria (2016), al utilizar la clasificación del Banco Mundial, en 1978 (cuando se introdujo la distinción entre renta baja y media para los países en desarrollo), Ecuador ya era un país de renta media; en 1987 (el primer año en que se estableció la clasificación cuatripartita de países de acuerdo con los umbrales de PIB per cápita por el método Atlas) tenía un PIB per cápita de USD 1.660 y, por tanto, estaba considerado como país de renta media baja, situación que mantendría hasta que en 2008 cruzó a la categoría de país de renta media alta con un PIB per cápita de USD 3.860, por lo que tras cerca de ocho años en dolarización Ecuador pasó de la categoría de país de renta media baja a país de renta media alta.

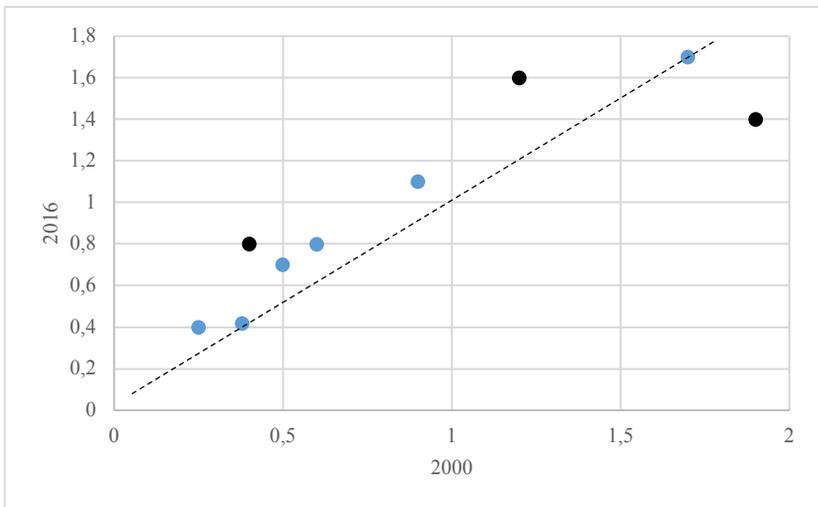
Asimismo, Ecuador a partir del 2000 mostró un desempeño positivo en términos de la evolución de su ingreso nacional bruto per cápita (INBPC), al pasar de una clasificación de economía de ingreso medio bajo con USD 1.540, hasta alcanzar una nueva categoría: ingreso medio alto (en términos de las definiciones Atlas del Banco Mundial al 2017), ya que el INBPC se ubicó en el 2015 en USD 6.033. Hecho que significó para el país que el INBPC durante este período crezca 3,9 veces frente a la duplicación del índice para América Latina y el Caribe (ALC) en el mismo período.

Pero a pesar de que este se constituye en un aspecto positivo para Ecuador, tanto en términos relativos como absolutos, el INBPC de Ecuador aún es menor al INBPC de ALC, el mismo que en el 2015 se ubicó en USD 8.967 (categoría de ingreso medio

alto). Sin embargo, es relevante destacar que en términos de convergencia el INBPC de Ecuador pasó de representar el 38,2% del INBPC de ALC al 67,2% en el 2015, lo que significa que el país se ubica en segundo lugar (a nivel de países de América del Sur) en términos de convergencia respecto de la media regional durante el período 2000-2015, después de Chile.

GRAFICO 1

EVOLUCION DE LA CONVERGENCIA DEL INBPC RESPECTO DE LA MEDIA DE ALC
PERIODO: 2000-2016



Fuente: Banco Mundial (2020b).

Elaboración: Los autores.

Pese a que el PIB, el PIB per cápita, y el INB per cápita son indicadores importantes al contextualizar el tema del desarrollo, es relevante mencionar ciertas limitaciones o desventajas a la hora de analizar el desarrollo a partir del crecimiento. Phélan (2011) afirma: i) el PIB como tal no refleja dimensiones económicas de la realidad que se estudia, es decir, deja de lado dimensiones sociales, políticas, ambientales, culturales, que son claves en el análisis de bienestar, ii) ofrece una visión económicamente unilateral del desarrollo, iii) capta mercancías que no necesariamente son bienes que generan bienestar (armas), iv) su contenido guarda relación con la riqueza como valor social, v) no considera contribución social de los medios disponibles, etcétera.

A pesar de ello, la investigación utiliza el enfoque de PIB per cápita debido a su facilidad de análisis, la comparabilidad de la serie entre los países, y la concepción de una serie histórica que permita realizar la evaluación empírica.

Sin embargo, antes de continuar con la revisión del resto de variables, es importante señalar que esta decisión fue adoptada en un momento de profunda crisis económica, social, e institucional, la misma que ha generado una cantidad importante de aspectos positivos para la economía ecuatoriana, pero que también ha activado restricciones importantes para la aplicación de políticas económicas que permitan mantener el crecimiento económico robusto y sostenido durante períodos de tiempo significativos. Esto en cierta medida se debe a que uno de los aspectos menos evaluados por parte de las autoridades de la época, *ex ante*, fue el grado de sincronización de los ciclos económicos de Ecuador y Estados Unidos, esta es una de las razones, por ejemplo, por las que algunos autores sostienen que esta fue una decisión apresurada y poco planificada (Fernández, 2017).

De manera general, se debe señalar que la revisión del grado de sincronización de los ciclos económicos hubiese sido uno de los análisis más importantes a efectuar al momento de evaluar desde una visión de desarrollo el conjunto de condiciones necesarias y suficientes para la aplicación del proceso de dolarización en el país. De todas formas, esta evaluación habría sido una tarea extremadamente delicada y difícil, en función de la comparación de los costos y beneficios de la estabilización de corto plazo y la robustez de crecimiento en el largo plazo.

Estudios como el de Castillo-Ponce, Truong y Rodríguez (2021) presentan un análisis de sincronización de ciclos entre Ecuador y Estados Unidos. Mediante pruebas de cointegración, encontraron una interrelación entre las economías previo a la dolarización y, la misma, se incrementó después que Ecuador adoptara el dólar como moneda oficial: el resultado es común para varias industrias ecuatorianas, especialmente para la industria financiera. En este sentido, en la investigación de Déas y Zorell (2012) encuentran que la integración financiera afecta indirectamente la sincronización del ciclo económico al aumentar la similitud en la especialización sectorial. Por medio de este vínculo indirecto, la integración financiera tiende a aumentar el movimiento del ciclo económico entre países.

b. Inflación estable

Amaya (2013), Herrera y Caballero (2002), Rodríguez (2000) y Roca (1999) plantearon como una de las hipótesis principales con las que se puede tomar la decisión de dolarizar una economía: la inflación estable y reducida.

Al adoptar un sistema de tipo de cambio fijo o tipo de cambio fijo extremo como es el caso de la dolarización se tienen dos ventajas: i) reduce la incertidumbre, lo que ayuda a reducir los costos de transacciones comerciales internacionales y, ii) actúan de una forma que permiten disciplinar (de forma extrema) a las autoridades

monetarias, de manera que se les impide seguir políticas inflacionarias¹. La visión acerca de la política monetaria expansiva que tiene un efecto inflación y, esta a su vez, genera incentivos a los agentes para cambiar a monedas con las que tienen mayor seguridad o con poder de compra que no está siendo reducido; estos cambios de moneda obligan a la autoridad monetaria a intervenir y comprar moneda con la finalidad de proteger su tipo de cambio (Palley, 2003). Palley (2003) manifiesta que de esta manera los tipos de cambio fijos generan un mecanismo automático que evitan que los bancos centrales aumenten la cantidad de dinero y estos –los bancos centrales– se ven obligados a ajustar la oferta monetaria cada vez que la inflación comienza a aumentar a niveles que estimularán la fuga de divisas, es ahí donde el tipo de cambio sirve para anclar el nivel de precios. En países con antecedentes de inflación excesiva y donde los bancos centrales tienen menos credibilidad con los mercados financieros, se argumenta que emplear un ancla nominal de tipo de cambio fijo es una buena manera de recuperar la credibilidad (Palley, 2003).

Bajo la evidencia empírica e internacional, economías totalmente dolarizadas han mantenido tasas de inflación bajas y estables, adicionalmente a un crecimiento económico sostenido en el tiempo como el caso de Panamá, El Salvador y Ecuador (Quispe-Agnoli, 2002).

Al describir la inflación anual, para el caso específico de la economía ecuatoriana, se puede distinguir claramente dos períodos, una antes de la dolarización y otra después de haberse adoptado la misma en el 2000. La inflación en la época de antes de la dolarización fue substancialmente más alta, pues el menor valor de dicha época entre 1980 y el 2001, registrada en 1980, con un valor de 10,8%, es más alta que la anotada entre 2002 y 2019 (Banco Central del Ecuador (BCE), 2020).

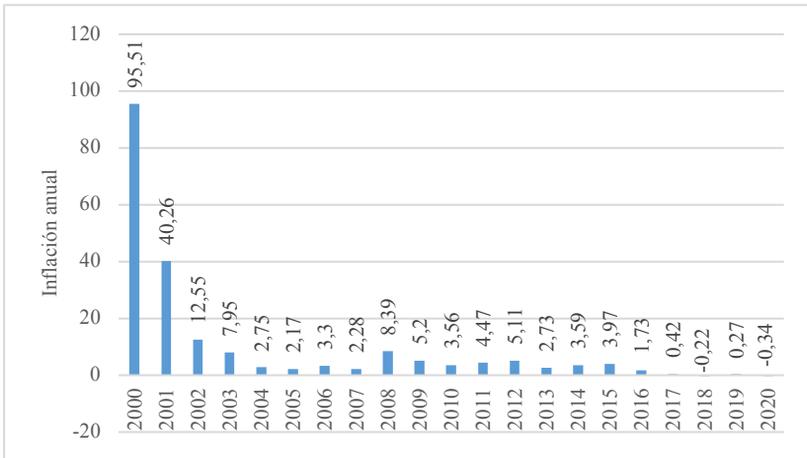
Con información histórica del Banco Central del Ecuador (2020) en la época de predolarización, de 1980 hasta el 2000, el nivel promedio de inflación anual fue de 40,1%, mientras que desde 2002 al 2019 fue de 3,5%, llegando a valores cercanos al 0%, tanto positivos como negativos. Además, antes de la dolarización se registraron valores altos, llegando el 85,7% en 1988 y el 91,0% en el 2000. Desde 2002 los valores más altos se presentaron en el 2002 con 9,3% y 8,8% en el 2008 (véase Gráfico 2, BCE, 2020). Estas grandes diferencias de inflación reflejan una mejora substancial en la capacidad adquisitiva de la población ecuatoriana y por tanto un ánimo de bienestar y apoyo al sistema monetario dolarizado.

