

R E V I S T A D E

ANÁLISIS ECONÓMICO

VOLUMEN 38 - Nº 1

ISSN 0718-8870

ABRIL DE 2023

ARTICULOS / ARTICLES

Edison Choque Sánchez

Fertilidad y resultados laborales: una evidencia causal para Bolivia
Fertility and Labor Outcomes: a Causal Evidence for Bolivia

Juan Sebastián Becerra, Andrés Sagner

Twitter-Based Economic Policy Uncertainty Index for Chile
Índice de incertidumbre económica y política para Chile basado en Twitter

Antonio Lemus, Carlos Pulgar

Endeudamiento máximo sostenible de los hogares en Chile
Households' Maximum Sustainable Indebtedness in Chile

Daniel Oks, Omar Chisari, Juan Pablo Vila Martínez

Pandemia Covid-19: impacto económico y políticas anticíclicas. *Simulaciones basadas en un modelo de equilibrio general computado de Argentina*
Covid-19 Pandemia: Economic impact and anticyclical policies. Simulations based on a computable general equilibrium model of Argentina

José Reyes Bernal-Bellón, Jaime Rodríguez, Javier Oswaldo Rodríguez Velásquez, Sandra Catalina Correa Herrera, Signed Esperanza Prieto Bohórquez, Jorge Eliecer Gaitán Méndez

Predicción matemática de la relación marginal capital producto anual con base en una metodología fundamentada en la caminata al azar probabilística
Mathematical prediction of the annual marginal capital-output ratio based on a probabilistic random walk methodology

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

**REVISTA DE
ANALISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW**

EDITORS / EDITORES

Ramiro de Elejalde, Universidad Alberto Hurtado
Carlos J. Ponce, Universidad Alberto Hurtado

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 38 - Nº 1

ISSN 0718-8870

ABRIL DE 2023

ARTICULOS / ARTICLES

Edison Choque Sánchez

Fertilidad y resultados laborales: una evidencia causal para Bolivia
Fertility and Labor Outcomes: a Causal Evidence for Bolivia

3

Juan Sebastián Becerra, Andrés Sagner

Twitter-Based Economic Policy Uncertainty Index for Chile
Indice de incertidumbre económica y política para Chile basado en Twitter

41

Antonio Lemus, Carlos Pulgar

Endeudamiento máximo sostenible de los hogares en Chile
Households' Maximum Sustainable Indebtedness in Chile

71

Daniel Oks, Omar Chisari, Juan Pablo Vila Martínez

Pandemia Covid-19: impacto económico y políticas anticíclicas.
Simulaciones basadas en un modelo de equilibrio general computado de Argentina

Covid-19 Pandemia: Economic impact and anticyclical policies.

Simulations based on a computable general equilibrium model of Argentina

101

José Reyes Bernal-Bellón, Jaime Rodríguez, Javier Oswaldo Rodríguez Velásquez, Sandra Catalina Correa Herrera, Signed Esperanza Prieto Bohórquez, Jorge Eliecer Gaitán Méndez

Predicción matemática de la relación marginal capital producto anual con base en una metodología fundamentada en la caminata al azar probabilística
Mathematical prediction of the annual marginal capital-output ratio based on a probabilistic random walk methodology

137

ECONOMIC ANALYSIS

FERTILIDAD Y RESULTADOS LABORALES: UNA EVIDENCIA CAUSAL PARA BOLIVIA

FERTILITY AND LABOR OUTCOMES: A CAUSAL EVIDENCE FOR BOLIVIA

EDISON CHOQUE SANCHEZ*

Universidad Mayor de San Andrés

Resumen

Se utilizan dos modelos econométricos de variable instrumental para estimar el efecto causal de un incremento marginal del número de hijos en los resultados laborales femeninos. Según el modelo 2, el efecto causal negativo de la fertilidad respecto de la probabilidad de trabajar no cambia considerablemente entre 2001 (12%) y 2012 (13%), cuyos resultados son similares al estimado por el modelo 1 para 2016 (14%). Asimismo, la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar a tiempo parcial aumente en 38% y que el nivel de ingresos reales reduzca en Bs. 227 y Bs. 326 según los cuantiles 0,5 y 0,8, respectivamente, para 2012.

Palabras clave: *Variable instrumental, fertilidad, causalidad, resultados laborales.*

Clasificación JEL: *J13, J22, J46, J82.*

* Economista investigador, Universidad Mayor de San Andrés, La Paz-Bolivia. Enviar comentarios a edison.choque.sanchez@gmail.com

Manifiesto mi agradecimiento y respeto personal a las siguientes personas que colaboraron para la culminación del estudio. Primero, para el Dr. Gustavo Machicado, Director de la carrera de Economía de la Universidad Católica Boliviana (UCB), por la acertada orientación y comentarios al borrador del documento. Segundo, para Jose Miguel Molina, estudiante de maestría en la Universidad de Harvard, por sus primeros comentarios en la formulación de mi pregunta de investigación. Finalmente, para los árbitros de la *Revista de Análisis Económico* por sus observaciones.

Abstract

Two econometric models with instrumental variable are used to estimate the causal effect of a marginal increase in the number of sons on female labor outcomes. According to model 2, the negative causal effect of fertility on the probability of working does not change significantly between 2001 (12%) and 2012 (13%), whose results are like that estimated by model 1 for 2016 (14%). Likewise, fertility causes the probability of working part-time to increase by 38% and the level of real income to decrease by Bs. 227 and Bs. 326 according to the 0.5 and 0.8 quantiles respectively for 2012.

Keywords: *Instrumental variable, fertility, causality, labor results.*

JEL Classification: *J13, J22, J46, J82.*

1. INTRODUCCION

La histórica transición de la fertilidad jugó un rol importante en las economías modernas. Este proceso significó una caída en la tasa de fertilidad en Europa y América del Norte a finales del siglo XIX y comienzos del siglo XX. Dicho fenómeno fue fundamental para entender el crecimiento económico a largo plazo de los países. Asimismo, la revolución industrial y los cambios tecnológicos provocaron que las trabajadoras mujeres rezaguen el matrimonio y la fertilidad, pues los salarios reales iniciaron un repunte a partir de la segunda mitad del siglo XIX (Guinnane, 2011, p. 597).

Posterior a la Segunda Guerra Mundial, en 1945, el crecimiento acelerado de la población se convirtió en un problema a nivel global. En la década de los 50 y 60 se plantea la hipótesis de una relación directa entre incrementos de la fertilidad y los niveles de pobreza, analfabetismo, migración e inestabilidad política (Felitti, 2008). De este modo, los países desarrollados deciden intervenir en el control del crecimiento poblacional en los países del tercer mundo.

En 1965, en el vigésimo aniversario de las Naciones Unidas, el Presidente de Estados Unidos Lyndon B. Johnson destacó los beneficios de gastar 5 dólares en control de la población frente a 100 dólares que deberían invertirse en crecimiento económico (Stycos, 1967). Con esto, quedaba claro que las intenciones del primer mundo para el control de la natalidad formaban parte de una agenda mundial.

Por ejemplo, esta agenda se concretó en Perú entre 1996 y 2000. Con el apoyo financiero de Estados Unidos, el presidente de Perú A. Fujimori implementó una política de planificación antinatalista. "...esta política se enfocó en disminuir los nacimientos de las familias más pobres que, en un país segregacionista como el Perú, se encontraban entre las personas indígenas, quienes históricamente han venido sufriendo la discriminación del Estado a través de sus políticas públicas" (Serra, 2019, p. 2).

Los hechos socioeconómicos e históricos descritos anteriormente muestran la relación de dos variables de interés para los hacedores de política pública: fertilidad e indicadores del mercado laboral. Estos hechos asumen una correlación negativa, sin embargo, esto no permite evaluar el efecto causal entre ambas variables. El efecto causal estudia cómo una variación exógena de la fertilidad afecta a los resultados laborales. Debido a que en la práctica no se pueden realizar experimentos controlados que asignen aleatoriamente los hijos, la literatura económica propone utilizar metodologías que instrumentalizan a la fertilidad y permiten medir su impacto en las variables del mercado laboral. De este modo, la motivación principal del artículo es metodológico porque busca encontrar causalidad entre un fenómeno social, como es la fertilidad, y los resultados laborales femeninos.

De este modo, se utilizan dos modelos econométricos de variables instrumentales que permiten evaluar el efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales. El primero es propuesto por Agüero y Marks (2011) que utiliza el **shock de infertilidad** como instrumento y, el segundo, es propuesto por Angrist y Evans (1998) que proponen a **la composición del sexo de los dos primeros hijos** como instrumento. Ambos estiman el efecto causal de un incremento marginal del número de hijos en el desempeño de la mujer en el mercado laboral¹.

Por un lado, el modelo 1 estima el impacto de la fertilidad respecto de la probabilidad de trabajar. Un estudio de datos agrupados para 26 países en desarrollo, donde se incluye a Bolivia, muestra la aplicación de este modelo. Se utilizan Encuestas de Demografía y Salud entre 1994 y 1999 originadas en cada país en coordinación con USAID (Agencia de Estados Unidos para el Desarrollo Internacional). Debido a que no se cuenta con estimaciones actualizadas para Bolivia, el artículo utiliza la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA 2016) provista por el Instituto Nacional de Estadística (INE)².

Por otro lado, el modelo 2 evalúa el impacto de la fertilidad en los siguientes resultados laborales: empleo, jornada laboral y nivel de ingresos reales. Al respecto, Cruces y Galinai (2007) utilizan este modelo para determinar el impacto de la fertilidad en dos países. Ellos encuentran un impacto negativo de la fertilidad en la oferta laboral femenina para Argentina (censo 1991) y México (censo 2000). En concreto, este modelo se denomina casi saturado con regresores endógenos propuesto por Abadie (2000)³ y es aplicado por primera vez a Bolivia⁴. Para esto se utiliza el censo de población 2001 y 2012, las encuestas de Mejoramiento de Condiciones de Vida (MECOVI)

¹ Se advierte que se usan los conceptos: impacto y efecto causal como similares en el artículo.

² El modelo 1 utiliza el método generalizado de momentos (GMM) para la estimación de los parámetros.

³ Abadie (2000) introduce una estimación causal – IV como la mejor aproximación lineal a la función de expectativa condicional (CEF) que, a pasar de usar un modelo saturado, suele presentar no linealidades. De este modo, se estima el efecto promedio del tratamiento.

⁴ El modelo 2 fue utilizado por Tortarolo (2015) para 14 países latinoamericanos, donde se incluye a Bolivia. Sin embargo, no se encontraron impactos estadísticamente significativos en la oferta de trabajo femenina. Este resultado posiblemente se deba a que el modelo no utiliza el método de estimación propuesto por Abadie (2000).

2000 y 2001; y las Encuestas de Hogares (EH) 2011 y 2012 provistas por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE)⁵.

En síntesis, el estudio ofrece una evaluación del efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales femeninos comparando metodologías de estimación y bases de datos de sección cruzada para Bolivia. Asimismo, se estudian los posibles mecanismos que conducen a estos impactos tomando en cuenta las distintas características de la mujer, como ser: edad, convivencia con una pareja, región de residencia, etnia, entre otros.

Luego de esta introducción, en la sección 2 se exponen los estudios empíricos acerca de la relación entre la fertilidad y los resultados laborales para América Latina y Bolivia, donde se destacan los estudios que instrumentalizan la variable endógena de la fertilidad. Posteriormente, la sección 3 presenta la estrategia empírica, donde se presentan dos modelos econométricos y la sección 4 realiza una descripción de los datos para ambos modelos. Los resultados se presentan en la sección 5. Finalmente, la sección 6 destaca las principales conclusiones.

2. REVISION DE LA LITERATURA

En 1973, el *Journal of Economic Policy* en Estados Unidos lanzó un número especial dedicado al análisis económico de la fertilidad. El interés principal era encontrar una relación causal entre el número de hijos y algunas variables resultado de los niños como la educación, salud, entre otros. De estos estudios surgió el modelo QQ compensación o modelo Calidad y Cantidad de niños (Becker y Lewis, 1973).

Posteriormente, la literatura económica paso a explicar la relación causal entre fertilidad y algunos resultados laborales de los padres como ser: la oferta laboral, los ingresos, las horas trabajadas y el tipo de empleo. Sin embargo, en sus inicios hubo problemas con las estimaciones. R. Willis (1987) argumenta que ha sido difícil encontrar suficientes variables exógenas bien medidas para permitir que existan relaciones de causa y efecto entre variables, como el retraso en el matrimonio, disminución en la maternidad, el aumento del divorcio y el aumento de la oferta laboral femenina.

Las dudas en las interpretaciones causales entre la fertilidad y la oferta laboral fueron temas de discusión. Esto porque teóricamente existen argumentos para establecer que ambas variables están conjuntamente determinadas y, por tanto, deberían existir mejores metodologías para establecer relaciones causales confiables (Goldin, 1990). Este problema en econometría se denomina endogeneidad⁶.

⁵ De este modo, se abarcan indicadores del mercado laboral adicionales al empleo y se muestran resultados por áreas geográficas y tipo de empleo (formal e informal).

⁶ Este problema econométrico también se presenta cuando se intenta medir el costo monetario de criar a los hijos. Esto porque existe una determinación conjunta entre el nivel de ingresos (gastos) y el número de hijos en el hogar. Sin embargo, Choque E. *et al.* (2021) realizan un interesante cálculo de este costo

Connelly *et al.* (2006) explican el problema de la endogeneidad de forma más sencilla. El autor establece que las expectativas del empleo futuro pueden afectar la fertilidad actual y del mismo modo se puede esperar que la fertilidad pasada pueda afectar el empleo actual. La solución a este problema utiliza una variable instrumental que permite capturar la variación exógena de la fertilidad, para luego determinar un efecto causal en los resultados laborales.

Según Lundborg, Plug y Rasmussen (2017), existen dos enfoques distintos para evaluar el impacto de la fertilidad en los resultados laborales. Estos son el amplio margen de fertilidad (AMF) y el margen de fertilidad intensivo (MFI). El primero evalúa el impacto de los niños comparando la situación de padres que tienen hijos y los que no tienen hijos; el segundo evalúa el impacto de un niño adicional en el grupo de padres que ya tienen niños.

Evaluar empíricamente el primer caso significaría asignar aleatoriamente hijos (niños) a algunos padres y otros no, para luego determinar si existe un efecto causal en los resultados laborales. A causa de que este caso tiene dificultades en su aplicación, la literatura ha estudiado este primer caso a partir de un experimento natural cuando un grupo de mujeres sin hijos accede a un tratamiento de fertilización *in vitro*. Los casos de éxito son comparados con los casos de fracaso previamente controlando sus características antes del tratamiento. Dicha comparación permite evaluar el impacto del primer hijo en los resultados laborales a lo largo del tiempo (Lundborg, Plug y Rasmussen, 2017).

Adicionalmente, existen dos trabajos pioneros que estudian el impacto del primer hijo en los resultados laborales por medio de métodos longitudinales. El primero es realizado para 29 países en Europa por Berniell *et al.* (2020). En este trabajo se evidencia que la llegada del primer hijo altera sustancialmente la adopción de modos alternativos de empleo. Al respecto, estos empleos están caracterizados por jornadas parciales, autoempleos y salarios bajos. Se evidencia que los efectos de la fertilidad son desiguales para la madre y el padre, porque estos últimos no muestran cambios en indicadores del mercado laboral. Además de experimentar más cambios en el mercado laboral, las mujeres son las que menos capacidad empresarial desarrollan después del primer hijo cuando eligen ser autoempleadas (Berniell *et al.*, 2020).

Segundo, Berniell *et al.* (2020). El estudio utiliza datos longitudinales de la encuesta de protección social que realiza el Ministerio de Trabajo y Protección Social de Chile. Los resultados evidencian que ser madre implica una caída en la participación de la fuerza laboral, las horas trabajadas y los ingresos laborales. También se muestra que los padres no se ven afectados por el fenómeno de la presencia de niños en el hogar. Asimismo, la informalidad crece en 38% en aquel grupo de mujeres trabajadoras que tienen a su primer hijo.

para hogares monoparentales en Bolivia que merece tomarse en cuenta. En efecto, los autores ofrecen una metodología que combina el enfoque marginal y per cápita-promedio para determinar este costo.

Los autores argumentan que los empleos informales ofrecen jornadas laborales flexibles y permiten un mejor equilibrio entre el trabajo y la familia. Si no hubiera empleos informales, el desempleo sería más alto, señala el artículo. Asimismo, se destaca que los efectos de la fertilidad son menores para el segmento de mujeres con educación superior (Berniell *et al.*, 2020).

El resultado que más llama la atención tiene que ver con el efecto persistente en el tiempo. La misma hace referencia a que el primer nacimiento provoca una caída en la fuerza laboral femenina durante 10 años. En promedio, se evidencia que el primer hijo provoca una reducción del empleo femenino (22%), las horas trabajadas (4%) y el ingreso laboral (28%) durante la primera década (Berniell *et al.*, 2020).

En vistas de que se carece de información longitudinal en Bolivia, más adelante se exponen las metodologías correspondientes al caso MFI con bases de datos de sección cruzada. Estas se diferencian por el tipo de instrumento que se utilizan. Estos instrumentos son válidos porque están correlacionados con el número de hijos y no tienen relación con variables inobservables que afectan a las variables resultado, como ser: el ingreso laboral o el empleo⁷.

Agüero y Marks (2011) proponen el instrumento de la infertilidad como un *shock* exógeno que está correlacionado con el número de hijos y no está correlacionado con variables inobservables que explican el ingreso y la oferta laboral. Ellos usan las Encuestas de Demografía y Salud entre 1994 y 1999 para países en desarrollo. El resultado clave del estudio muestra que no existe un impacto de los niños en la oferta laboral femenina para Argentina.

Aaronson *et al.* (2021); Connelly *et al.* (2006); Angrist y Evans (1998 y 1996) proponen dos instrumentos, que son: mellizos en el primer embarazo y mismo sexo de los dos primeros hijos. El primero evalúa el impacto del segundo hijo en los resultados laborales, donde se asume que la asignación de un segundo hijo es aleatoria. El segundo calcula el impacto del tercer hijo o más de dos hijos en relación con los resultados laborales. Al respecto, se asume que el sexo de los dos primeros es aleatorio y esto provoca que los padres decidan tener un tercer hijo.

Angrist (2001) usando el censo de 1980 para Estados Unidos y el instrumento mellizo en el segundo embarazo muestra que el efecto causal del tercer hijo en el empleo es negativo igual al 8,8% para un modelo no lineal y lineal en dos etapas. El autor señala que una estimación estructural tiende a mostrar efectos más grandes en comparación a estimaciones no estructurales. Asimismo, se muestra que la fertilidad cambia la distribución de horas trabajadas incrementando la probabilidad de no participar en el mercado laboral y disminuyendo la probabilidad de trabajar a tiempo completo.

Cáceres (2012) realiza un estudio utilizando una base de datos de sección cruzada para 40 países en desarrollo. Los autores encuentran que el impacto de un *shock* de fertilidad (múltiples nacimientos) provoca una caída del empleo y altos grados de

⁷ Este criterio es conocido en econometría como condición de exogeneidad.

informalidad como empleos no remunerados y ocasionales. Asimismo, se observa que no existen impactos en el segmento de mujeres con bajas habilidades y empleos propios.

Para Colombia, controlando por efectos fijos y variables no observables en la muestra entre 2005 y 2010, Badillo *et al.* (2019) encuentran un impacto negativo del segundo hijo en el empleo de la mujer mediante el instrumento mellizos en el primer embarazo. Este impacto es igual al 18% y es más alto si se controla por efectos fijos.

En otro trabajo se muestra que utilizando el instrumento de múltiples nacimientos existe un impacto positivo del segundo hijo en el ingreso laboral de la mujer, el ingreso per cápita y el ingreso del total del hogar para Uruguay. Estos efectos son iguales al 20%, 11% y 25%, respectivamente (Cabrera, 2011).

Aaronson *et al.* (2021) muestran evidencia de los impactos de la fertilidad en el empleo de la mujer para varios países del mundo clasificados por ingresos bajos, medios y altos. El periodo de estudio es equivalente a dos siglos y se utilizaron censos agrupados y Encuestas de Demografía y Salud agrupados. El estudio utiliza el instrumento mellizo en el segundo embarazo y sexos mixtos de los dos primeros nacimientos. Los resultados claves del estudio son: primero, el impacto de la fertilidad en la oferta laboral femenina es pequeño en países de ingresos bajos y altamente negativo en países de ingresos altos; segundo, estos efectos causales son consistentes por medio de los datos de sección cruzada y la serie histórica para los países de forma individual; de igual forma estos resultados son consistentes para distintos grupos demográficos y niveles de educación.

Este último estudio considera a Bolivia como país de ingresos bajos y muestra estimaciones para los instrumentos mellizos en el segundo nacimiento y mismo sexo de los dos primeros hijos. Este estudio utiliza el censo de 1992⁸ y la Encuesta de Demografía y Salud de 1994. Utilizando el instrumento mellizo, los resultados para la segunda etapa son negativos, pero no estadísticamente significativos. Si se utiliza el segundo instrumento, los resultados de la segunda etapa son positivos, pero carecen de significancia estadística (Aaronson *et al.*, 2021, p. 54).

Asimismo, Cruces y Galiani (2007) muestran evidencia para México y Argentina utilizando los censos para el 2000 y 1991, respectivamente⁹. Ellos utilizan el instrumento **mismo sexo** de los dos primeros hijos y estiman el efecto causal de más de dos hijos en la oferta laboral femenina. Los resultados estadísticamente significativos muestran que la presencia de más de dos hijos provoca que la oferta laboral femenina reduzca en 8% y 9% para todas las mujeres y el subgrupo de mujeres casadas en Argentina, respectivamente. Se encontraron resultados estadísticamente significativos similares

⁸ Base de datos que contiene información individual extraída del proyecto IPUMS-I (Integrated Public Use Microdata Series).

⁹ Ambas bases de datos fueron extraídas de las oficinas nacionales de estadística en cada país. Debido a que existen restricciones de acceso a la base de datos completa de los censos, el estudio usa un porcentaje de los mismos. Estos porcentajes son el 50% para Argentina y el 10% para México.

para México, la oferta laboral femenina reduce en 6% y 8% para todas las mujeres y el subgrupo de mujeres casadas, respectivamente.

Finalmente, Tortarolo (2015) estudia la causalidad de la fertilidad y la oferta laboral femenina para países latinoamericanos y Estados Unidos. Para Bolivia se utilizó la información del censo para 1976, 1992 y 2001. En general, los resultados para casi todos países son pequeños y carecen de significancia estadística y para Bolivia se encontraron efectos pequeños y cercanos a cero con intervalos de confianza al 90% para 1976, 1992 y 2001¹⁰.

3. ESTRATEGIA EMPIRICA

Se utilizan dos modelos econométricos para evaluar el efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales femeninos. Primero, siguiendo a Agüero y Marks (2011), se usa un modelo de variables instrumentales, donde el instrumento se define como el **shock de infertilidad** que aproxima una variación exógena del tamaño del hogar. Segundo, se aplica un modelo casi saturado con regresores endógenos que utiliza el instrumento: **composición del sexo de los dos primeros hijos**. Más adelante se detallan estos modelos econométricos utilizando el instrumental matemático y estadístico.

3.1. Modelo 1: Regresión de variables instrumentales (2SLS)

Para evaluar el efecto causal de la fertilidad en la probabilidad de trabajar de la mujer se utiliza el *shock* de infertilidad como instrumento del número de hijos en el hogar. Este modelo aplica el método generalizado de momentos (GMM) para la estimación de los parámetros. De este modo, se sigue la siguiente notación econométrica:

$$K_i = \theta_1 \text{Infertilidad} + u_i \quad (1)$$

$$PLF_i = \alpha + \beta K_i + \gamma_i \text{Edad}_{ji} + X_i \delta + e_i \quad (2)$$

Donde, PLF_i es la variable binaria de ocupación de la i -ésima observación (1 si trabajó la semana pasada y 0 en otro caso). K_i es el número de niños menores a 18 años y $Edad_{ji}$ es la edad de la mujer. Asimismo, X_i es el conjunto de variables de control y e_i y u_i son los errores estocásticos. El instrumento es la infertilidad que es una variable dicotómica (1 si la mujer es infértil y 0 en otro caso). Por último α , β , γ_i , δ , θ_1 son los parámetros para estimar.

¹⁰ Los trabajos descritos hasta aquí toman en cuenta a hijos entre 0 y 18 años y bases de datos de corte transversal. Además, que la muestra comprende a mujeres entre 20 y 35 años o 20 y 44 años, dependiendo el estudio. Existen controles por edad, educación, residencia, entre otras variables.