Al observar el mismo hecho de forma acumulada se puede observar el mismo efecto, ya que antes de la dolarización los niveles acumulados de inflación llegaron al 2.400% entre 1980 y 1989 y aumentaron a su máximo histórico al 3.377% entre 1990 y 2000. Estos niveles de inflación destruyen los salarios de la población ecuatoriana y la estabilidad económica, así como el nivel de bienestar.

¹ La visión en la que se desenvuelve esta teoría es sustentada en la ortodoxia tradicional y los modelos clásicos donde se asume al dinero como una variable exógena, y una emisión primaria de dinero se traduce en un incremento de precios.

GRAFICO 2

EVOLUCION DE LA INFLACION ANUAL DEL ECUADOR
2000-2020



Fuente: BCE (2020).
Elaboración: Los autores.

Posteriormente a la dolarización se observó una disminución importante de la inflación de manera permanente desde el 2000 hasta el 2019, que de manera acumulada en estos años aumentó en 22%, cuyo nivel promedio anual fue de 2,3%, ocasionando que el poder adquisitivo de los salarios se recupere y se inició un proceso de estabilidad económica de tipo familiar, planificando las finanzas personales futuras

TABLA 1

EVOLUCION DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR (IPC) DE LA ECONOMIA DEL ECUADOR A PRECIOS DEL 2014 Y PORCENTAJE DE VARIACION PERIODICA

Año	IPC a diciembre de cada año 2014=100	Variación periódica (%)
1980	0,05	
1990	1,33	2400
2000	46,25	3377
2010	86,09	86
2019	105,21	22

Fuente: BCE (2020).
Elaboración: Los autores.

y con la estabilidad alcanzada el sector de la construcción experimentó un aumento importante de adquisición de vivienda, pues las cuotas eran estables, cosa que era diametralmente diferente hasta antes de la dolarización, donde por más esfuerzo que se realizaba existía alta inseguridad y posible pérdida de los bienes adquiridos por el permanente aumento de las cuotas de pago de los préstamos.

c. Sostenibilidad de las cuentas públicas

La literatura sustenta que una de las ventajas de la dolarización en cuanto al manejo de la política fiscal es generar mayor disciplina en las cuentas públicas, al no poder emitir dinero de forma primaria, no existe la posibilidad de financiamiento inflacionario del presupuesto, de tal manera que el déficit público (variables flujo) debería ser menor, y se mantendrían niveles sostenibles (en cuanto a variables de *stock*) en el tiempo (Alesina y Barro, 2001; Amaya, 2013; Herrera y Caballero, 2002; Rodríguez, 2000 y; Roca, 1999). Asimismo, adoptar el dólar como moneda oficial puede reducir el costo del crédito externo y mejorar la credibilidad del Gobierno en cuanto al manejo de los recursos fiscales, sumado a que se elimina la propia incapacidad inherente de la moneda local para endeudarse en el exterior o conocido teóricamente se elimina el “pecado original” (Holland y Mulder, 2006 y; Marí y Gómez- Puig, 2016).

La pérdida por señoreaje puede verse como una redistribución entre países, Alesina y Barro (2001) señalan que, en un principio, el ancla (país dolarizado-Estados Unidos) podría devolver el señoreaje al cliente, para comprender a modo de compensación (acuerdo más o menos favorable a los países que adoptan el dólar), es más fácil comenzar con el caso de referencia en el que el país ancla devuelve todos los ingresos del señoreaje al país dolarizado, en este caso, el ancla no tiene incentivos para adaptar la política monetaria a los intereses de sus clientes. Sin embargo, al permitir pagos de los clientes al ancla, pueden ocurrir transacciones mutuamente beneficiosas. Es decir, un cliente puede compensar al ancla por modificaciones de la política monetaria del ancla que reflejen los intereses del cliente. La asignación de señoreaje puede ser parte de estos esquemas de compensación, y se pronostica que tales esquemas surgirán en un entorno de monedas de anclaje competidoras (Alesina y Barro, 2001).

De este modo, en una economía dolarizada se fomenta la disciplina fiscal (mejorando la credibilidad de la política) pero también restringe el margen fiscal de respuesta de maniobra del país para estabilizar la economía en tiempos difíciles (Marí y Gómez-Puig, 2016 y; Tornell y Velasco, 2000). De tal manera, si bien una de las ventajas de la dolarización es la eliminación del señoreaje, también puede verse como una desventaja. Como lo señala Palley (2003), el señoreaje es una forma importante de financiar el Gobierno especialmente en los países en desarrollo que carecen de los mecanismos administrativos para aumentar los impuestos de otras maneras.

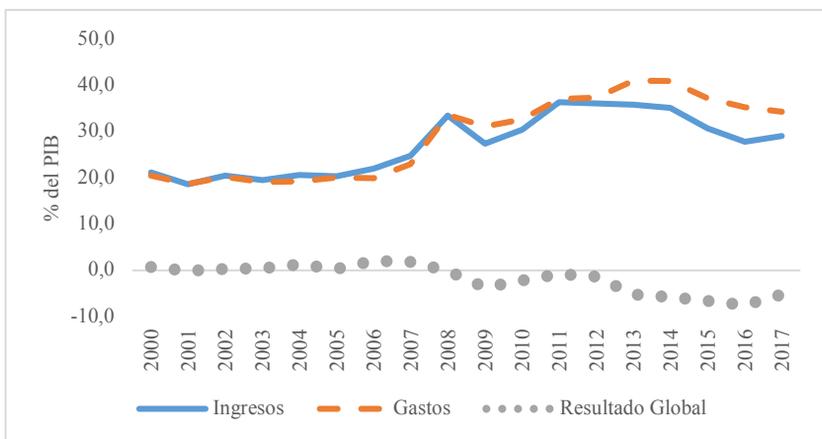
Marí y Gómez-Puig (2016) mencionan que uno de los argumentos principales utilizados por las autoridades de Ecuador para dolarizar fue justamente mejorar la disciplina de las cuentas públicas, un beneficio atribuido a la literatura de los regímenes

de tipo de cambio fijo. A continuación se presenta un análisis a partir de la estadística descriptiva del comportamiento fiscal de Ecuador pre y postdolarización.

De acuerdo con las cifras publicadas por el BCE (2020), se puede evidenciar que durante el período de vigencia del sucre los ingresos totales como porcentaje del PIB alcanzaban un promedio durante el período 1980-1999 de 22,8%, en tanto que para la época de dolarización crecieron en 9,7 puntos porcentuales, alcanzando los 32,5%.

GRAFICO 3

OPERACIONES DEL SPNF 2000-2018 (PORCENTAJES DEL PIB)



Fuente: BCE (2020).
Elaboración: Los autores.

Asimismo, los gastos como porcentaje del PIB, durante el período de vigencia del sucre, registran en promedio 2,0%, en tanto que para la época de dolarización alcanza el 33,8%, mostrando un incremento de 8,8 puntos porcentuales (BCE, 2020). En lo que se refiere al resultado primario como porcentaje del PIB, para el período de vigencia del sucre alcanza el 2,5%, en tanto que para la época de dolarización registra el 0,8%, es decir, un decrecimiento de 1,6 puntos porcentuales (BCE, 2020).

Pese a los supuestos inmersos en dolarización cierta evidencia empírica demuestra que no necesariamente una mejora y mayor disciplina fiscal, como en el caso de Panamá donde Quispe-Agnoli (2002) encuentran que en dicho país la dolarización mejoró la credibilidad de la política de Panamá, pero no garantizó la disciplina fiscal. Adicionalmente, debido a las rigideces impuestas por las restricciones en las políticas monetarias y cambiarias, Panamá es vulnerable a los choques reales, financieros y

políticos que afectan el crecimiento económico. En el caso ecuatoriano, a partir de la estadística descriptiva (véase Gráfico 3), se observan resultados primarios promedio más deficitarios en dolarización.

La concepción teórica que identifica una relación inversa entre dolarización y riesgo de incumplimiento también son cuatro, según Goldfajn *et al.* (2001): i) la eliminación de los bonos denominados en moneda local podría implicar que después de la adopción de la dolarización total, el precio de la deuda denominada en moneda extranjera reflejaría todos los riesgos, ii) la imposibilidad de utilizar el impuesto inflacionario podría resultar en una reducción en la capacidad del gobierno para pagar su deuda, aumentando el riesgo de incumplimiento de esta deuda, iii) la eliminación de los activos denominados en moneda local disminuiría las posibilidades de diversificación de los inversores, lo que podría aumentar la prima de riesgo de los instrumentos restantes y, iv) en ausencia de flexibilidad cambiaria, la eliminación del riesgo cambiario puede resultar en una mayor probabilidad de incumplimiento.