Se clasifica a la mujer como ocupada si responde que trabajó por lo menos una hora en la semana de referencia. Además, el número de hijos en el hogar residen en el hogar y están vivos en el momento de la encuesta. Asimismo, la infertilidad de las mujeres es reportada y se define de dos maneras. La primera es cuando la mujer contesta que la razón por la que no usa preservativos es porque se declara como infértil o subfétil (infertilidad 1). Segundo, cuando la mujer contesta que no puede tener más hijos cuando se le pregunta acerca del deseo de tener más hijos en el futuro (infertilidad 2).

Para evaluar la robustez del modelo propuesto se requiere verificar dos condiciones. La primera es la condición de relevancia y, la segunda, es la condición de exogeneidad. El primero significa que la esperanza entre el instrumento y la variable endógena es distinta de cero. La segunda establece que la esperanza entre el instrumento y el error de la ecuación principal es cero. Es decir, el instrumento solo tiene efecto en la variable endógena, pero carece de una relación con variables no observables que afectan a la variable dependiente.

Con el objetivo de probar el criterio de relevancia del instrumento, se procede a calcular la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles. Respecto del criterio de exogeneidad, se utiliza la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982) que utiliza las variables: infertilidad 1 e infertilidad 2. Al respecto, si se rechaza la hipótesis nula o si el p-valor de la prueba de Hansen es mayor al 1% o 5%, significa que los instrumentos utilizados son válidos.

3.2. Modelo 2: Modelo casi saturado con regresores endógenos ficticios

El análisis empírico para este modelo intenta capturar el efecto causal del incremento de la familia en los resultados laborales. Se define al indicador D_i igual a 1 si la mujer tiene más de dos hijos (asignación del tratamiento) y 0 en otro caso (ausencia de tratamiento). Se denota a Y_{1i} como el resultado¹¹ de la mujer i cuando tiene más de dos hijos y Y_{0i} cuando tiene dos hijos. Entonces, el impacto de la fertilidad¹² para la mujer i es $Y_i = D_i * Y_{1i} + (1 - D_i) * Y_{0i}$. Si la fertilidad es asignada aleatoriamente, entonces la diferencia de la media de los resultados entre las mujeres tratadas y no tratadas refleja el efecto promedio del tratamiento, considerando que ambos grupos son comparables y tienen similares resultados potenciales independientemente de la asignación del tratamiento (Tortarolo, 2015).

No obstante, el número de niños está endógenamente determinada. Esto porque los años de educación y el nivel de ingresos potenciales afectan las decisiones acerca de la maternidad. Además, existen otros factores inobservables que afectan las decisiones de la fertilidad y el mercado laboral. Entonces, las preferencias de

¹¹ El resultado puede ser: tasa de ocupación, ingreso laboral y horas trabajadas a la semana.

¹² El artículo asume que la fertilidad es equivalente a la presencia de más de dos hijos en el hogar. Asimismo, este hecho significa un incremento de la tasa de fertilidad de los hogares, ya que la base de comparación son mujeres con dos hijos solamente.

fertilidad están correlacionadas con aquellas que afectan los resultados laborales. De este modo, comparar ambos grupos confunde el efecto del tratamiento porque existen diferencias entre los grupos.

De este modo, se utiliza un instrumento que indirectamente afecte el número de niños, mientras se mantienen constantes otros determinantes de las variables resultado. Siguiendo a Angrist y Evans (1998), se utiliza a la preferencia en el sexo de los hijos de los padres como instrumento. La estrategia busca comparar padres que tienen hijos con diferente sexo con padres que tienen hijos del mismo sexo, donde se entiende que este último grupo tiene más probabilidades de tener un tercer hijo porque el sexo balanceado de los hijos en el hogar es preferible. A causa de que el sexo de los hijos está aleatoriamente asignado para ambos grupos, se obtiene una variación exógena del tamaño del hogar a partir de esta metodología.

Sea Z_i que asume el valor 1 si los dos primeros hijos tienen el mismo sexo y es igual a 0 en otro caso. De este modo, se usa una asignación casi aleatoria de la composición de los sexos para estimar el efecto causal del incremento del tamaño del hogar en los resultados laborales. Para esto se estima el siguiente modelo econométrico (Tortarolo, 2015).

$$D_i = \gamma Z_i + X_i' \theta + u_i \quad (3)$$

$$Y_i = B_i D_i + X_i' \delta + e_i \quad (4)$$

Donde Y_i , D_i y Z_i se definen como se explicó anteriormente y X_i representa a las variables de control en ambas ecuaciones, donde se incluyen al sexo del primer y segundo hijo.

Para estimar las ecuaciones 3 y 4 se aplica el modelo casi saturado de regresores endógenos ficticios propuesto por Abadie (2000)¹³. Este procedimiento es utilizado para estimar los parámetros de los modelos de variables instrumentales cuando el regresor endógeno es binario. Además, existe la posibilidad de que la variable dependiente también sea binaria. De este modo, este modelo permite una determinación conjunta de los resultados y el estado del tratamiento o de las variables omitidas relacionadas tanto con el estado del tratamiento como con los resultados (Angrist, 2001).

Adicionalmente, cuando se utiliza una variable endógena binaria, el modelo econométrico parece mostrar más problemas para su estimación. Estos se pueden resumir en dos. Primero, ya que la variable endógena es binaria, será necesario una estimación no lineal en la primera etapa. Segundo, puede que el resultado de interés (variable dependiente) también sea una variable binaria. Sin embargo, mediante una estimación semiparamétrica propuesto por Abadie (2000) y utilizado por Angrist

¹³ El trabajo consultado es: Abadie, A. (2000). *Semiparametric estimation of instrumental variable models for causal effects*.

(2001), se estiman los impactos de la fertilidad lineales y no lineales en la segunda etapa que consideran una variable dependiente binaria y continua¹⁴. Este método de estimación no solamente es aplicado en la media, sino también en la distribución cuantílica para el caso de variables dependientes continuas.

Finalmente, las pruebas de robustez del modelo toman en cuenta a la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles y a la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982). El primero muestra la correlación del instrumento con la variable endógena y, el segundo, representa la condición de exogeneidad del instrumento. Para este último se utilizan los siguientes instrumentos: el sexo del primer y segundo hijo.

4. LOS DATOS

4.1. Modelo 1: Estadísticos descriptivos

Se utiliza la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA 2016), cuyo objetivo principal es proporcionar información para evaluar políticas de salud pública y establecer una línea base para las nuevas estrategias, planes y programas a nivel nacional. Uno de sus objetivos específicos señala que se estiman la tasa de fecundidad y la mortalidad infantil para ajustar las proyecciones de población.

Además, esta encuesta contiene información del historial de nacimientos y antecedentes de la población femenina. Asimismo, ofrece información acerca de las características del hogar como el nivel educativo, residencia, edad, nivel de pobreza municipal, participación en el mercado laboral, entre otros.

La selección de la muestra corresponde a mujeres entre 18 y 44 años sin hijos o que tengan hijos menores a 18 años viviendo en el hogar. Se eliminan a hijos fallecidos y que viven fuera del hogar. Asimismo, se eliminan a las mujeres que son estudiantes y quienes no tuvieron un encuentro sexual nunca. Por último, se eliminan a mujeres que tuvieron su primer hijo cuando eran menores de edad, es decir, menores a los 18 años.

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables que se utilizan en el modelo econométrico. Según la base de datos de EDSA 2016, la tasa de ocupación femenina cae a medida que el número de hijos aumenta. Es decir, se observa que el 76% de las mujeres sin hijos trabajó la semana pasada, este porcentaje es igual al 63% y 49% para los subgrupos de mujeres con 1-2 hijos o más de 4 hijos, respectivamente.

Adicionalmente, el 68% de las mujeres sin hijos tienen pareja, este porcentaje aumenta para los subgrupos que tienen hijos. Sin embargo, se advierte que el 15% de las mujeres con 1-2 hijos son madres solteras. Además, se observa que

¹⁴ El trabajo consultado es: Angrist (2001). *Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice.*

TABLA 1

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS EDSA 2016

VARIABLES	SIN HIJOS	1-2 HIJOS ³	3-4 HIJOS ³	HIJOS > 4 ³
Panel A: Variables binarias en porcentaje²				
Trabajó la semana pasada (1 = sí)	0,76	0,63	0,57	0,49
Tiene pareja (1 = sí)	0,68	0,84	0,94	0,95
Reside en una ciudad capital (1 = sí)	0,54	0,55	0,48	0,33
Pertenencia étnica (1 = sí)	0,29	0,34	0,43	0,61
Educación superior (1 = sí)	0,52	0,32	0,15	0,02
Pareja con educación superior (1 = sí)	0,39	0,33	0,20	0,06
Panel B: Variables continuas en promedio				
Edad	30	32,1	35,2	37
Edad cuando tuvo el primer hijo (a)	7,6	6,9	5	4
		24,3	22,6	22,3
		4,9	3,6	3
Observaciones	537	3.055	1.509	355

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la Encuesta de Demografía y Salud 2016, INE.

Notas: Desviación estándar entre paréntesis. (1) Se aplicaron ponderaciones analíticas en los paneles A y B. (2) Panel A muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. No se multiplicó por 100. (3) hijos menores a 18 años.

aproximadamente el 50% de las mujeres en cada subgrupo reside en una ciudad capital. Un dato interesante muestra que, para los subgrupos de mujeres con 3-4 hijos y más de 4 hijos, la pertenencia étnica se encuentra entre el 43% y 61%, respectivamente. Sin embargo, la autoidentificación indígena es menor para los subgrupos de mujeres sin hijos y con 1-2 hijos (panel A Tabla 1).

Por último, el panel A de la Tabla 1 muestra que el 52% del subgrupo de mujeres sin hijos tiene educación superior. Este indicador va disminuyendo para los siguientes subgrupos con hijos. Por ejemplo, se observa que solo el 2% de mujeres con más de 4 hijos alcanzaron un nivel de educación superior. Asimismo, se describe que el 39% de las mujeres sin hijos tienen una pareja con educación superior¹⁵. Este indicador disminuye para los subgrupos con hijos. Por ejemplo, solo el 6% de las mujeres con más de 4 hijos tienen una pareja con educación superior: un indicador muy pequeño que evidencia una relación inversa entre años de educación de los padres y el número de hijos.

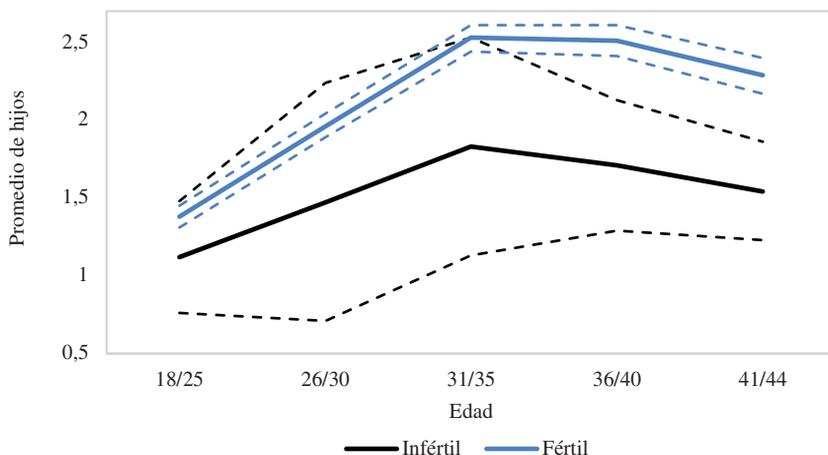
¹⁵ La educación superior de la pareja es equivalente a alguno de los siguientes niveles alcanzados: Escuela Superior de Formación de Maestros, Licenciatura, Postgrado, Técnico (mayor a 1 año) y el Instituto de Formación Militar y Policial. Además, se advierte que el cálculo de este indicador excluye a las mujeres solteras.

En suma, la edad promedio de las mujeres sin hijos es igual a 30; y este promedio va creciendo para los subgrupos con hijos. Adicionalmente, se observa que la edad promedio de la mujer cuando tuvo su primer hijo (a) se reduce a medida que el promedio de hijos es alto. Por ejemplo, para el subgrupo de mujeres con 3-4 hijos, este promedio es igual a 22,6 (panel B Tabla 1).