Adicionalmente, en relación con los flujos, el comportamiento del déficit se puede deber especialmente al sesgo deficitario en los países en vías de desarrollo (en esencia de América Latina y el Caribe) y la prociclicidad de su política fiscal (Alberola *et al.*, 2006 y; Gavin *et al.*, 1996). La caracterización de la política fiscal procíclica se sustenta en la revisión del indicador de impulso fiscal, el que básicamente compara la variación del balance estructural de una economía frente a la variación de la brecha del producto de dicho país (Schmieding, 2009). La intuición detrás del indicador se basa en la comparación de la posición fiscal excluidos aquellos componentes considerados como cíclicos o transitorios, es decir, enfocándose únicamente en la parte que refleja los movimientos inducidos por la voluntad política, frente al movimiento del crecimiento económico observado respecto de la trayectoria de equilibrio de largo plazo, es decir, del PIB que exhibe un crecimiento estacionario (Gobetti *et al.*, 2018).

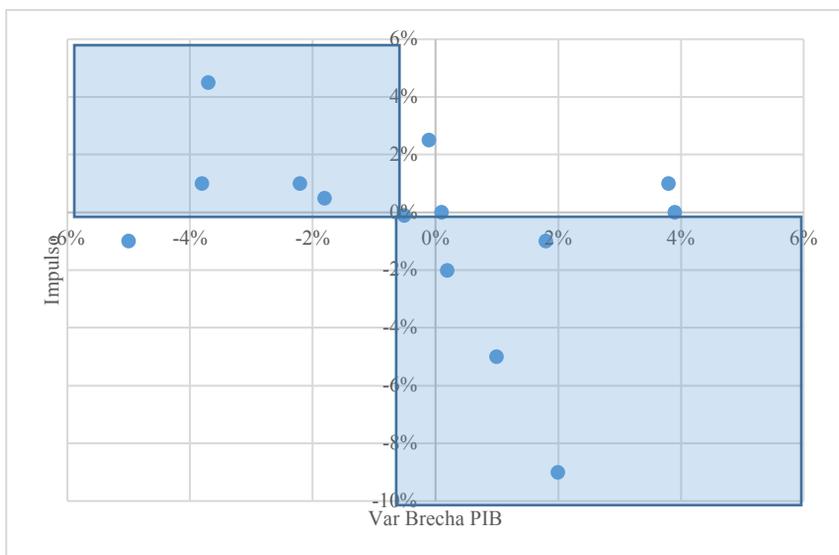
Para esta tarea se utilizó el balance estructural del Gobierno General de la base de datos de las Perspectivas Económicas Mundiales del Fondo Monetario Internacional (FMI), mientras que para el cómputo del PIB potencial se aplicó el filtro de Hodrick Prescott (HP) sobre la serie del PIB ecuatoriano en dolarización en valores constantes en logaritmos. La interpretación del indicador es: si se observa un deterioro del balance estructural en un período coincidente con un deterioro de la brecha de producto se puede interpretar que se habría aplicado una política fiscal expansiva para reactivar a la demanda agregada, mientras que de forma análoga un deterioro del balance estructural frente a una variación positiva de la brecha de producto exhibe una política fiscal procíclica.

Al analizar los resultados para los datos de Ecuador en dolarización se observa que durante los años 2001-2006, 3 de los 5 años de evaluación mostraron comportamientos procíclicos, mientras que para el período 2007-2016, 9 de los 10 años evaluados mostraron resultados de la misma naturaleza (procíclica), sin embargo se debe señalar que 5 de los 9 años presentaron resultados de una naturaleza procíclica particular, es decir, deterioros del resultado estructural (política fiscal expansiva), frente a mejoras

en la brecha de producto. Es decir, que se habría generado impulso fiscal dentro de períodos en los que la economía se encontraba dentro de una senda de crecimiento (estos resultados se observan con más detalle en el Gráfico 4).

GRAFICO 4

IMPULSO FISCAL Y BRECHA DEL PIB, PERÍODO 2000-2016



Fuente: Banco Central del Ecuador, Fondo Monetario Internacional.

Nota: Los cuadrantes de color gris muestran las áreas de política fiscal procíclica. Los puntos más oscuros corresponden al período 2001-2006, caso contrario corresponden al período 2007-2016.

Elaboración: Los autores.

Se observa que una sostenida política fiscal procíclica también implica déficits fiscales crecientes dentro de un entorno que para Ecuador, especialmente durante el período 2007-2016, implicó la cobertura de necesidades de financiamiento (déficits fiscales más amortizaciones de deuda) a partir de reducidas fuentes de financiamiento, costosas y con períodos de maduración cortos; y un mercado doméstico donde la percepción privada de insostenibilidad de la deuda pública generó de forma gradual menor dinamismo de la inversión privada, la generación de empleo, e incluso efectos en el sistema financiero privado, vinculado con retiros de depósitos de la banca privada local, es decir, de un incremento de la preferencia por liquidez por parte de

los hogares, con pequeñas caídas de los depósitos, como por ejemplo en el primer cuatrimestre del 2014.

Con el análisis de la literatura y evidencia empírica sustentada en la estadística descriptiva, a continuación se presenta la parte metodológica que servirá como base para analizar de forma general los principales resultados en dolarización de variables macrofiscales claves.

3. METODO

El método de control sintético (MCS) permite estimar efectos en el tratamiento por medio de datos para muestras (pequeñas) con unidades de estudio que son comparativas en el tiempo (Andrade, 2019; Abadie *et al.*, 2010 y; Abadie y Gardeazábal, 2003).

El MCS es similar a la metodología de diferencias en diferencias en cuanto a su diseño, en este sentido, se aprovecha las discrepancias entre las variables (unidades) que son tratadas y no son tratadas en un caso de estudio particular, no obstante, el MCS no le da el mismo peso a todas las unidades que no son tratadas (grupo sintético) el mismo peso, en comparación al diseño de diferencias en diferencias.

En el MCS se genera un promedio ponderado de las unidades que no fueron sujetas al tratamiento que busca coincidir con la unidad que fue sujeta al tratamiento durante el período de pretratamiento y lo utiliza como el contrafactual (Quistorff, 2016). Adicionalmente, el MCS es flexible, ya que puede controlar varios factores usando información previa al tratamiento, de tal manera que los resultados hipotéticos posteriores tendrán en cuenta características previas al tratamiento de las unidades que son independientes del tratamiento (Rosado, 2018).

Con lo mencionado, a continuación se realiza una presentación formal del MCS con los fundamentos de evaluación empírica de Abadie *et al.* (2010).

Se supone que existe $J+1$ regiones (en el caso particular de estudio países de América Latina y el Caribe, en adelante países). El primer país (Ecuador) está expuesto al tratamiento (dolarización), de modo que todos los países restantes son controles potenciales o también llamados el “conjunto de donantes” (Abadie *et al.* 2010 y Ontaneda, 2017). Es decir, $J=1$ denota el país tratado (Ecuador) y $j=2\dots J+1$ son todos los países no tratados. A su vez, se define T_0 como el momento en cual se establece el tratamiento, en el caso particular de estudio el año 2000, en el cual Ecuador optó por el dólar como moneda oficial.

Sea Y_{it}^N el resultado que se observaría para el país en ausencia del tratamiento y Y_{it}^I la variable de interés, siendo el resultado que se observaría para el tiempo si las unidades están expuestas a la intervención en los períodos T_0+1 a T . Se asume que antes de la intervención del tratamiento no tiene efectos sobre la unidad i , por lo tanto, para $t \in \{1, \dots, T_0\}$ y todo $i \in \{1, \dots, N\}$, se tiene $Y_{it}^I = Y_{it}^N$. Es oportuno señalar que implícito a la notación presentada por Abadie *et al.* (2010) se encuentra el supuesto

de no interferencia entre unidades, es decir, que los resultados de las unidades no tratadas no son afectados por la intervención implementada en las unidades tratadas (Abadie *et al.*, 2010 y Rosenbaum, 2007).

La diferencia entre el resultado que se observaría con el tratamiento y en ausencia del tratamiento sería el efecto del tratamiento para la unidad i en el período t ($\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$), y sea D_{it} un indicador que toma el valor 1 si la unidad se expuso a la intervención (postintervención) en el tiempo t y, cero casos contrarios, de este modo la unidad i en el momento t se puede definir como: $Y_{it}^I = Y_{it}^N + \alpha_{it} D_{it}$ (Abadie *et al.*, 2010 y Adhikari y Alm, 2016). El objetivo del MCS es medir α_{it} para $t \geq T_0$.

Los determinantes de la variable de resultado pueden expresarse en función al siguiente modelo lineal de factores (Andrade, 2019; Abadie *et al.*, 2011; Abadie *et al.*, 2010; Xu, 2017):

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde, δ_t es un factor común no observado (desconocido) y dependiente del tiempo, a su vez, constante entre unidades, Z_i es un vector ($r \times 1$) de covariables observadas y que no son afectadas por la intervención, θ_t es un vector ($1 \times r$) de parámetros tiempo-específicos desconocidos, λ_t es un vector ($1 \times F$) de factores comunes no observados, comunes a todas las unidades de control, μ_i es un vector ($F \times 1$) de factores desconocidos y específica para cada unidad y, ε_{it} representa *shocks* o choques transitorios a nivel de cada región no observados con media cero.

Andrade (2019) menciona que el MCS trata de emparejar Z_i y Y_{it}^N del período pretratamiento de la unidad tratada de manera que μ_i resulte emparejada. Si se considera, un vector ($J \times 1$) de pesos $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ tal que $w_j \geq 0$ para $j = 2, \dots, J + 1$ y $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$. Abadie *et al.* (2010) afirma que cada valor particular del vector representa un control sintético potencial, es decir, un promedio ponderado particular de las regiones de control o, en otras palabras, cada W es un promedio ponderado de las unidades (países de control) y representa una forma potencial de unidad de control sintético.

Se escoge un vector W^* que defina la combinación de regiones sin tratamiento porque emula de mejor manera al país de tratamiento (Abadie y Gardeazabal, 2003), de tal manera que la unidad sintética se construye a base de ponderaciones que minimicen el cuadrado de las diferencias entre los valores *ex ante* o pretratamiento de las características de la unidad tratada y de las unidades sin tratamiento, como lo presentan García *et al.* (2018):

$$w^* = \operatorname{argmin} \left[\left(Z_{11t} - \sum_{i=2}^J w_i Z_{1it} \right)^2 + \dots + \left(Z_{k1t} - \sum_{i=2}^J w_i Z_{kit} \right)^2 \right] \quad (2)$$

Donde W^* es la ponderación óptima, Z_{kit} es el valor de la característica k correspondiente a la unidad individual i en el período t . Según lo mencionan García *et al.* (2018) la unidad tratada es definida como el primer elemento de la sucesión i (i.e. $i = 1$).