Finalmente, en la Figura 1 se observa que el promedio de hijos es menor cuando las mujeres son infértiles (infertilidad 1 o infertilidad 2). Si la edad de la mujer se encuentra entre 18 y 25 años, el promedio de hijos para el grupo de mujeres fértiles e infértiles son iguales a 1,38 y 1,12 hijos, respectivamente. Estos promedios son iguales a 2,29 y 1,54 para el grupo de edad de mujeres entre 41 y 44 años. Los intervalos de confianza al 95% se ensanchan más para el grupo de mujeres infértiles porque que el número de observaciones es más pequeño (132) en comparación al grupo de mujeres fértiles (5324).

FIGURA 1

PROMEDIO DE HIJOS SEGUN EDAD DE LA MUJER Y EL ESTATUS DE FERTILIDAD



Fuente: Elaboración propia con datos de EDSA 2016, INE.

Nota: Las líneas punteadas son lo intervalos de confianza al 95%.

4.2. Modelo 2: Estadísticos descriptivos

Se utiliza el censo de población 2001 y 2012 disponibles por medio del proyecto de Series de Microdatos de Uso Público Integrados (IPUMS, por su sigla en inglés). Además se utiliza una base de datos agrupados de las encuestas de Mejoramiento de Condiciones de Vida (MECOVI) 2000 y 2001 para el primer periodo de estudio. El

segundo periodo está compuesto por la base de datos agrupados de las encuestas de hogares (EH) 2011 y 2012 provistas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Los censos de población 2001 y 2012 contienen la información del 10% de la población total de Bolivia. La unidad de muestreo para el tamaño de muestra es el hogar. El sistema IPUMS extrae una muestra sistemática de cada enésimo hogar después de un inicio aleatorio con la densidad adecuada para producir el número de casos que se solicita. La extracción de datos tendrá pesos alterados que reflejan las nuevas densidades de muestra. Por tanto, las submuestras seguirán siendo representativas de la población completa, pero debe esperarse alguna divergencia de las estimaciones de la muestra completa, particularmente para estimaciones de áreas geográficas pequeñas (IPUMS, 2021)¹⁶.

La base de datos de IPUMS contiene información de la relación de parentesco, edad, raza, educación, estado civil, residencia, ocupación, entre otros. Asimismo, cuenta con factores de expansión para realizar inferencia al total de la población. Debido a las características de los censos para Bolivia, no se cuenta con información acerca del nivel de ingresos y las horas trabajadas a la semana.

Además, las MECOVI y las EH tienen el objetivo de proporcionar estadísticas, indicadores socioeconómicos y demográficos de la población boliviana que son necesarios para la formulación, evaluación y seguimiento de políticas públicas. Adicionalmente, contienen información del nivel de ingresos mensuales y horas trabajadas semanales.

La muestra seleccionada por el estudio consta de las siguientes características: mujeres entre 18 y 44 años con por lo menos dos hijos menores a 18 años. Ellas residen tanto en el área urbana como rural. Se excluyen a las mujeres que tuvieron su primer hijo (a) cuando eran menores de edad. Para el caso de los censos 2001 y 2012, se eliminan a las estudiantes que forman parte de la población económicamente inactiva, sin embargo, se mantiene al resto de esta población como ser: amas de casa, pensionistas, entre otros.

En la Tabla 2 se muestran los estadísticos descriptivos según los censos de población 2001 y 2012. Según el censo de 2001, la tasa de ocupación (TO) es igual al 47% y 40% para el área urbana y rural, respectivamente. Este indicador asciende al 55% y 52%, respectivamente, para el censo de 2012, mostrando incremento entre el 8% y 12%, respectivamente. La TO es menor en 1 y 2 p.p. para el grupo de mujeres con pareja para ambos censos.

Adicionalmente, el censo 2001 muestra que el 59% y el 76% de las mujeres tienen más de dos hijos menores a 18 años en el área urbana y rural, respectivamente. Según el censo de 2012 estos porcentajes redujeron en 10%, respectivamente. Esto

¹⁶ Debido a que los datos son de uso público, IPUMS ha tomado medidas para garantizar la confidencialidad. De tal manera que se suprimen los nombres y otra información de identificación. Lo que es más importante para muchos investigadores, la información geográfica suele ser limitada. Sin embargo, este problema no es relevante para el estudio porque se usa una desagregación a nivel urbano y rural, disponibles en la base de IPUMS para Bolivia.

significa que la tasa de fertilidad aún es mayor en el área rural en comparación a la urbana para 2012.

Según el censo de 2012, en el 50% de los casos el sexo de los dos primeros hijos fue el mismo tanto en el área urbana como rural. Este hecho muestra que el instrumento se encuentra equilibrado. Adicionalmente, se puede observar que entre el 24% y 25% de las mujeres tuvieron dos varones y dos mujeres en sus dos primeros embarazos, respectivamente. De nuevo se muestra un equilibrio de los sexos en la muestra seleccionada. Esta conclusión también aplica para el censo 2001 y el subgrupo de mujeres con pareja.

Se observa que existe una caída de la pertenencia indígena entre el censo 2001 y 2012. Este porcentaje es igual al 59% en 2001 y retrocede al 39% para 2012 en el área urbana. Lo mismo sucede en el área rural, porque este porcentaje cae del 79% al 73%. Estos datos son similares para el subgrupo de mujeres con pareja. Asimismo, el censo de 2012 muestra que cerca del 77% de las mujeres residen en el eje central en el área urbana y el 60% reside en el eje central en el área rural (Tabla 2).

Ahora se describen las variables continuas para el estudio. El promedio de hijos menores a 18 años es mayor en el área rural en comparación al urbano. Según el censo 2001, este indicador es igual a 3,78 y 3,07 para el área rural y urbana, respectivamente. La relación de orden no cambia para 2012, ya que este promedio es igual a 3,28 y 2,76, respectivamente, donde las mujeres del área rural siguen mostrando una mayor tasa de fertilidad. La situación es similar para el promedio de hijos menores a 12 años y el subgrupo de mujeres con pareja¹⁷.

Los cambios en la fertilidad han sido determinantes para incidir en las perspectivas laborales de las mujeres. La reducción considerable en América Latina de 5 hijos nacidos vivos entre 1970-1975 a 2 hijos nacidos vivos entre 2015-2020 muestra que existe un cambio en las preferencias de las mujeres respecto de la vida familiar y laboral, priorizando más una carrera profesional o el trabajo en sus vidas (ONU mujeres, 2020)¹⁸.

Según el censo 2012, se observa que la edad promedio de las mujeres es ligeramente mayor en el área urbana con relación al rural. Por último, se muestra que la edad promedio del primer embarazo para las mujeres es igual a 23 años para el área urbana y rural. Es interesante notar que no se observan cambios entre 2001 y 2012 (Tabla 2).

¹⁷ Adicionalmente, es oportuno mencionar que la tasa de fecundidad en Bolivia fue igual a 6,36 hijos por mujer en 1960, posteriormente este indicador se redujo a 2,89 hijos por mujer en 2015 (Banco Mundial, 2020). La tasa de fecundidad puede llegar en 2020 a 2,7 hijos por mujer en edad fértil según los pronósticos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2014). De cumplirse tal predicción, Bolivia aún se encontraría por encima del promedio de la región latinoamericana si lo comparamos con datos del Banco Mundial (BM).

¹⁸ Las estadísticas corresponden a cálculos realizados por ONU Mujeres elaborados a partir de estimaciones publicadas por el DAES de las Naciones Unidas (2017m). Se consideran a mujeres entre 25 y 49 años. Cita consultada en: Organización de Naciones Unidas Mujeres (ONU mujeres). (2020). *El progreso de las mujeres en el mundo 2019 - 2020: Familias en un mundo cambiante*.

TABLA 2

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS CENSOS DE POBLACION 2001 Y 2012

Variables	Urbana				Rural			
	2001 ¹		2012 ²		2001 ¹		2012 ²	
	Todas las mujeres	Mujeres con pareja						
Panel A: variables binarias en porcentaje³								
Trabajó la semana pasada (1 = sí)	0,47	0,45	0,55	0,53	0,40	0,39	0,52	0,51
Tiene más de dos hijos (<18 años) (1 = sí)	0,59	0,60	0,49	0,50	0,76	0,77	0,64	0,65
Mismo sexo de los dos primeros hijos (1 = sí)	0,51	0,50	0,50	0,50	0,51	0,51	0,50	0,50
Dos primeros hijos varones (1 = sí)	0,26	0,26	0,25	0,26	0,27	0,27	0,25	0,26
Dos primeros hijos mujeres (1 = sí)	0,24	0,24	0,25	0,24	0,24	0,23	0,24	0,24
Sexo del primer hijo (1 = mujer)	0,49	0,49	0,50	0,49	0,48	0,48	0,50	0,50
Sexo del segundo hijo (1 = mujer)	0,49	0,49	0,50	0,49	0,48	0,48	0,51	0,51
Pertenencia étnica (1 = sí)	0,59	0,60	0,39	0,39	0,79	0,79	0,73	0,73
Reside en el eje central (1 = sí)			0,77	0,77			0,60	0,60
Panel B: variables continuas en promedio								
Número de hijos (<18 años)	3,07 (1,22)	3,09 (1,22)	2,76 (0,98)	2,77 (0,98)	3,78 (1,52)	3,80 (1,52)	3,28 (1,35)	3,31 (1,36)
Número de hijos (<12 años)	2,73 (0,92)	2,74 (0,93)	2,49 (0,74)	2,50 (0,75)	3,26 (1,18)	3,28 (1,18)	2,87 (1,04)	2,88 (1,04)
Edad	33,71 (5,39)	33,55 (5,39)	34,29 (5,22)	34,18 (5,21)	33,71 (5,78)	33,62 (5,77)	33,92 (5,65)	33,85 (5,64)
Edad en el primer nacimiento	22,63 (3,61)	22,60 (3,60)	22,87 (3,84)	22,88 (3,84)	22,99 (3,89)	22,95 (3,87)	22,73 (3,88)	22,70 (3,86)
Observaciones	281.840	252.240	28.475	24.857	15.870	15.870	11.584	10.464

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2001 y 2012, IPUMS.

Notas: (1) se aplicaron pesos de frecuencia y en (2) se aplicaron pesos analíticos para las estimaciones.

(3) En el panela A se muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. No se multiplicó por 100. (4) Desviación estándar entre paréntesis.

En la Tabla 3 se presentan los estadísticos descriptivos correspondientes a la base de datos agrupados de las encuestas MECOVI 2000 y 2001 y las EH 2011 y 2012. Según el segundo periodo de estudio, se observa que la tasa de informalidad es igual al 70% para las mujeres que tienen más de dos hijos. Este indicador es menor (60%) para el grupo de comparación correspondiente al grupo de mujeres con dos hijos.

Según ambos periodos, se muestra que la mitad de la submuestra tuvo hijos del mismo sexo en sus dos primeros embarazos para ambos grupos de comparación. La pertenencia étnica, como autopercepción, tuvo una reducción considerable en más de 10 años en el área urbana. Se observa que entre el 49% y 53% de las mujeres se identificaban como indígenas en el primer periodo; luego este porcentaje se reduce al 23% y 28% para el segundo periodo. Esta caída es correspondiente a los resultados encontrados por los censos de la Tabla 2.

TABLA 3

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS SEGUN LAS MECOVI Y LAS EH (AREA URBANA)

Variables	2000-2001		2011-2012	
	Tiene dos hijos ³	Tiene más de dos hijos ³	Tiene dos hijos ³	Tiene más de dos hijos ³
Panel A: Variables binarias en porcentaje				
Informalidad (1=sí)			0,60	0,70
Mismo sexo de los dos primeros hijos (1 = sí)	0,50	0,50	0,46	0,51
Pertenencia étnica (1=sí)	0,49	0,53	0,23	0,28
Reside en el eje central (1=sí)	0,60	0,58	0,72	0,71
Pareja (1=sí)	0,92	0,93	0,90	0,91
Abuelos (1 = sí)	0,04	0,06	0,05	0,03
Panel B: Variables continuas en promedio				
Horas trabajadas a la semana	41,7 (26,8)	39,1 (24,1)	44,6 (23,2)	43,4 (22,0)
Ingreso real mensual en Bs (base 2016)	1237 (2621,7)	942 (1670,9)	2269 (3285,1)	2171 (2773,7)
Edad de la mujer	31,6 (6,2)	34,6 (4,9)	32,9 (5,8)	35,0 (4,7)
Edad cuando tuvo su primer hijo	23,0 (3,8)	22,1 (3,2)	23,4 (4,0)	22,1 (3,3)
Observaciones	665	983	1.402	1.275

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Notas: (1) Desviación estándar entre paréntesis. (2) Panel A muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. No se multiplicó por 100. (3) tienen hijos menores a 18 años.

El porcentaje de mujeres residentes en el eje central (La Paz, Cochabamba y Santa Cruz) se incrementó entre el 2000 y 2012. Este porcentaje pasó del 60% al 72%, aproximadamente. Además, se muestra que entre el 90 y 93% de las mujeres de la muestra conviven con una pareja en los dos periodos de estudio. Un dato interesante es que la presencia de los abuelos es baja para ambos periodos de estudio, este porcentaje se encuentra entre el 3% y el 6% (panel A, Tabla 3).

Para ambos periodos de estudio, las horas trabajadas a la semana son mayores cuando las mujeres solo tienen dos hijos. En promedio, estas mujeres trabajan entre 2 y 3 horas más en comparación a las mujeres con más de dos hijos. Asimismo, se observa que las horas trabajadas por las mujeres de ambos grupos se incrementaron entre 2000 y 2012 en aproximadamente 3 y 4 horas semanales en promedio.

De igual forma, el promedio del ingreso mensual real (base 2016) se incrementa entre 2000 y 2012 para ambos grupos. Este promedio pasó de Bs. 1.237 a Bs. 2.268 para las mujeres con dos hijos, en cambio para las mujeres con más de dos hijos el ingreso real pasó de Bs. 942 a Bs. 2171. En promedio, este último grupo tiene un incremento mayor del promedio de sus ingresos reales (panel B, Tabla 3).

Finalmente, la edad promedio de las mujeres es mayor para el grupo de tratamiento para ambos periodos. Además, este grupo muestra que la edad promedio del primer embarazo es menor en comparación al grupo de control en ambos periodos. Con esto se muestra que las mujeres que tienen más hijos, generalmente, se embarazan cuando son más jóvenes.

5. RESULTADOS

5.1. Modelo 1: Impactos de la fertilidad en el empleo

Las Tablas 4 y 5 muestran los resultados para el modelo con variable instrumental que utiliza el momento generalizado de momentos para la estimación de los parámetros. Estos se controlan por variables como la edad, nivel de educación, estado civil, pertenencia étnica, región¹⁹ y educación de la pareja.

En la Tabla 4 se observa que el efecto de los hijos en la probabilidad de trabajar es negativo para las columnas A (nivel nacional y regional). Estos resultados muestran que marginalmente cada hijo menor a 18 años reduce la probabilidad de trabajar entre 3% y 4% a nivel nacional, urbano y rural.

Según el método generalizado de momentos (GMM) con variable instrumental, el impacto de la fertilidad es mayor²⁰. En promedio, cada hijo reduce la probabilidad de

¹⁹ Asume el valor 1 si se incluyen a alguna de las 9 ciudades capitales o la ciudad de El Alto, y asume el valor 0 en otro caso.

²⁰ Claramente, en este modelo el impacto de la fertilidad significa el efecto causal del número de hijos. Es decir, se estiman impactos de 1,2,3 y más hijos en la probabilidad de trabajar. Se consideran a las

trabajar en 11% y 14% a nivel nacional y el área urbana, respectivamente (columnas B, Tabla 4). Estos resultados son representativos porque se utilizan ponderadores muestrales disponibles en la EDSA 2016. El método GMM con *bootstrap* en los errores muestrales describe un panorama similar. Pues estos impactos son iguales al 9% y 13% a nivel nacional y urbano, respectivamente (columnas C, Tabla 4).

Asimismo, los resultados carecen de significancia estadística²¹ para ambos métodos GMM en el área rural (columnas B y C). Esto refleja una ambigüedad del impacto de la fertilidad en el empleo. La razón detrás este último resultado está relacionado con la vocación productiva del área rural, cuya alta concentración en la agricultura evidencia que los hijos no son un determinante importante en el empleo femenino.

En la Tabla 5 se muestra el impacto de los hijos menores a 13 años de la probabilidad de trabajar en el área urbana²². Este impacto es igual al 30% y 20% según GMM (columnas B y C, respectivamente), y según el modelo *probit*, este impacto es menor, equivalente al 6% (columna A).

Si se comparan los resultados entre las Tablas 4 y 5 para el área urbana, se observa que el impacto de la fertilidad es mayor cuando la edad de los hijos decrece. Esto significa que debido a que los hijos pequeños necesitan más cuidados, una mayor proporción de mujeres deciden no participar en el mercado laboral.

Finalmente, las pruebas de robustez del modelo muestran los siguientes resultados. En la Tabla 4 se observa que los estadísticos F de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) son mayores a los valores críticos ($\rho = 10\%$)²³, por tanto, se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles con un nivel de significancia de alfa del 5% a nivel nacional y para el área urbana. Asimismo, en la Tabla 5 no se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles (alfa igual a 5%), lo que posiblemente se deba a la muestra pequeña. Además, en la Tabla 4 se rechaza la hipótesis nula de sobreidentificación de Hansen (1982) a nivel nacional y regional, lo que evidencia que los instrumentos utilizados son válidos para superar el problema de endogeneidad.

mujeres sin hijos como la base de comparación para la estimación de los impactos.

²¹ Solo en caso de evidenciar ausencia de significancia estadística, estas serán redactadas explícitamente. Sin embargo, en caso de no mencionar este criterio, significa que los parámetros estimados son estadísticamente significativos por lo menos al 10%.

²² Se excluye al área rural porque en la Tabla 4 no se encontraron impactos estadísticamente significativos, y existen posibilidades de que esto se repita para una muestra más pequeña como son los hijos pequeños.

²³ Se toma un valor de ρ igual al 10% porque la prueba se enfoca en instrumentos débiles. Los valores críticos para las estimaciones de los modelos Mínimos Cuadrados Ordinarios en Dos Etapas (TSLS) y Máxima Probabilidad con Información Limitada (LIML) son iguales a 8,14 y 13,82, respectivamente (Tabla 4, panel para Bolivia).

TABLA 4

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN EL EMPLEO

Nivel	VD: trabajó la semana pasada	<i>Probit</i> ¹	GMM IV ¹	GMM IV ²	GMM IV ³
		A	B	C	D
Bolivia	Número de hijos	-0,04*** 0,01	-0,11** (0,06)	-0,09* (0,05)	-0,07* (0,05)
	Test Montiel-Pflueger				30,88
	Test de Hansen				0,27
	Observaciones	5.456	5.456	5.456	5.456
Área urbana	Número de hijos	-0,04*** (0,01)	-0,14* (0,07)	-0,13** (0,06)	-0,12** (0,06)
	Test Montiel-Pflueger				24,14
	Test de Hansen				0,57
	Observaciones	3.492	3.492	3.492	3.492
Área rural	Número de Hijos	-0,03*** (0,01)	-0,05 (0,08)	-0,03 (0,10)	0,01 (0,08)
	Test Montiel-Pflueger				8,83
	Test de Hansen				0,26
	Observaciones	1.964	1.964	1.964	1.964

Fuente: Elaboración propia con datos de la EDSA 2016, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) Las columnas "A" y "B" consideran los ponderadores por muestreo de la encuesta.

(2) Se aplicaron *bootstrap* a los errores con 500 réplicas. (3) Se utilizaron infertilidad 1 e infertilidad 2 como instrumentos.

TABLA 5

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD SOBRE EL EMPLEO (HIJOS MENORES A 13 AÑOS)

VD: Trabajó durante la semana pasada	Área urbana		
	<i>Probit</i> ¹	GMM IV	GMM IV ²
	A	B	C
Número de hijos	-0,06*** (0,01)	-0,20* (0,15)	-0,20* (0,12)
Montiel-Pflueger (F)		19,66	
Observaciones	2.399	2.399	2.399

Fuente: Elaboración propia con datos de la EDSA 2016, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) La columna "A" considera los ponderadores por muestreo de la encuesta.

(2) Se aplicaron *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

5.1. Modelo 2: Impactos de la fertilidad sobre el empleo, la jornada laboral y el nivel de ingresos reales

Las estimaciones que se presentan en las siguientes tablas están controladas por: edad, pertenencia étnica y región de residencia; además del sexo del primer y segundo hijo y la presencia de abuelos en el hogar. Asimismo, se advierte que la presencia de más de dos hijos en el hogar es considerada como la asignación del tratamiento (impacto de la fertilidad), donde la base comparación o grupo de control está compuesto por mujeres con dos hijos²⁴.

En la Tabla 6 se muestran los resultados para los censos 2001 y 2012. Estos se ordenan de acuerdo con la metodología de estimación de los parámetros. Los resultados de la metodología de Abadie (2000) que instrumentaliza a la fertilidad se encuentran descritos en las columnas C y D para cada gestión. Estas columnas describen un modelo lineal y no lineal, respectivamente. Del mismo modo, la columna A muestra el resultado para un modelo *probit* lineal que no instrumentaliza a la fertilidad y, por su lado, la columna B describe el resultado para un modelo de variable instrumental convencional, a partir del cual se calcula la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982) y los estadísticos F de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles.

Según el modelo *probit*, la fertilidad reduce la probabilidad de trabajar en 10% y 8% para 2001 y 2012, respectivamente. El efecto causal muestra que la probabilidad de trabajar reduce en 12% y 13% para 2001 y 2012, respectivamente. A nivel nacional este impacto negativo se reduce levemente entre 2001 y 2012.

Para tener un mejor panorama, se comparan estos impactos entre el área urbana y rural para ambos censos. Según las columnas C y D para el área urbana, se observa que el impacto negativo de la fertilidad redujo en 3 p.p. aproximadamente entre 2001 y 2012. Asimismo, se advierte que el impacto de la fertilidad carece de significancia estadística en el área rural, cuyo resultado es similar al encontrado por el modelo 1 en la sección anterior²⁵.

Para evaluar el impacto de los hijos pequeños se restringe la muestra a mujeres con por lo menos dos hijos menores a 13 años. En la Tabla 7 se evidencia que la fertilidad impacta negativamente en la probabilidad de trabajar en 11% según el modelo *probit* para los censos 2001 y 2012 (columnas A). Sin embargo, cuando se instrumentaliza a la fertilidad se muestran impactos negativos levemente diferentes (9% y 12% para 2001 y 2012, respectivamente). En concreto, se observa un incremento de 3 p.p. en 11 años, lo suficientemente pequeño para pensar que en 11 años no hubo cambios considerables.

²⁴ Es decir, el impacto de la fertilidad se refiere al efecto causal marginal a partir del tercer hijo en las variables dependientes.

²⁵ En general, se observa en la Tabla 3 que los efectos de la fertilidad para el modelo *probit* lineal son menores en comparación al modelo de variables instrumentales.

TABLA 6

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD SOBRE EL EMPLEO

Nivel	VD: trabajó la semana pasada	2001				2012			
		Di exógeno	Di endógeno			Di exógeno	Di endógeno		
		<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal
		A	B	C	D	A	B	C	D
Bolivia	Más de dos hijos	-0,10*** (0,01)	0,09 (0,24)	-0,12*** (0,01)	-0,12*** -	-0,08*** (0,01)	-0,04 (0,16)	-0,13*** (0,01)	-0,13*** -
	Montiel-Pflueger (F)		23,74				49,52		
	Hansen P-valor		0,79				0,07		
	Observaciones	44.054	44.054	41.810	41.810	40.059	40.059	39.192	40.059
Área urbana	Más de dos hijos	-0,11*** (0,01)	0,09 (0,27)	-0,18*** (0,02)	-0,17*** -	-0,088*** (0,01)	-0,14 (0,16)	-0,15*** (0,02)	-0,15*** -
	Montiel-Pflueger (F)		21,58				47,11		
	Hansen P-valor		0,57				0,04		
	Observaciones	28.184	28.184	26.936	28.184	28.475	28.475	27.683	28.475
Área rural	Más de dos hijos	-0,06*** (0,01)	0,08 (3,16)	-0,004 (0,03)	-0,005 -	-0,06*** (0,01)	0,5 (0,68)	0,003 (0,03)	0,002 -
	Montiel-Pflueger (F)		3,53				6,22		
	Hansen P-valor		0,64				0,92		
	Observaciones	15.870	15.870	11.855	15.870	11.584	11.584	11.584	11.584

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2001 y 2012, IPUMS.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Notas: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión.

(2) En las columnas B se aplica el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros hijos, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros con errores robustos.