Con las ponderaciones óptimas, es posible calcular el promedio ponderado de cada variable antes y después del tratamiento, pese a ello, es preferible encontrar el efecto de la intervención (política), un estimador aproximado se podría representar como (Andrade, 2019; Abadie *et al.*, 2010; Doudchenko y Imbens, 2016 y García *et al.*, 2018):

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{i=2}^J w_j^* Y_{jt} \quad (3)$$

En este sentido, Galiani y Quistorff (2017) afirman el efecto del tratamiento como la diferencia entre lo que sucedió con las variables de unidad que fue tratada y el promedio ponderado de las variables no tratadas, o como lo mencionan García *et al.* (2018), trata de medir la diferencia entre lo que sucedió con el tratamiento y lo que hubiera pasado de no existir dicho tratamiento, incluyendo la situación de comparación o contrafactual.

En cuanto a las pruebas de inferencia de los resultados, el estudio de Bertrand, Duflo y Mullainathan (2004) presenta mediante el uso de la metodología de diferencias en diferencias que los errores estándar subestiman la desviación respecto de la media de los estimadores debido a la existencia de correlación en los errores de la serie. Asimismo, en el uso del MCS como el análisis desarrollado por Adhikari *et al.* (2018) utilizan experimentos con placebos para hacer inferencias válidas en presencia de errores que pueden encontrarse correlacionados, adicionalmente no se realizan suposiciones paramétricas en la estructura del error, lo que genera que no exista un sesgo de sobrerechazo de la prueba t estándar.

Los estudios que realizan inferencia por medio de placebos realizados por Abadie *et al.* (2010) y por Bertrand, Duflo y Mullainathan (2004) permiten evaluar y considerar los efectos de la aplicación de la política o del tratamiento como tal; como lo afirman Adhikari *et al.* (2018), la esencia de los experimentos con placebo es probar si el estimado de la reforma estructural podría ser impulsado por casualidad. La prueba de placebo para la inferencia tiene una distribución estadística de prueba, misma que se calcula bajo permutaciones aleatorias de las asignaciones de las unidades de muestra para quienes fueron intervenidos a partir de la aplicación de una política y quienes no fueron objeto del tratamiento. Se aplica el MCS a cada uno de los grupos de control de la muestra, y se debe identificar que el efecto en el grupo que fue tratado es grande en relación con el efecto de un grupo que no recibió el tratamiento (Abadie *et al.*, 2010 y, Hahn y Shi, 2017). En este sentido, Abadie *et al.* (2010) mencionan que este ejercicio inferencial es exacto, en el sentido de que, independientemente del

número de comparación disponible de regiones, períodos de tiempo y si los datos son individuales o agregados, siempre es posible calcular la distribución exacta del efecto estimado de las intervenciones con placebo.

De forma específica, el estudio lleva a cabo varios experimentos con placebo sustentada en Adhikari *et al.* (2018), Abadie *et al.* (2010) y, Bertrand, Duflo y Mullainathan (2004) donde se realiza una estimación iterativa del efecto del tratamiento “placebo” para cada país en el grupo de control (es decir, países no tratados de América Latina y el Caribe) al suponer primero que estos países implementaron una reforma estructural (dolarización) en el mismo año que Ecuador y entonces ejecutando el método de control sintético.

Al seleccionar un grupo de control sintético para los países en el grupo de placebo (Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, Paraguay, Uruguay y Costa Rica), se omite el país tratado (Ecuador). El procedimiento (iterativo) provee una distribución de los efectos estimados del tratamiento con placebo para los países donde no se generó ningún tratamiento, en este sentido, si los experimentos de placebo muestran que el efecto del tratamiento (política-dolarización) con placebo es de magnitud mayor que los resultados del país que fue tratado, se determina que no existe evidencia empírica o estadística significativa de un efecto del tratamiento, caso contrario, la política sí tendría efecto, en la medida que el efecto del país tratado es grande en comparación con los efectos del tratamiento con placebos (Adhikari *et al.*, 2018; Galiani y Quistorff, 2017 y McClelland y Gault, 2017).

TABLA 2

FUENTES DE DATOS Y VARIABLES

Variable dependiente	Variables independientes	Fuente
PIB per cápita	Gasto de consumo del Gobierno General (%PIB), Gasto de consumo final de los hogares por crecimiento per cápita (% anual), formación bruta de capital fijo (%PIB), exportaciones (%PIB), importaciones (%PIB), precios (inflación) y, población de 65 años de edad y más (% del total)	Banco Mundial (BM) Fondo Monetario Internacional (FMI) Comisión Económica para América Latina Ministerio de Hacienda, Banco Central e Instituto de Estadísticas de los países de América Latina
Inflación	Brecha de producto*, crédito (% del PIB)	
Resultado primario	Deuda pública (%PIB), brecha de producto*, brecha de gasto público**	

Nota: Los valores potenciales de PIB y Gasto se obtuvieron mediante la metodología Hodrick-Prescott.

La brecha de producto se calcula como la diferencia entre el PIB (Y) y el PIB potencial (Y) dividido para el PIB ($Y - Y^*/Y$).

** La variable brecha de gasto es la diferencia entre el gasto público (G) y el gasto potencial (G*) en relación con el PIB o también puede ser vista como la parte no estructural del gasto, es decir, la parte discrecional del aumento o disminución del gasto público.

Elaboración: Los autores.

El modelo de PIB per cápita se sustenta en la formulación realizada por Fernández y García (2015), donde para el conjunto de características se utilizan predictores económicos estándar: gasto del consumo del Gobierno (gasto de consumo del Gobierno General como porcentaje del PIB) y de los hogares (gasto de consumo final de los hogares por crecimiento per cápita como porcentaje anual), inversión (representada por la inversión extranjera directa y la entrada neta de capital como porcentaje del PIB), exportaciones e importaciones (como porcentaje del PIB), la variable precios (inflación), y se incluye la variable de porcentaje de población de 65 años de edad o más (como porcentaje del total de población) como un indicador de dependencia, misma que controla la estructura demográfica de la economía.

Asimismo, la ecuación de dinámica del resultado primario se sustenta en la literatura de Ghosh *et al.* (2013), en donde existe una relación no lineal entre el resultado primario y el endeudamiento público, modelo con el que se asume un comportamiento explosivo de la deuda pública, en donde preexisten equilibrios múltiples, en este sentido, el resultado primario depende de un polinomio cúbico o de tercer grado sobre el *stock* de deuda como porcentaje del PIB rezagado en un período. Adicionalmente, con la finalidad de corregir el modelo por sesgo de variable omitida, se incluye en la estimación el sustento de Bohn (1998), mismo que adapta un modelo de suavización de impuestos de Barro (1979) en el que se incorporan las desviaciones del gasto público (brecha de gasto público) y del PIB (brecha de producto) respecto de la media (Londoño, 2019).

Adicionalmente, la inflación o el modelo de precios depende de dos variables específicas: i) la brecha de producto, de tal modo que, cuando una economía posee una brecha positiva, puede estar “sobrecalentada” generando una presión alcista de los precios (Jahan y Mahmud, 2013), esto es contrario a la concepción teórica y aplicación en economías con metas de inflación, por ello es importante mencionar que la autoridad monetaria o el Banco Central actúa de forma activa para el control de precios, esto, influenciado en gran parte por la denominada “divina coincidencia”, donde la estabilidad de las variables en términos nominales generan estabilidad en las variables reales (como crecimiento y desempleo), del modo que se ausenta el *trade off* entre incremento de precios y el *output gap* o la brecha de producto deseada (Caputo *et al.*, 2006), y ii) la cantidad de crédito como porcentaje del PIB considerando como supuesto que las variables de crédito reflejan el comportamiento de los depósitos o bancos por gestión de pasivos (Vargas, 1995).

Tras lo mencionado de los modelos empíricos desarrollados, a continuación se presentan los principales resultados obtenidos.

4. RESULTADOS

La sección de resultados se divide en tres partes con las que se desarrolló la evaluación empírica: i) PIB per cápita, ii) inflación, y iii) resultado primario.

a. PIB per cápita

La Tabla 3 presenta la lista de los países de control y su respectiva participación con la finalidad de obtener el Ecuador sintético. Para el caso del PIB per cápita, el mejor contrafactual de Ecuador es un promedio ponderado de Colombia (0,711), Costa Rica (0,147), Perú (0,105) y Paraguay (0,036). También se presenta el balance de los predictores de cada una de las variables independientes tanto del observado como de los datos para el Ecuador sintético.

TABLA 3
PONDERACIONES POR PAIS Y BALANCE DE PREDICTORES
DEL PIB PER CAPITA EN ECUADOR SINTETICO

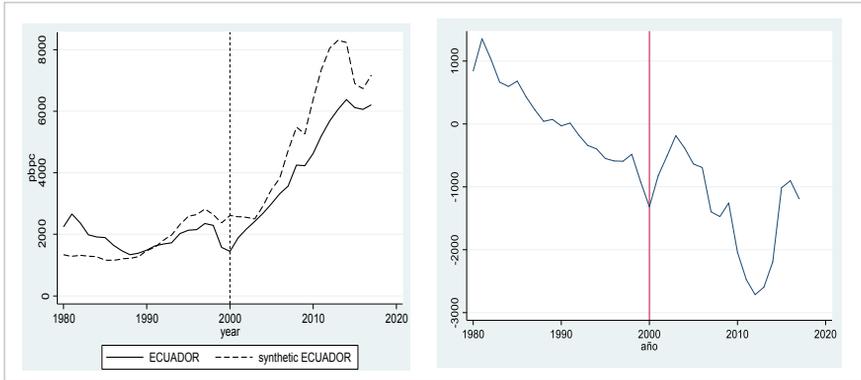
Ponderaciones por país en Ecuador sintético				Balance de Predictores				
País	Pond.	País	Pond.	Tratada	Sintético	Tratada	Sintético	
Bolivia	0	Perú	0,105	Gasto de consumo del GG	0,135029	Importaciones	0,207666	0,207306
Brasil	0	Paraguay	0,036	Gasto de consumo hogares	0,000848	Precios	0,365045	0,877948
Chile	0	Uruguay	0	Formación bruta de capital fijo	0,223494	Población de 65 años de edad y más	0,043121	0,042301
Colombia	0,711	Costa Rica	0,147	Exportaciones	0,194789			
México	0							

Elaboración: Los autores.