(4) La prueba de Hansen (1982) toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

Adicionalmente, se observa en las Tablas 6 y 7 que los impactos para el modelo IV causal lineal y *probit* IV no lineal son similares. Esto muestra que la relación no lineal entre las variables de control y la probabilidad de trabajar se aproxima a una relación lineal²⁶.

Para evaluar la robustez del modelo propuesto se requiere verificar dos condiciones. La primera es la condición de relevancia y, la segunda, es la condición de exogeneidad

²⁶ Por esta razón, no se calcularon las desviaciones estándar de modelo IV *probit* no lineal.

TABLA 7

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN EL EMPLEO
(HIJOS MENORES A 13 AÑOS - AREA URBANA)

VD: trabajó la semana pasada	2001				2012			
	Di exógeno	Di endógeno			Di exógeno	Di endógeno		
	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal
	A	B	C	D	A	B	C	D
Más de dos hijos	-0,11*** (0,01)	0,01 (0,33)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** -	-0,11*** (0,01)	-0,10 (0,27)	-0,122*** (0,03)	-0,121*** -
Montiel-Pflueger (F)		12,09				18,53		
Hansen P-valor		0,56				0,021		
Observaciones	16.474	16.474	15.953	15.953	15.899	15.899	15.896	15.899

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2001 y 2012, IPUMS.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Notas: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión.

(2) En las columnas B se aplica el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros hijos, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros con errores robustos.

(4) La prueba de Hansen (1982) toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

o restricción de exclusión. Respecto de la primera condición se presentan los valores de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles. Según esta prueba, en la Tabla 6 se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles para los resultados a nivel nacional del censo 2001 y el resultado a nivel nacional y urbano del censo 2012. En el resto de los casos para las Tablas 6 y 7 las pruebas señalan que los instrumentos son débiles²⁷.

Los p-valores de la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982) en la Tabla 6 (nivel nacional) son equivalentes al 79% y 7% para el 2001 y 2012, respectivamente²⁸; de esta forma, no se rechaza la hipótesis nula de la correcta especificación del modelo y la ortogonalidad del instrumento. Adicionalmente, en la Tabla 7 estos son iguales al

²⁷ Para estas pruebas se tomaron un nivel de significancia de alfa del 5% y el valor de *rho* del 10%, similares al caso del modelo 1.

²⁸ En área urbana y rural, el p-valor de la prueba de Hansen rechaza la hipótesis nula de sobreidentificación al 99%.

56% y 2,1% para 2001 y 2012, respectivamente. Por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de sobreidentificación a un nivel de confianza del 99%. Debido a que los p-valores son todavía pequeños para el censo 2012 (a nivel nacional), se advierte de los límites del criterio de exclusión para el modelo de variables instrumentales.

En suma, los impactos son negativos y estadísticamente significativos cuando se instrumentaliza a la fertilidad. Asimismo, se observa que estos efectos varían de acuerdo con la región de estudio, mostrando impactos negativos más altos en el área urbana. Asimismo, este impacto es levemente menor si se consideran a hijos menores a 13 años y el área urbana. Lo expuesto hasta ahora ofrece un argumento robusto para sostener que existe un efecto causal entre la fertilidad y la probabilidad de trabajar para las mujeres.

En el área rural, la ambigüedad y carencia de significancia estadística refuerzan el argumento de que los hijos no son un factor importante que determinan la demanda de mano de obra femenina²⁹.

Ahora, siguiendo a Cruces y Galiani (2007), se muestran los resultados para mujeres con pareja y sin pareja. En la Tabla 8 se muestran los impactos de la fertilidad³⁰ respecto de la probabilidad de trabajar en el área urbana según el estado civil de la mujer. Según el modelo IV causal, este impacto negativo es igual al 11% y 16% para 2001 y 2012, respectivamente, para el subgrupo de mujeres con pareja. Sin embargo, este impacto es positivo (33%) para el subgrupo de mujeres sin pareja en 2001, y este impacto carece de significancia estadística para 2012³¹.

En síntesis, la evidencia muestra que el impacto negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar es un fenómeno con mayor predominancia para el grupo de mujeres con pareja, cuyo impacto se incrementó en 11 años. Este hecho muestra de que existen negociaciones internas en el hogar que determinan los roles de género. De este modo, se observa que entre 2001 y 2012 el rol de la crianza de hijos sigue recayendo sobre los hombros de las esposas o parejas fundamentalmente mujeres³².

En anexos, siguiendo el mismo esquema de presentación de resultados³³, se muestra el impacto que tienen los hijos menores a 18 años en la probabilidad de trabajar para los hombres. Se evidencia que la fertilidad provoca que la probabilidad de trabajar se incremente en 5% y 7% para las columnas C y los censos 2001 y 2012,

²⁹ Siguiendo a Lora *et al.* (2008), el cociente entre la población ocupada y la población en edad de trabajar se aproxima a la demanda de trabajo.

³⁰ Se consideran a hijos menores a 18 años.

³¹ Los resultados para el modelo *probit* muestran resultados similares para ambos subgrupos y censos (comparar columnas A y C en 2001 y 2012).

³² Debido a que el impacto negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar es más importante cuando las mujeres viven en pareja, se refuerza el argumento de que las diferencias de género están relacionadas con la asignación desproporcional de las tareas domésticas; sobre todo respecto de la crianza de los hijos.

³³ Esto significa que se aplican las mismas restricciones a la base de datos y se controlan por las mismas variables que el caso de las mujeres.

TABLA 8

FERTILIDAD, ESTADO CIVIL Y EMPLEO
(AREA URBANA)

VD: la mujer trabajó durante la semana pasada	2001				2012			
	Con pareja		Sin pareja		Con pareja		Sin pareja	
	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal
	A	B	C	D	A	B	C	D
Más de dos hijos	-0,10*** (0,01)	-0,11*** (0,02)	-0,10*** (0,04)	0,33*** (0,08)	-0,08*** (0,01)	-0,163*** (0,02)	-0,06*** (0,02)	0,03 (0,06)
Observaciones	25.224	24.407	974	644	24.857	24.404	3.618	3.111

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2012 en IPUMS.

Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión. En las columnas "B" se aplicaron *bootstrap* con 500 repeticiones.

respectivamente (ver anexo A1). Estos impactos son similares si se divide la muestra entre el área urbana y rural. Asimismo, estos impactos son pequeños o carecen de significancia estadística si no se instrumentaliza la variable endógena de la fertilidad (columnas A, anexo A1)³⁴.

Los resultados femeninos descritos en las Tablas 6, 7 y 8 son similares a los encontrados por Cruces y Galiani (2007)³⁵ para México y Argentina (8% y 9%). Ellos estiman el impacto de la fertilidad en la oferta laboral femenina. Sin embargo, en Bolivia se evidencia un efecto causal negativo casi dos veces más grande en comparación a estos países.

En la Tabla 9, según el modelo IV causal lineal, se muestra el impacto de la fertilidad respecto de la media de las horas trabajadas a la semana, para esto se

³⁴ Adicionalmente, se muestra la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles; la misma evidencia que a nivel nacional y urbano se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles en 2001 y 2012. Para esto se utiliza un alfa al 5% de significancia y un valor de tau al 10%. Sin embargo, a nivel rural la prueba muestra que los instrumentos son débiles. Asimismo, se observa que el criterio de exclusión se cumple con un p-valor superior al 50% a nivel nacional para ambos censos. Si se divide la muestra por región geográfica, este criterio aún se cumple con p-valores por encima del 6% (anexo A1).

³⁵ Estos trabajos fueron realizados para las economías de Estados Unidos y dos países latinoamericanos, respectivamente. Cruces y Galiani (2007) encuentran efectos causales estadísticamente significativos instrumentalizando la variable hijos para México y Argentina. El estudio utiliza los censos de 1991 y 2000, respectivamente. Este trabajo utiliza la metodología propuesta por Abadie (2000).

sigue la metodología de Abadie (2000) que propone estimar un modelo IV causal lineal. Este impacto negativo es igual a 16 hrs. y 6,5 hrs. para 2000-2001 y 2011-2012, respectivamente, donde se observa una reducción del impacto de la fertilidad equivalentes a 9,5 hrs. semanales. Asimismo, el modelo OLS no muestra cambios importantes en ambos periodos de estudio (panel A, Tabla 9).

Según el panel B de la Tabla 9, el impacto de la fertilidad en los ingresos laborales reales carece de significancia estadística para el modelo IV causal lineal. Este hecho refleja que el impacto en la media es ambiguo y es necesario mostrar evidencia acerca del impacto de la fertilidad respecto de la distribución de ingresos laborales

TABLA 9

FERTILIDAD, HORAS TRABAJAS SEMANALES E INGRESOS REALES
(AREA URBANA)

Variables	2000-2001			2011-2012		
	Di exógeno	Di endógeno		Di exógeno	Di endógeno	
	OLS ¹	GMM ²	IV causal lineal	OLS ¹	GMM ²	IV causal lineal
Panel A: impactos en las horas trabajadas a la semana						
Más de dos hijos	-2,57 (1,87)	-50,61 (219)	-15,74*** (4,31)	-1,64 (1,26)	-3,83 (36,44)	-6,50** (2,88)
Montiel-Pflueger (F)		0,49			2,27	
Hansen P-valor		0,33			0,17	
Observaciones	926	926	657	1.470	1.470	1.307
Panel B: impactos en el nivel de ingresos reales (base 2016)						
Más de dos hijos	-830*** (212)	-472 (7.281)	-320 (322)	-1.221 (4,889)	-1220 (5823)	-244 (159)
Montiel-Pflueger (F)		0,45			2,20	
Hansen P-valor		0,91			0,40	
Observaciones	927	927	666	1.462	1.462	1.289

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) Se aplicaron factores de expansión para el modelo OLS.

(2) Los modelos GMM utilizan dos instrumentos: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres. Además, se aplicaron *bootstrap* a los errores con 500 repeticiones.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con dos instrumentos y con errores robustos.

(3) La prueba de Hansen toma en cuenta dos instrumentos: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres.

Además, se aplicaron *bootstrap* sobre los errores con 500 repeticiones.

mensuales. Asimismo, el modelo OLS muestra efectos estadísticamente significativos para el primer periodo de estudio, sin embargo, este caso no se repite para el segundo periodo.

Asimismo, se observa que el p-valor de la prueba de sobreidentificación de Hansen es mayor al 10%, lo que refleja que la restricción de exclusión se cumple satisfactoriamente para ambos periodos de estudio (Tabla 9 panel A y B). Sin embargo, por medio de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles no se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles para ambos periodos de estudio (Tabla 9 panel A y B), lo que refleja una baja correlación entre el instrumento y la variable endógena cuando se evalúa el impacto de la fertilidad en el promedio de las horas trabajadas por semana y el nivel de ingresos reales. De este modo, es necesario considerar el impacto no solamente en la media de la variable dependiente, sino también en su distribución y el efecto del tratamiento cuantílico.

En la Tabla 10 se muestran los impactos de la fertilidad respecto de la distribución de horas trabajadas a la semana en el área urbana. Por un lado, según el modelo *probit*, los coeficientes carecen de significancia estadística para ambos periodos de estudio. Por otro lado, según el modelo IV causal lineal, se evidencia que las mujeres con más de dos hijos tienen 17% menos probabilidades de trabajar una jornada laboral por encima de las 8 horas (36 a 45 horas semanales) en comparación al grupo de control en el segundo periodo de estudio. Sin embargo, la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar por encima de una jornada laboral completa aumente en 21% en el primer periodo de estudio. Este último hecho podría reflejar que los bajos niveles de remuneración provocaba que las mujeres con más de dos hijos debían trabajar más horas para satisfacer las necesidades de todos los miembros del hogar. Sin embargo, después de una década esta situación cambia porque el nivel de ingresos se incrementa y posiblemente las necesidades del hogar decrecieron o se mantuvieron constantes.

Asimismo, se observa que la fertilidad no tiene ningún efecto causal en la jornada laboral completa (36-45 horas semanales) en ambos periodos de estudio. Por el contrario, existen efectos causales estadísticamente significativos para jornadas laborales parciales. En efecto, se observa que la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar a tiempo parcial (16-25 horas semanales) aumente en 37% y 38% para el primer y segundo periodo, respectivamente (Tabla 10). Este panorama refleja que las mujeres tienen más probabilidades de trabajar a tiempo parcial como consecuencia de una mayor fertilidad.

Cuando se evalúa el impacto de la fertilidad en las 26-35 horas semanales, el impacto es negativo para el primer periodo y positivo para el segundo periodo, donde ambos son estadísticamente significativos. También se observan resultados contrarios cuando se evalúan los impactos en las 1-15 horas semanales de trabajo; en efecto, este impacto es positivo y negativo para el primer y segundo periodo, respectivamente (Tabla 10).

En la Tabla 11 se muestra el impacto del tratamiento cuantílico (QTE, por su sigla en inglés) en las horas trabajadas a la semana y el ingreso laboral mensual real (base

TABLA 10

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN LA DISTRIBUCION DE LAS HORAS TRABAJADAS
(AREA URBANA)

Horas trabajadas en la semana	2000-2001		2011-2012	
	Di exógeno	Di endógeno	Di exógeno	Di endógeno
	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal
1-15	0,03 (0,03)	0,17*** (0,06)	0,02 (0,02)	-0,06* (0,03)
16-25	-0,02 (0,03)	0,37*** (0,07)	0,00 (0,02)	0,38*** (0,05)
26-35	0,03 (0,02)	-0,08* (0,05)	0,00 (0,02)	0,15*** (0,04)
36-45	-0,01 (0,03)	-0,08 (0,06)	0,02 (0,02)	-0,06 (0,05)
46-55	0,00 (0,02)	0,21*** (0,05)	-0,01 (0,02)	-0,17*** (0,05)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: Se aplicaron factores de expansión al modelo *probit*.

2016). Aquí, la definición del tratamiento es equivalente a la fertilidad (presencia de más de dos hijos). Este método utiliza la metodología de Abadie (2000) y, por tanto, se trata de un modelo con variable instrumental.

A la luz de los datos, se evidencia que el impacto negativo de la fertilidad en las horas trabajadas decreció considerando todos los valores cuantílicos de la distribución entre 2000 y 2012. Por ejemplo, se observa que este impacto negativo pasa de 15 a 4 y de 23 a 8 horas trabajadas para los cuantiles 0,5 y 0,75, respectivamente (Tabla 11).

Se conoce que en 2012 la economía todavía gozaba de un auge del precio de las materias primas y las oportunidades de empleo formal e informal crecían en el país. Las mujeres con una alta carga familiar, como la presencia de más de dos hijos en el hogar, tienen más oportunidades de empleo con jornadas laborales parciales y completas. Por lo menos, este y otros hechos económicos explican la caída del impacto negativo de la fertilidad en las horas trabajadas en aproximadamente 10 años.

Adicionalmente se observa que el impacto de la fertilidad en los ingresos reales carece de significancia estadística en el primer periodo de estudio (Tabla 11). En otras palabras, de forma sistemática para cualquier punto de la distribución no existen diferencias en el ingreso real entre el grupo de tratamiento y de control. Este hecho posiblemente esté relacionado con los altos niveles de pobreza monetaria a inicios del siglo XX. Esto significa que los empleos pagaban muy poco y las oportunidades de

TABLA 11

EFECTO DEL TRATAMIENTO CUANTILICO (AREA URBANA)

Cuantil (valor)	2000-2001		2011-2012	
	QTE		QTE	
	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹
0,25	-6,3*** (1,9)	-50 (105)	-4,5*** (1,3)	-146* (80)
0,5	-15,2*** (2,6)	-59 (156)	-4,1*** (1,6)	-227*** (85)
0,6	-17,0*** (3,0)	-137 (184)	-5,9*** (1,1)	-264*** (100)
0,7	-19,1*** (3,6)	-176 (283)	-5,0*** (1,6)	-273** (107)
0,75	-22,7*** (3,9)	-84 (356)	-8,1*** (1,7)	-330*** (127)
0,8	-27,0*** (4,4)	350 (395)	-8,4*** (2,2)	-326* (190)
0,9	-28,5*** (4,9)	119 (709)	-12,4*** (2,1)	-287 (273)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) se utiliza el ingreso laboral real (base 2016).

trabajo eran precarias. Esta situación cambia para el segundo periodo de estudio, donde se evidencia una penalización de la fertilidad respecto del nivel de ingresos reales.

Según la Tabla 11, la fertilidad causa que los ingresos reales disminuyan en Bs. 146 y Bs. 326 para el cuantil 0,25 y 0,8, respectivamente, en el segundo periodo de estudio. Además, se observa que los impactos negativos crecen a medida que el cuantil también crece. Esto muestra que el impacto de la fertilidad en el nivel de ingresos reales será más alto para el subgrupo de mujeres con más ingresos. De este modo, los resultados empíricos se aproximan a las conclusiones teóricas del modelo de demanda de niños de G. Becker (1993)³⁶.

En la Tabla 12 se puede evidenciar que el impacto de la fertilidad en las horas trabajadas para el segundo periodo de estudio³⁷ es estadísticamente significativo para

³⁶ Al respecto, este fenómeno explica la relación inversa entre el precio implícito de los niños y la demanda de niños. El precio implícito es mayor a medida que los ingresos de la mujer sean altos, entonces, si llegan más hijos, el costo de dejar el mercado laboral será más alto.

³⁷ Solamente se considera al segundo periodo de estudio porque la metodología para clasificar a trabajadoras informarles para el primer periodo carece de consistencia, generalmente por ausencia de variables que recomienda utilizar la Oficina Internacional del Trabajo [ILO] (2013). En concreto, debido a la ausencia

el subgrupo de mujeres trabajadoras del sector informal de la economía³⁸. Este impacto negativo es igual a 11,7 horas semanales de trabajo. Por su lado, este impacto es igual a 5 horas, estadísticamente no significativo, para el subgrupo de mujeres que trabajan en el sector formal (panel A). Esto posiblemente esté relacionado con las rigideces de los empleos formales, cuya regulación laboral carece de algún criterio de flexibilidad que beneficie a las mujeres con hijos.

En el panel B de la Tabla 12 se muestra el impacto de la fertilidad en el nivel de ingresos reales cuando la mujer trabaja en el sector formal e informal de la economía. Este impacto es positivo (Bs. 1.055) y negativo (Bs. 605) en estos sectores, respectivamente. Bajo esta metodología, se evidencia que existe una penalización en el nivel de ingresos reales en el sector informal de la economía.

En resumen, si las mujeres trabajan en el sector informal, la fertilidad causa que ellas trabajen menos horas y obtengan menores ingresos reales. Por el contrario, cuando ellas trabajan en el sector formal, el impacto en el nivel de ingresos reales es positivo y existen impactos pequeños en las horas de trabajo semanales.

En la Tabla 13 se muestran resultados similares a la Tabla 10, pero en esta ocasión por tipo de empleo (formal o informal) en el área urbana y el segundo periodo de estudio. Se observa que la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar a tiempo completo (35-45 horas semanales) sea positivo (22%) y negativo (14%) para trabajadoras del sector formal e informal, respectivamente.

Por un lado, para este último subgrupo se muestra que la probabilidad de trabajar jornadas parciales (16-25 o 26-35 horas semanales) aumenta en 27% y 52%, respectivamente, como consecuencia de la fertilidad. Por otro lado, estos impactos carecen de significancia estadística para trabajadoras del sector formal. Este hecho muestra que las mujeres con más de dos hijos encuentran en el sector informal mayores flexibilidades para trabajar jornadas parciales, y sucede lo contrario en empleos formales³⁹.

En la Tabla 14 se muestra que las penalizaciones para el nivel de ingresos reales tienen mayor preponderancia estadística a lo largo de la distribución de ingresos para trabajadoras del sector informal. Al respecto, se observa un impacto negativo ascendente

de información referente al registro de la empresa o el número de identificación tributaria (NIT) no se calculan resultados para las MECOVI 2000-2001.

³⁸ Estos son los criterios para clasificar a una trabajadora como informal. 1) trabaja para una empresa cooperativa, como aprendiz sin remuneración o como empleada doméstica. 2) trabaja en una empresa por cuenta propia sin número de identificación de contribuyente (informalidad por cuenta propia), 3) trabaja como empleador sin número de identificación de contribuyente y con cinco o menos trabajadores, y 4) trabaja como empleado para una empresa sin un número de identificación de contribuyente y con cinco o menos trabajadores (ILO, 2013; Gonzales, 2019). Esta clasificación combina criterios de productividad y legales que siguen convenios internacionales.

³⁹ Respecto del tiempo de trabajo por encima de las 45 horas semanales, se muestra que la fertilidad provoca que existan menos probabilidades de este evento en ambos tipos de empleo.

TABLA 12

FERTILIDAD, HORAS TRABAJAS E INGRESOS REALES POR TIPO DE EMPLEO (AREA URBANA)

Variables dependientes	IV causal lineal 2011-2012	
	Formal	Informal
Panel A: impactos en las horas trabajadas		
Más de dos hijos	5,03 (3,20)	-11,69*** (4,04)
Observaciones	505	768
Panel B: impactos en el nivel de ingresos reales (base 2016)		
Más de dos hijos	1.055** (476)	-605*** (179)
Observaciones	493	757

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.
Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

TABLA 13

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS HORAS TRABAJADAS POR TIPO DE EMPLEO (AREA URBANA)

Horas trabajadas en la semana	IV causal lineal 2011-2012	
	Formal	Informal
1-15	0,03 (0,03)	-0,08 (0,05)
16-25	-0,05 (0,08)	0,52*** (0,05)
26-35	-0,06 (0,06)	0,27*** (0,05)
36-45	0,22*** (0,08)	-0,14*** (0,05)
46-55	-0,19*** (0,07)	-0,16*** (0,06)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.
Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

TABLA 14

EFEECTO DEL TRATAMIENTO CUANTILICO POR TIPO DE EMPLEO
(AREA URBANA 2011-2012)

Cuantil (valor)	Formal		Informal	
	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹
0,25	7,2** (3,4)	239** (118)	-10,5*** (2,1)	-174* (89)
0,5	3,0** (1,3)	212 (224)	-11,1*** (2,4)	-282*** (108)
0,6	2,8** (1,4)	476 (403)	-9,5*** (2,6)	-394*** (115)
0,7	1,3 (2,6)	841* (505)	-11,0*** (2,6)	-394** (165)
0,75	4,4* (2,6)	1.513*** (506)	-12,3*** (3,0)	-603*** (140)
0,8	4,2 (3,3)	1.548*** (432)	-14,8*** (3,3)	-570*** (192)
0,9	6,8* (3,9)	1.937*** (633)	-19,3*** (4,5)	-1.401*** (449)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) se utiliza el ingreso laboral real (base 2016).

a lo largo de la distribución de ingresos reales. Por ejemplo, estos impactos negativos son iguales a Bs. 282 y Bs. 570 para los cuantiles 0,5 y 0,8, respectivamente.

Asimismo, en el sector formal se encuentran resultados estadísticamente significativos⁴⁰. Por ejemplo, en los cuantiles 0,25 y 0,8 la fertilidad causa un incremento del nivel de ingresos reales en Bs. 239 y Bs. 1.548, respectivamente. Estos impactos positivos son ascendentes a lo largo de la distribución de ingresos reales.

En la Tabla 14 también se observan impactos negativos de la fertilidad en las horas trabajadas semanales. Estos son más pequeños para los empleos formales en comparación a empleos informales. Por ejemplo, según el cuantil 0,5 la fertilidad reduce las horas trabajadas semanales en 3 horas y 11 horas para empleos formales e informales, respectivamente. De este modo, estos impactos negativos son más altos cuando las mujeres trabajan en el sector informal. En específico, se observa que el impacto negativo se encuentra entre 9,5 y 12,3 horas semanales en el cuantil 0,25 y 0,75, respectivamente.

En concreto, si la mujer tiene un empleo formal, el impacto de la fertilidad en las horas trabajadas es pequeño y, además, este fenómeno causa que los ingresos reales se

⁴⁰ Con excepción de los cuantiles 0,5 y 0,6.

incrementen. Este hecho posiblemente esté relacionado con los beneficios legales de la maternidad y una mayor experiencia laboral de las mujeres con más de dos hijos.

Según el modelo 2, la evidencia muestra que la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar, el nivel de ingresos reales y las horas de trabajo disminuyan. Este impacto es mayor para las trabajadoras informales del área urbana y cuando tienen hijos pequeños. Asimismo, se muestra que las mujeres que conviven con una pareja participan menos del mercado laboral y el impacto de la fertilidad carece de significancia estadística para el grupo de mujeres solteras en ambos periodos de estudio.

La ventaja del estudio es que logra comparar los impactos de la fertilidad en dos periodos distintos. Esto permite evaluar los cambios en contextos macroeconómicos distintos. Por un lado, se muestra que no existen cambios considerables respecto del impacto negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar. Por otro lado, sí se observan cambios importantes acerca de los impactos en el nivel de ingresos laborales reales y la jornada laboral.