El panel del lado izquierdo del Gráfico 5 muestra el PIB per cápita de Ecuador y de su contraparte sintética entre 1980 y 2017, es posible señalar que los períodos de menor predicción se sitúan entre 1998 y 2003, años de crisis económica y grave recesión (1998-2000) y de recuperación (2000-2003). Pese a que la predicción no es exacta, el Ecuador sintético presenta una aproximación razonable de lo que hubiera sucedido con el PIB per cápita sin dolarización, de este modo la parte derecha del Gráfico 5 muestra el efecto estimado por la brecha entre el Ecuador dolarizado y su contrafactual después del 2000, es decir, después del tratamiento y la aplicación de la política. Desde el 2004 se observa que la diferencia existente en el PIB per cápita del Ecuador sintético, respecto del Ecuador real, sería a partir del 2004, de un rango de entre USD 1.000 y USD 2.000, a favor del Ecuador sintético.

GRAFICO 5

PIB PER CAPITA ECUADOR Y EFECTOS
ECUADOR SINTETICO



Elaboración: Los autores.

Abadie *et al.* (2010) y Bertrand, Duflo y Mullainathan (2004) proponen evaluar los resultados para determinar si son estadísticamente significativos mediante varias pruebas de placebo.

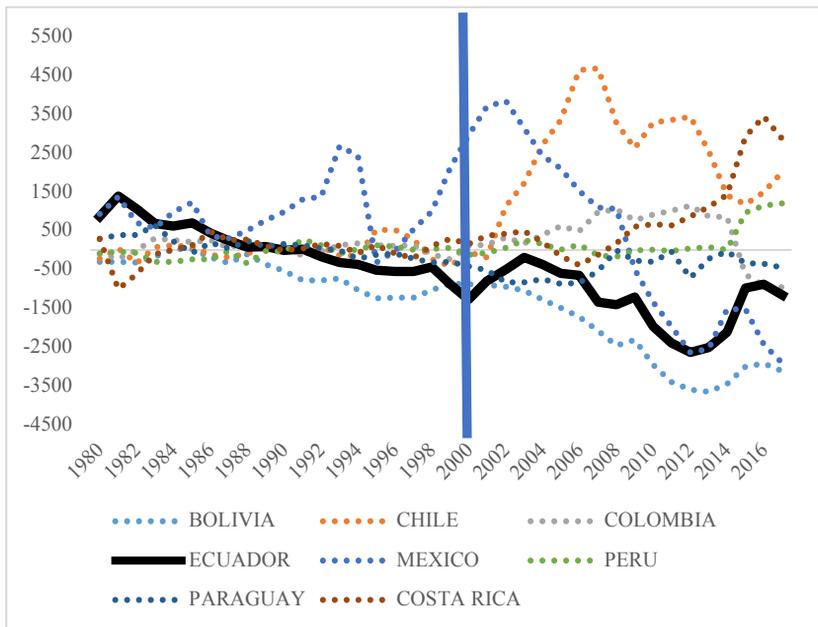
En esta parte, con la finalidad de analizar la robustez de los resultados se reestima de manera iterativa el modelo que se utiliza inicialmente para obtener el Ecuador sintético, omitiendo en cada una de las iteraciones uno de los países que recibieron un peso dentro de la Tabla 3 (Rosado, 2018). Las líneas de los países del grupo de control muestran la diferencia entre el PIB per cápita de cada aglomerado del grupo de control y su parte (versión) sintética. Dentro de esto se observa un efecto importante de la implementación de la política en el tratamiento.

Un elemento interesante para contextualizar de mejor manera este resultado, que en algunos casos puede parecer contradictorio, respecto de todas las bondades de la aplicación del régimen de dolarización en el país, corresponde al grado de sincronización del ciclo económico del país, con el ciclo económico de Estados Unidos (EE.UU.). Para esto, al realizar un ejercicio para evaluar el grado de correlación existente entre el componente cíclico de ambos países (y también de los países o grupo de control usados para este análisis), se observa que Ecuador registró una relación negativa del ciclo² económico, sin embargo, esta no es estadísticamente significativa, en relación

² Para este análisis se procedió a realizar el filtraje (descomposición por ciclo y tendencia de las series) de las series logarítmicas correspondientes al PIB real de los países; y posteriormente computar las

GRAFICO 6

BRECHAS EN EL PIB PER CAPITA EN ECUADOR Y EN LAS PRUEBAS PLACEBO



Elaboración: Los autores.

con el ciclo económico de Estados Unidos durante el período comprendido entre 1980 y 1999. A diferencia de países de la región como Brasil que exhibieron una relación fuerte y positiva entre los ciclos de los países como se refleja en la Tabla 4.

Sin embargo, este hecho no se revirtió durante el período de dolarización para Ecuador, ya que si se realiza el mismo ejercicio de correlación de ciclos (componente cíclico del PIB) para el período comprendido entre 2000 y 2017, el grado de correlación se vuelve menos negativa (se ubica en torno a 0), y el resultado tampoco es estadísticamente no significativo, a diferencia de países como México que muestra un grado de sincronía de ciclos superior al 80% para el período 2000-2017.

De esta manera se corrobora que tanto como condición previa a la adopción de dolarización, como en la actualidad, existe asincronía entre la dinámica de crecimiento de los dos países, lo que se convierte en un desafío relevante para Ecuador, al menos

matrices de correlación conjuntas para los períodos previos y posteriores a la adopción de la dolarización en Ecuador.

desde dos dimensiones concretas: i) la aplicación de la política monetaria de Estados Unidos, y sus efectos sobre el tipo de cambio nominal respecto de monedas como el Euro, puede generar impactos negativos en las exportaciones no petroleras de Ecuador durante períodos en los que se requiere suavizar el impacto de choques de términos de intercambio, asociados por ejemplo a la reducción del precio de materias primas en los mercados internacionales; y ii) los movimientos de tasas de interés de Estados Unidos pueden generar drenajes de liquidez en mercados emergentes, o incluso presionar a las tasas de interés efectivas del endeudamiento público, generando la insostenibilidad de la deuda pública en su componente variable (o incrementar el riesgo de *rollover* de la deuda del país).³

TABLA 4

MATRICES DE CORRELACION DE LOS COMPONENTES CICLICOS DE ECUADOR,
PAISES DE CONTROL Y ESTADOS UNIDOS PERIODO: 1980-1999

Países	EE.UU.	ECU.	BOL.	BRA.	CHI.	COL.	COSTAR.	MEX.	PER.	URU.	PAR.
EE.UU.	1,0000										
ECU.	-0,2695	1,0000									
BOL.	-0,2494	0,5158*	1,0000								
BRA.	0,5410*	0,1381	-0,1078	1,0000							
CHI.	0,0415	0,5879*	0,7791*	0,3089	1,0000						
COL.	-0,1089	0,6810*	0,5000*	0,5065*	0,6802*	1,0000					
COSTAR.	0,4341	0,1484	0,4143	0,4187	0,6922*	0,4413	1,0000				
MEX.	-0,1712	0,2308	0,4637*	-0,5011*	0,2319	-0,2535	0,0098	1,0000			
PER.	0,2009	0,1175	-0,1212	0,6374*	0,0623	0,3730	0,0240	-0,3327	1,0000		
URU.	0,1822	0,4467*	0,6413*	0,4479*	0,8227*	0,5867*	0,6118*	0,2371	0,3752	1,0000	
PAR.	-0,0531	0,6136*	0,7315*	0,3250	0,8251*	0,7555*	0,3663	0,1145	0,2257	0,7816*	1,0000

Fuente: Banco Mundial (2020a).

Nota: *Coeficiente de correlación significativo al nivel del 5%.

Todas las observaciones de PIB real a precios constantes 2010 en USD fueron transformadas en logaritmos. El componente cíclico se obtuvo como el diferencial entre la serie original (en logaritmos) y la parte tendencial, su utilizó el filtro Hodrick-Prescott con un valor de lambda de 100, valor recomendado al analizar datos anuales.

³ El ejercicio de correlación fue contrastado para validar su robustez mediante la aplicación de ejercicios de regresión, que se muestran en el Anexo N. 1

TABLA 5

MATRICES DE CORRELACION DE LOS COMPONENTES CICLICOS DE ECUADOR,
PAISES DE CONTROL Y ESTADOS UNIDOS PERIODO: 1999-2017

Países	EE.UU.	ECU.	BOL.	BRA.	CHI.	COL.	COSTAR.	MEX.	PER.	URU.	PAR.
EE.UU.	1,0000										
ECU.	-0,0994	1,0000									
BOL.	0,0148	0,3442	1,0000								
BRA.	-0,3912	0,6771*	0,3876	1,0000							
CHI.	0,2842	0,7901*	0,4951*	0,6419*	1,0000						
COL.	0,0061	0,7908*	0,5622*	0,6282*	0,8557*	1,0000					
COSTAR.	0,2652	0,1709	0,4029	0,3832	0,5844*	0,5812*	1,0000				
MEX.	0,8372*	-0,0144	0,3070	-0,0624	0,4935*	0,1437	0,4926*	1,0000			
PER.	-0,2875	0,5850*	0,5799*	0,8507*	0,7088*	0,7752*	0,6613*	0,0515	1,0000		
URU.	-0,2725	0,3623	0,7258*	0,7122*	0,5301*	0,5806*	0,4439	0,0975	0,7739*	1,0000	
PAR.	-0,2206	0,4076	0,5597*	0,5585*	0,4704*	0,6834*	0,4299	-0,0037	0,6883*	0,6870*	1,0000

Fuente: Banco Mundial (2020a).

Nota: *Coeficiente de correlación significativo al nivel del 5%

Todas las observaciones de PIB real a precios constantes 2010 en USD fueron transformadas en logaritmos. El componente cíclico se obtuvo como el diferencial entre la serie original (en logaritmos) y la parte tendencial, su utilizó el filtro Hodrick-Prescott con un valor de lambda de 100, valor recomendado al analizar datos anuales.

b. Inflación

La lista de los países del grupo de control y la participación para obtener el Ecuador sintético se encuentra en la Tabla 6. Respecto de la inflación, el contrafactual que más se asemeja a Ecuador es un promedio ponderado de Colombia (0,599) y Uruguay (0,401). También se presenta el balance de los predictores de cada una de las variables independientes tanto del observado como de los datos para el Ecuador sintético.

El Gráfico 7 presenta los datos de la inflación de Ecuador en el período 1989-2017 y la parte del Ecuador sintético, así como los resultados presentados en el caso del PIB per cápita, en el modelo de inflación se observa que existe una baja predicción entre 1998 y 2003. La predicción señala indicios postestabilización de la economía ecuatoriana (después de 2003), que la dolarización presenta mejores resultados en la variación de precios que Ecuador sin dolarización (sintético). Ecuador dolarizado presenta mejores resultados, con una reducción entre 0,5% y 1% de los datos de dolarización del Ecuador sintético.

TABLA 6

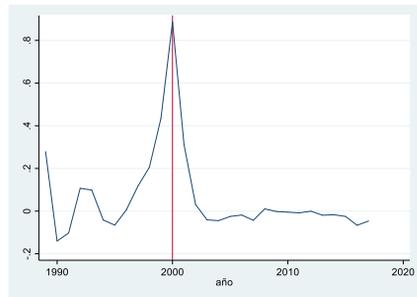
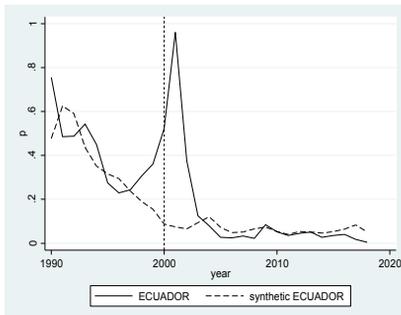
PONDERACIONES POR PAIS Y BALANCE DE PREDICTORES
DE INFLACION EN ECUADOR SINTETICO

Ponderaciones por país en Ecuador sintético				Balance de predictores		
País	Pond.	País	Pond.	Tratada		Sintético
Bolivia	0	Colombia	0,599	Brecha de producto Crédito	0,073491	0,0657024
Brasil	0	Uruguay	0,401		0,162088	0,3259954
Chile	0	Costa Rica	0			

Elaboración: Los autores

GRAFICO 7

INFLACION EFECTOS ECUADOR Y ECUADOR SINTETICO



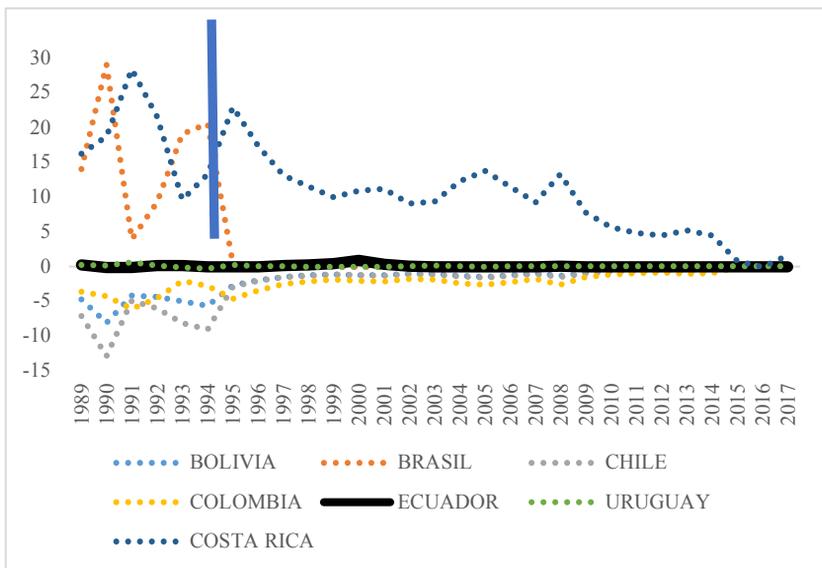
Elaboración: Los autores.

Para determinar si los resultados tienen significancia estadística, a continuación se presentan las pruebas de placebo.

El Gráfico 8 presenta las pruebas de placebo, las líneas de los países del grupo de control muestran la diferencia entre la inflación de cada aglomerado del grupo de control y su versión sintética, no se observa un claro efecto de la aplicación de la política especialmente, por la composición de la variación de los precios en los países del grupo de control, quienes han estabilizado su inflación en valores máximos del 10%; según la información disponible, se podría definir que no hubo un impacto significativo (Banco Mundial, 2020).

GRAFICO 8

BRECHAS EN LA INFLACION EN ECUADOR Y EN LAS PRUEBAS PLACEBO



Elaboración: Los autores.

c. Resultado primario

Aplicando el modelo teórico de Ghosh *et al.* (2013) de la función de reacción fiscal con un polinomio cúbico de deuda se realiza la aplicación del resultado primario para Ecuador y el Ecuador sintético. En la Tabla 7 se encuentra la lista de los países del grupo de control y la participación para obtener el Ecuador sintético. En este sentido, el mejor contrafactual para Ecuador es un promedio ponderado solamente de Colombia (1). Al igual que en los ejercicios anteriores, se presenta el balance de los predictores de cada una de las variables independientes tanto del observado como de los datos para el Ecuador sintético.

El Gráfico 9 presenta el resultado primario para Ecuador y el Ecuador sintético, la parte izquierda presenta que existe una predicción del Ecuador que del grupo de los ponderados en el proceso se encontró que Colombia era el principal para la creación del Ecuador sintético. Los resultados a nivel de flujos fiscales (resultado primario) muestran que en los primeros años de dolarización se tuvieron mejores resultados primarios que en el Ecuador sintético, pese a ello a partir de 2010 se encuentra una relación opuesta, el Ecuador sintético presenta mejores resultados de las cuentas públicas

que el Ecuador dolarizado, el efecto bordea del contrafactual sobre el observado los 3 puntos porcentuales del PIB promedio entre 2010 y 2017.

TABLA 7

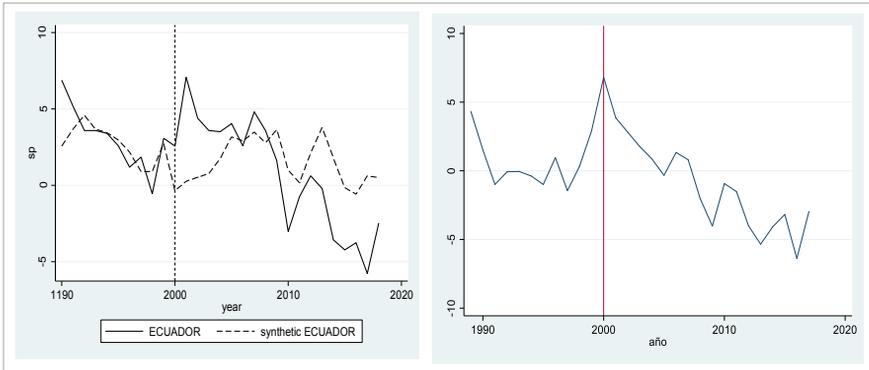
PONDERACIONES POR PAIS Y BALANCE DE PREDICTORES DEL RESULTADO PRIMARIO EN ECUADOR SINTETICO

Ponderaciones por país en Ecuador sintético				Balance de predictores					
País	Pond.	País	Pond.	Tratada		Sintético	Tratada		Sintético
Bolivia	0	Colombia	1	Deuda _{Λ1}	1,88357	1,212366	cyeco	0,073491	0,0548042
Brasil	0	México	0	Deuda _{Λ2}	3,76713	2,424733	cygas	0,185054	-0,642659
Chile	0			Deuda _{Λ3}	5,6507	3,637099			

Elaboración: Los autores.

GRAFICO 9

RESULTADO PRIMARIO EFECTOS ECUADOR Y ECUADOR SINTETICO

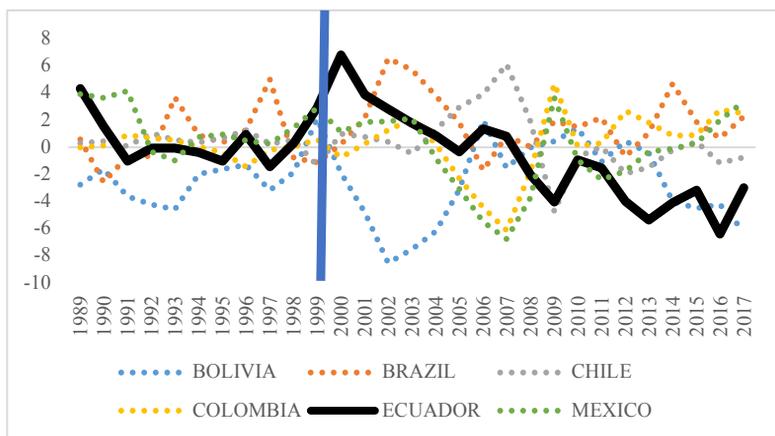


Elaboración: Los autores.