Estos resultados econométricos pueden explicar las preferencias de fertilidad de las mujeres en Bolivia. Según la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA, 2016) se observa que 60% del total de mujeres entre 18 y 44 años declararon que no quieren tener más hijos en el futuro. El 34% declaró que desea tener solo un hijo en el futuro (anexo A2). De este modo, esta configuración de las preferencias de la fertilidad posiblemente esté relacionado con el precio implícito de los hijos. Es decir, las mujeres más educadas y con ingresos medio-altos prefieren no tener más hijos porque internalizan un costo de oportunidad alto en el futuro. Asimismo, otro motivo puede estar relacionado con mujeres en situación de pobreza que no quieran tener más hijos porque relacionan este hecho con menores oportunidades laborales futuras⁴¹.

6. CONCLUSIONES

El estudio utiliza dos modelos econométricos para determinar el efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales femeninos en Bolivia. El primero es propuesto por Agüero y Marks (2011) que emplea el *shock de infertilidad* reportada por las mujeres como instrumento. Angrist y Evans (1998) proponen el segundo modelo que usa a la **composición del sexo de los dos primeros hijos** como instrumento.

⁴¹ Asimismo, lo señalado anteriormente encuentra correspondencia con los datos acerca del tiempo de espera para el próximo hijo. En la Tabla A3 se muestra que el 78% de las mujeres entre 18 y 44 años desean esperar años para tener otro hijo y solo el 12% señala que quiere tener un hijo pronto o ahora. Entender la diferencia de años entre el primer y segundo hijo o entre el segundo y el tercero permite evidenciar que sí existe una planificación familiar en las parejas. En conclusión, una alta preferencia por esperar años para tener otro hijo muestra que las mujeres perciben que la tenencia de más hijos pequeños podría significar una desventaja.

En concreto, se demuestra que existe un efecto causal negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar para ambos modelos. Según el modelo 1, la probabilidad de trabajar reduce en 14% por cada hijo menor a 18 años cuando se utiliza el instrumento del **shock de infertilidad** (área urbana, EDSA 2016). Según el modelo 2 se destacan tres resultados importantes. Primero, la fertilidad reduce la probabilidad de trabajar en 18% y 15% para 2001 y 2012, respectivamente (área urbana). Segundo, en el área urbana se encuentra que la probabilidad de trabajar por encima de una jornada laboral completa es positiva (21%) y negativa (17%) para el primer (MECOVI 2000-2001) y segundo (EH 2011-2012) periodo de estudio, respectivamente. Además, se observa que este impacto es positivo (37% y 38%) para jornadas laborales parciales en ambos periodos de estudio, respectivamente. Tercero, se evidencia que la fertilidad impacta negativamente en el nivel de ingresos laborales reales (base 2016) de la mujer en el área urbana. Al respecto, este impacto es igual a Bs. 227 y Bs. 326 para los cuantiles 0,5 y 0,8 de la distribución de ingresos, respectivamente (EH 2011-2012). Esto corrobora el argumento del precio implícito de los hijos de G. Becker (1993). Es decir, que a medida que se incrementa el ingreso, el precio o el costo de oportunidad de criar hijos es más alto.

Según la evidencia encontrada en este artículo, la tasa de ocupación femenina podría encontrarse en una tasa natural o estacionaria debido a que la relación causal entre la fertilidad y las probabilidades de trabajar se mantienen estables en el tiempo. Esto, asumiendo que el tiempo doméstico se explica casi por completo a partir del fenómeno de la maternidad. Adicionalmente, la economía informal podría convertirse en el medio de vida más conveniente para las mujeres con hijos por las ventajas que ofrece, sin embargo, la calidad del empleo informal no la convierte en una opción sostenible en el tiempo.

REFERENCIAS

- AARONSON, D.; R. DEHEJIA R; A. JORDAN; C. POP-ELECHES; C. SAMII y K. SCHULZE (2021). "The effect of fertility on mothers' labor supply over the last two centuries". *The Economic Journal* 131(633), pp. 1-32.
- ABADIE, A. (2000). *Semiparametric estimation of instrumental variable models for causal effects*. National Bureau of Economics Research. Consultado el 25 de mayo de 2021, <https://www.nber.org/papers/t0260>
- AGÜERO, J. M. y M. S. MARKS (2011). "Motherhood and female labor supply in the developing world evidence from infertility shocks". *Journal of Human Resources* 46(4), pp. 800-826.
- ANGRIST, J. D. (2001). "Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice". *Journal of business & economic statistics* 19(1), pp. 2-28.
- ANGRIST, J. D. y W.N. EVANS (1996). "Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size". *National bureau of economic research*. No. w5778.
- ANGRIST, J., y W. EVANS (1998). "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size". *American Economic Review* 88(3), pp. 450-77.
- BADILLO, E. R.; L. M. CARDONA-SOSA; C. A. MEDINA-DURANGO; L. F. MORALES-ZURITA; C. M. POSSO-SUAREZ; C. POSSO y C. MEDINA (2019). "Twin instrument, fertility, and women's labor force participation: evidence from Colombian low-income families". Borradores de Economía; No. 1071. 5 de Junio de 2021, <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9675>

- BANCO MUNDIAL (2020). Datos abiertos. Washington, Estados Unidos: BM. Disponible en: <https://datos.bancomundial.org/> [consultado el 7 de Junio de 2021].
- BECKER, G. S. (1993). *A Treatise on the Family*. Harvard university press, Massachusetts.
- BECKER G. y H. G. LEWIS (1973). "On the interaction Between the Quantity and Quality of Children". *Journal of Political Economy* 82, No 2, Part. 2, pp. 279-S288.
- BERNIELL, I.; M. L. BERNIELL; D. D. L. MATA; M. EDO; Y. FAWAZ; M. P. MACHADO y M. MARCHIONNI (2020). *Motherhood, labor market trajectories, and the allocation of talent: harmonized evidence on 29 countries*. Documentos de Trabajo del CEDLAS. 5 de junio de 2021, <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/109397>
- CABRERA, J. M. (2011). *Fertilidad e Ingresos*. Documentos de Trabajo. 20 de junio de 2021, https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economa/t_cabrera_jose%20maria_2011_.pdf
- CACERES DELPIANO, J. (2012). "Impacts of family size on the family as a whole: Evidence from the developing world". *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(1), 7 de julio de 2021, <https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/1935-1682.2850/html>
- CHOQUE, E., SALAMANCA, C., e I. QUEHUI (2021). "Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia". *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico* (35), 59-94. DOI: <https://doi.org/10.35319/lajed.202135439>
- CONNELLY, R.; D. S. DEGRAFF; D. LEVISON y B. P. MCCALL (2006). "Tackling the endogeneity of fertility in the study of women's employment in developing countries: Alternative estimation strategies using data from urban Brazil". *Feminist Economics* 12(4), pp. 561-597.
- CRUCES, G. A. y S. GALIANI (2007). "Fertility and female labour supply in Latin America: new causal evidence". *Labor Economics* 14(3), pp. 565-573.
- FELITTI, K. (2008). "La explosión demográfica y la planificación familiar a debate: Instituciones, discusiones y propuestas del centro y la periferia". *Revista Escuela de Historia* 1(7), pp.1-20.
- GOLDIN, C. (1990). *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. Oxford University Press. New York.
- GONZALES ZUAZO, Rodrigo. (2019). *Informality and Poverty in Bolivia: The Trade Boom and Its Aftermath*. ResearchGate. 21 de mayo de 2021, https://www.researchgate.net/publication/343318509_Informality_and_Poverty_in_Bolivia_The_Trade_Boom_and_Its_Aftermath.
- GUINNANE, T. W. (2011). "The Historical Fertility Transition: A Guide for Economists". *Journal of Economic Literature* 49(3), pp. 589-614.
- HANSEN, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica JSTOR* 50 (4), pp. 1029-1054.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA DEL ESTADO PLURINACIONAL DE BOLIVIA (2020). Encuesta de Demografía y Salud 2016. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>. [consultado el 15 de junio de 2021].
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA DEL ESTADO PLURINACIONAL DE BOLIVIA (2020). Encuestas de Hogares 2000, 2001, 2011,2012. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>. [consultado el 20 de junio de 2021].
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION (2013). *Measuring informality: A statistical manual on the informal sector and informal employment*. Geneva: International Labour Office. 20 de mayo de 2021, <https://www.voced.edu.au/content/ngv:59467>.
- LUNDBORG, P.; PLUG, E., y A. W. RASMUSSEN (2017). "Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments". *American Economic Review* 107(6), pp. 1611-37.
- PFLUEGER, C. E. y S. WANG (2015). "A robust test for weak instruments in Stata". *The Stata Journal* 15(1), pp. 216-225.
- ORGANIZACION DE NACIONES UNIDAS MUJERES (ONU mujeres) (2020). *El progreso de las mujeres en el mundo 2019 - 2020: Familias en un mundo cambiante*. 10 de julio de 2021, <https://www.unwomen.org/en/digital-library/progress-of-the-worlds-women>.
- SERIES DE MICRODATOS DE USO PUBLICO INTEGRADOS (2021). Censo de Población 2012. Estados Unidos: IPUMS. <https://www.ipums.org/> [consultado el 8 de julio de 2021].

- SERRA, A. M. (2017). “Esterilizaciones (forzadas) en Perú: Poder y configuraciones narrativas”. *Revista de Antropología Iberoamericana* 12(1), pp. 31-52.
- STYCOS, M. (1967). “Politics and population control in Latin America”. *World Politics* 20(1), pp. 66-82.
- TORTAROLO, D. (2015). “Female Labor Supply and Fertility. Causal Evidence for Latin America”. *Revista de Economía Política de Buenos Aires* (13), pp. 38-52.
- WILLIS, R. (1987). “What Have We Learned from the Economic of the Family?”. *American Economic Review* 77, pp. 68-81.

ANEXOS

TABLA A1

FERTILIDAD Y EMPLEO MASCULINO

Nivel	VD: trabajó la semana pasada	2001			2012		
		Di exógeno	Di endógeno		Di exógeno	Di endógeno	
		<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal
		A	B	C	A	B	C
Bolivia	Más de dos hijos	-0,02*** (0,00)	0,21 (0,22)	0,05*** (0,01)	-0,001 (0,004)	0,20 (0,14)	0,07*** (0,01)
	Montiel-Pflueger (F)		18,64			34,4	
	Hansen P-valor		0,59			0,71	
	Observaciones	36.998	36.998	32.655	33.663	33.663	32.168
Urbana	Más de dos hijos	-0,03*** (0,01)	-0,07 (0,17)	0,04** (0,02)	0,01** (0,00)	0,11 (0,11)	0,06*** (0,01)
	Montiel-Pflueger (F)		24			36	
	Hansen P-valor		0,07			0,10	
	Observaciones	22.723	22.723	20.509	22.858	22.858	22.127
Rural	Más de dos hijos	-0,00 (0,01)	4,18 (14,57)	0,08*** (0,02)	-0,01 (0,01)	0,67 (8,3)	0,09*** (0,02)
	Montiel-Pflueger (F)		0,26			2,89	
	Hansen P-valor		0,12			0,06	
	Observaciones	14.275	14.275	12.146	10.805	10.805	10.041

Fuente: Elaboración propia a base de datos del Censo 2001 y 2012 en IPUMS.

Significativo al *** p<0,01, ** p<0,05 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Notas: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión, con excepción del censo 2001.

(2) En las columnas B se aplica el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros hijos, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros con errores robustos.

(4) La prueba de Hansen (1982) toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

TABLA A2

PREFERENCIAS DE FERTILIDAD

Preferencias de fertilidad en el futuro	Frecuencia	Porcentaje
Tener (un / otro) hijo	1.294	34
No más hijos/ ningún hijo	2.252	60
No puede quedar embarazada	73	2
Indecisa / no sabe, pero: no embarazada	97	3
Indecisa / no sabe, pero: embarazada	40	1
Total	3.756	100

Fuente: Elaboración propia a base de datos de EDSA 2016, INE.

Nota: Las estimaciones consideran el diseño complejo de la muestra.

TABLA A3

TIEMPO DE ESPERA PARA EL PROXIMO HIJO

Tiempo	Frecuencia	Porcentaje
Meses	75	6
Años	1.013	78
Pronto/ahora	160	12
No puede quedar