El Gráfico 10 muestra las pruebas de placebo, en este sentido, se estima un efecto importante de la aplicación de la medida sobre el tratamiento en comparación al grupo de control.

GRAFICO 10

BRECHAS EN EL RESULTADO PRIMARIO EN ECUADOR Y EN LAS PRUEBAS PLACEBO



Elaboración: Los autores

5. CONCLUSIONES

La investigación tuvo como objetivo analizar los efectos macrofiscales de la dolarización en Ecuador para tres variables clave: i) del Producto Interno Bruto per cápita, ii) el comportamiento de los precios, y iii) el análisis del resultado primario del gobierno. Mediante el análisis técnico-teórico y la aplicación de la metodología econométrica de control sintético, se buscó construir un Ecuador sintético (sin dolarización) a partir del 2000, con la información de variables relevantes para el análisis de cada elemento a base de la información proporcionada de los países del grupo de control, es decir, con un set de países de características socioeconómicas similares, para el caso de estudio, se utilizaron países de América Latina y el Caribe, que no fueron afectadas por el tratamiento o la decisión de política (dolarización), de este modo se obtiene un contrafactual. A partir de esto, se accede a los siguientes resultados:

- Desde el 2004 se observa que el Ecuador bajo esquema de dolarización mostraría un PIB per cápita más bajo respecto del Ecuador sintético, en valores que oscilan entre USD 1.000 y USD 2.000. Es importante señalar que de acuerdo con la literatura los países que operan bajo sistemas de tipo de cambio flexible suelen registrar resultados referentes a crecimiento económico más robustos y dinámicos respecto de economías con tipos de cambio fijo.

- Al analizar la sincronización de los ciclos económicos con la correlación entre el componente cíclico del PIB real de Ecuador y el de EE.UU. se corrobora que tanto como condición previa a la adopción de dolarización como en la actualidad existe asincronía entre la dinámica de crecimiento de los dos países, lo que se convierte en un desafío relevante para Ecuador, de este modo, los costos de PIB per cápita asociado a la dolarización en Ecuador tienen que ver, en parte, con la asincronía inicial entre el ciclo de Ecuador y de Estados Unidos.
- La dolarización presenta mejores resultados en la variación de precios que el Ecuador sin dolarización (sintético). En este sentido, el Ecuador dolarizado presenta mejores resultados, con una reducción entre 0,5% y 1% de los datos de dolarización del Ecuador sintético. Sin embargo, este resultado de acuerdo con las pruebas de placebo no sería estadísticamente significativo
- Los resultados a nivel de flujos fiscales (resultado primario) muestran que en los primeros años de dolarización se tuvieron mejores resultados primarios que en el Ecuador sintético, pese a ello, a partir de 2010 se encuentra una relación opuesta, el Ecuador sintético presenta mejores resultados de las cuentas públicas que el Ecuador dolarizado, el efecto del contrafactual sobre el observado bordea los 3 puntos porcentuales del PIB promedio entre 2010 y 2017. Este hecho se vincula con el resultado observado en PIB per cápita, lo que implícitamente refuerza la relación teórica existente entre la base de ingreso nacional y la recaudación tributaria. Este resultado sería estadísticamente significativo, sin embargo, sería importante extender el análisis a una cobertura de aspectos institucionales, políticos y de choques globales que permitan tener elementos de análisis más claros para sustentar la hipótesis referente a las cuentas fiscales.

El ejercicio planteado parte de la concepción teórica y yace hacia la evaluación empírica, pese a ello, es importante que los resultados sean considerados como un mecanismo de análisis que puede contrarrestarse con la aplicación de otras metodologías y, en el caso del control sintético, complementar con otro tipo de países alternativos como países en vías de desarrollo no solo de América Latina y el Caribe.

Se recomienda contextualizar los resultados como un aporte académico al estudio de la dolarización, y ampliar el debate.

REFERENCIAS

- ADHIKARI, B.; R. DUVAL; B. HU y P. LOUNGANI (2018). "Can reform waves turn the tide? Some case studies using the synthetic Control Method", *Open Economies Review* 29(4), pp. 879-910.
- ALESINA, A. y J. BARRO (2001). "Dollarization", *American Economic Review* 91(2), pp. 381-385.
- ANDERSON, A. (2016). "Dollarization: A case study of Ecuador", *Journal of Economics and Development Studies* 4(2), pp. 56-60.
- ANDRADE, E. (2019). *Evaluación del impacto de un conjunto de políticas de seguridad sobre la tasa de homicidios en el Ecuador (2007-2014): Método de Control Sintético*, Tesis de Maestría, Quito: Flasco Sede Ecuador.

- AMAYA, M. (2013). La dolarización y el crecimiento económico. 10 Marzo de 2021, <https://www.academia.edu/41589013/La_dolarizaci%C3%B3n_y_el_crecimiento_econ%C3%B3mico>
- ABADIE, A.; A. DIAMOND y J. HAINMUELLER (2011). “Synth: An R package for synthetic control methods in comparative case studies”, *Journal of Statistical Software* 42(13), pp. 1-17.
- ABADIE, A.; A. DIAMOND y J. HAINMUELLER (2010). “Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California’s tobacco control program”, *Journal of the American statistical Association* 105(490), pp. 493-505.
- ABADIE, A. y J. GARDEAZABAL (2003). “The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country”, *American economic review* 93(1), pp. 113-132.
- ADHIKARI, B. y J. ALM (2016). “Evaluating the economic effects of flat tax reforms using synthetic control methods”, *Southern Economic Journal* 83(2), pp. 437-463.
- ALBEROLA, E.; M. MONTERO; M. BRAUN y T. CORDELLA (2006). “Debt Sustainability and Pro-cyclical Fiscal Policies in Latin America [with Comments]”, *Economía* 7(1), pp. 157-193.
- BCE (2020). Información estadística, Banco Central del Ecuador. 20 Marzo de 2021, <<https://www.bce.fin.ec/>>
- BM (2020a). Información estadística. Banco Mundial. 21 Marzo de 2021, <<https://datos.bancomundial.org/indicador>>
- BM (2020b). Clasificación histórica de ingresos por país. Banco Mundial. 29 Marzo de 2021, <<https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>>
- BARRO, R. (1979). “On the determination of the public debt”, *Journal of political Economy* 87(5, Part 1), pp. 940-971.
- BECKERMAN, P. y A. SOLIMANO (2002). Crisis and dollarization in Ecuador: Stability, growth, and social equity. The World Bank. 01 Abril de 2021, <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/14256>>
- BERG, M. (2000). The pros and cons of full dollarization. International Monetary Fund. 05 Abril de 2021, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp0050.pdf>
- BERTRAND, M.; E. DUFLO y S. MULLAINATHAN (2004). “How much should we trust differences-in-differences estimates?”, *The Quarterly journal of economics* 119(1), pp. 249-275.
- BOGETIC, Z. (2000). “Official dollarization: Current experiences and issues”, *Cato Journal* EconPapers 20(2), pp. 179-213.
- BOHN, H. (1998). “The behavior of U.S. Public Debt and Deficits”, *The Quarterly Journal of economics EconPapers* 113(3), pp. 949-963.
- CALDERÓN, J. y S. ZAMBRANO (2019). “El impacto de la dolarización en el sistema económico: Caso Ecuador 2000-2016”, *ECA Sinergia* 10(1), pp. 38-58.
- CAPUTO, R.; F. LIENDO y J. MEDINA (2006). “Modelos Neokeynesianos para Chile durante el período de metas de inflación: Un enfoque estructural”, *Economía chilena* 9(3), pp. 73-95.
- CASTILLO-PONCE, R.; B. TRUONG y M. RODRIGUEZ (2021). “Dollarization and economic interdependence: the case of Ecuador”. *Revista de Análisis Económico—Economic Analysis Review* 36(1), 85-101.
- DÉES, S. y N. ZORELL (2012). “Business cycle synchronisation: disentangling trade and financial linkages”, *Open Economies Review* 23(4), 623-643.
- DOMÍNGUEZ, R. y S. CARIA (2016). “Ecuador en la trampa de la renta media”, *Problemas del desarrollo* 47(187), pp. 89-112.
- DOUDCHENKO, N. y G. IMBENS (2016). Balancing, regression, difference-in-differences and synthetic control methods: A synthesis (No. w22791). National Bureau of Economic Working Paper. 06 Abril de 2021. <Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w22791/w22791.pdf>
- DORNBUSCH, R. (2001). “Fewer monies, better monies”, *American Economic Review* 91(2), pp. 238-242.
- EDWARDS, S. y I. MAGENDZO (2003). “Dollarization and economic performance: what do we really know?”, *International Journal of Finance & Economics* 8(4), pp. 351-363.
- FERNÁNDEZ, J. (2017). “Elementos de análisis para la sostenibilidad de una economía dolarizada”, *Revista Economía* 69(109), 189-212.
- FERNÁNDEZ, C. y P. GARCIA, P. (2015). The Impact of the Euro on Euro Area GDP Per Capita. Banco de España. Documentos de Trabajo N°1530. 08 Abril de 2021, <<https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadadas/DocumentosTrabajo/15/Fich/dt1530e.pdf>>

- GALIANI, S. y B. QUISTORFF (2017). "The synth runner package: Utilities to automate synthetic control estimation using synth", *The Stata Journal* 17(4), pp. 834-849.
- GARCIA-LEMBERGMAN, E.; M. ROSSI y R. STUCCHI (2018). "The Impact of Export Restrictions on Production: A Synthetic Control Approach", *Economía* 18(2), pp. 147-173.
- GASTAMBIDE, A. (2010). *El camino hacia la dolarización en Ecuador. Flacso-Sede Ecuador*.
- GAVIN, M.; R. HAUSMANN; R. PEROTTI y E. TALVI (1996). "Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, procyclicality, and limited creditworthiness", *Inter-American Development Bank, Working paper* 326. pp.1-23.
- GHOSH, A.; J. KIM; E. MENDOZA; J. OSTRY y M. QURESHI (2013). "Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies", *The Economic Journal* 123(566), F4-F30.
- GOBETTI, S.; R. ORAIR y F. DUTRA (2018). *Resultado estructural e impulso fiscal: Aprimoramentos metodológicos (No. 2405). Texto para Discussão*.
- GOLDFAJN, I.; G. OLIVARES; J. FRANKEL y G. MILESI-FERRETI (2001). "Full dollarization: the case of Panama [with Comments]", *Economía* 1(2), pp. 101-155.
- GRIFFIN, K. (2001). "Desarrollo humano: origen, evolución e impacto", *Revista de Economía Mundial* 25(5), pp. 217.
- HAHN, J. y R. SHI (2017). "Synthetic control and inference", *Econometrics* 5(4), pp. 52.
- HERRERA, B. y J. CABALLERO (2002). "Dolarizar: ¿Realmente un dilema?", *Cuadernos de economía* 21(36), pp. 99-152.
- HIDALGO, F. (2002). "La dolarización ecuatoriana", *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, pp. 79.
- HOLLAND, A. y C. MULDER, C. (2006). ¿Puede la deuda indexada absolver el "pecado original"? El papel de la deuda indexada en el desarrollo de los mercados en moneda local. Dolarización Financiera, pp. 285.
- JAHAN, S. y A. MAHMUD (2013). ¿Qué es la brecha del producto?, *Finance & Development* 50(3), 38.
- LONDOÑO, S. (2019). *Función de reacción fiscal para Ecuador, 2000-2017*. Tesis de Maestría, Quito: Flacso Sede Ecuador.
- LOPEZ, L. y R. AYALA (2009). *El proceso de dolarización en el Ecuador: factores determinantes*. Tesis de Grado, Guayaquil, Ecuador: Espol.
- MARÍ, M. y M. GÓMEZ (2016). "Fiscal sustainability and dollarization: the case of Ecuador", *Applied Economics* 48(23), pp. 2139-2155.
- MCCLELLAND, R. y S. GAULT (2017). *The synthetic control method as a tool to understand state policy*. Washington, DC: Urban-Brookings Tax Policy Center.
- MUÑOZ, N. (2010). "Renta per cápita como medida de desarrollo económico en Latinoamérica", *Equidad y desarrollo* (14), pp. 37-48.
- ONTANEDA, D. (2017). "El impacto de la dolarización oficial en la profundización financiera en Ecuador" *Cuestiones Económicas* 27(1), pp. 13-43.
- PALLEY, T. (2003). "The economics of exchange rates and the dollarization debate: the case against extremes", *International Journal of Political Economy* 33(1), pp. 61-82.
- PHÉLAN, M. (2011). "Revisión de índices e indicadores de desarrollo: aportes para la medición del buen vivir (sumak kawsay)", *OBETS: Revista de Ciencias Sociales* 6(1), pp. 69-96.
- QUISPE-AGNOLL, M. (2002). *Costs and Benefits of dollarization*. In *LACC Conference on Dollarization and Latin America*, Miami, Florida.
- QUISTORFF, B. (2016). *El paquete synth_runner: utilidades para automatizar la estimación con control sintético*. 12 Abril de 2021. <https://blogs.iadb.org/efectividad-desarrollo/es/synth_runner/>
- ROCA, R. (1999). Dolarización, cajas de convertibilidad y monedas regionales. Segunda Época, Año IV, N° 14 Lima, diciembre 1999, pp. 123.
- RODRÍGUEZ, C. (2000). Dolarización, "Realidad y Reflexión", Año. 1, (1), p. 15-21.
- ROSADO, J. (2018). "Usando el método de control sintético para analizar la efectividad del Protocolo de Kioto para reducir las emisiones de CO₂, CH₄ y N₂O en España", *Revista de Economía del Rosario* 21(2), pp. 341-379.
- ROSENBAUM, P. (2007). "Interference between units in randomized experiments", *Journal of the American Statistical Association* 102(477), pp. 191-200.

- ROSENBERG, H. (1994). "El índice de desarrollo humano", *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana (OSP)* 117 (2), pp. 1-10.
- SCHMIEDING, H. (2009). "The case against a common fiscal boost in Europe", *Intereconomics* 44(1), pp. 4-22.
- TAS, B. y S. TOGAY (2014). "Efectos de la dolarización oficial en una pequeña economía abierta: el caso de Ecuador", *Investigación económica* 73(290), pp. 51-86.
- TORNELL, A. y A. VELASCO (2000). "Fixed versus flexible exchange rates: Which provides more fiscal discipline?", *Journal of Monetary Economics* 45(2), pp. 399-436.
- VARGAS, H. (1995). La relación entre el crédito y la inflación, "*Borradores semanales de economía*" (37), pp. 1-20.
- XU, Y. (2017). "Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models", *Political Analysis* 25(1), pp. 57-76.

ANEXO 1

REGRESIONES DE COMPONENTES CICLICOS ECUADOR-USA PERIODO: 1980-1999

Linear regression				Number of obs	=	20
Linear regression				F(1, 18)	=	1.85
Linear regression				Prob > F	=	0.1908
Linear regression				R-squared	=	0.0726
Linear regression				Root MSE	=	0.01833
ecu	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eeuu	-0.264185	0.1943494	-1.36	0.191	-0.6724979	0.1441278
_cons	0.0034857	0.0041664	0.84	0.414	-0.0052676	0.012239

REGRESIONES DE COMPONENTES CICLICOS ECUADOR- USA PERIODO: 2000-2017

Linear regression				Number of obs	=	20
Linear regression				F(1, 18)	=	1.85
Linear regression				Prob > F	=	0.1908
Linear regression				R-squared	=	0.0726
Linear regression				Root MSE	=	0.01833
ecu	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eeuu	-0.264185	0.1943494	-1.36	0.191	-0.6724979	0.1441278
_cons	0.0034857	0.0041664	0.84	0.414	-0.0052676	0.012239

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 49 • Nº 1 / JUNIO 2022

ARTÍCULOS

Economic cycles and self-employment: Synthetic Cohort Analysis
for Greater Santiago

Rodrigo Montero, Joaquín Pérez

Transitional dynamics and the evolution of information
transparency: a global analysis

Andrew David Williams, Tsun Se Cheong, Michal Wojewodzki

Determinantes de la sincronización de los ciclos económicos
en América del Norte

Javier Emmanuel Anguiano Pita, Antonio Ruiz Porras

Efectos de la migración venezolana sobre
los salarios en Colombia

**Alix Juliana Obando Arias, Josefa Ramoni-Perazzi,
Isaac Guerrero Rincón**

SUSCRIPCIONES AÑO 2022

Suscripción anual	Subscriptions rates
Chile: Instituciones \$ 22.000 Individuo \$ 17.000 Estudiantes \$ 10.000* Números sueltos \$ 12.000 c/u (Incluido transporte aéreo)	All other countries: Institutions US\$ 42 Individuals US\$ 38 Single copy rate US\$ 22 (Includes postage)
*Se debe presentar certificado de matrícula. Toda correspondencia puede hacerse al Editor; en cuanto a pedido de publicaciones, puede hacerse mediante cheque o solicitarlas mediante factura proforma a: Facultad de Economía y Negocios Universidad de Chile, Campus Andrés Bello, Diagonal Paraguay 257, torre 26, casilla 3861, Santiago, Chile.	Correspondence should be addressed to Editor, Estudios de Economía. Make all remittances payable to: Facultad de Economía y Negocios, U. de Chile. P.O. Box 3861, Santiago, Chile.

**Suscripción y venta: Campus Andrés Bello: Diagonal Paraguay 257, Oficina 1606,
Piso 16 - Torre 26, Santiago, Chile. Teléfonos: 22 978 3411 - 22 978 3410**

**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMIA Y NEGOCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

CONTRIBUCIONES

Todos los artículos enviados a la RAE-EAR siguen el siguiente proceso de revisión. En primer lugar, son asignados a un editor quien determina si el artículo se envía a referato o si es rechazado (*desk reject*).

Los artículos enviados a referato son sometidos a un proceso de arbitraje con evaluadores anónimos (*single-blind*).

Los autores que deseen enviar artículos para su publicación deben hacerlo por medio de nuestro sitio <https://www.rae-ear.org>, en formato PDF o Word, y considerar que los trabajos deben ser originales, inéditos y no estar siendo evaluados para publicación en otra revista.

Se aceptan manuscritos en inglés y español. Los mismos deben incluir, en ambos idiomas, un título, resumen o *abstract* de no más de cien (100) palabras, palabras claves y los códigos JEL correspondientes. La página de cubierta deberá incluir el nombre de los autores, afiliación institucional e información de contacto.

Los manuscritos aceptados para su publicación deberán seguir las instrucciones de estilo de la revista publicados en:

<https://www.rae-ear.org/index.php/rae/about/submissions#authorGuidelines>.

SUBMISSION OF PAPERS

All manuscripts submitted to RAE-EAR go through the following editorial process. First, they are assigned to an editor who may reject the paper without calling on outside referees. Second, those articles that are not rejected by an editor are sent to one or more referees. Manuscripts are reviewed in a single-blind fashion.

Authors must submit their manuscripts, in Word or PDF format, electronically at <https://www.rae-ear.org>. Any submitted article should not be under consideration for publication at another journal. Submission implies that the manuscript constitutes unpublished original work.

RAE-EAR publishes articles both in English and Spanish. They should include, in both languages, a title page, an abstract of no more than one-hundred (100) words, keywords and the corresponding JEL codes. Manuscripts should also include a title page with each author's name, affiliation and contact information.

Accepted articles must conform to the style guide provided at:

<https://www.rae-ear.org/index.php/rae/about/submissions#authorGuidelines>.

Erasmus Escala 1835
Teléfono: (56) 22 8897356
Santiago
Chile

UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO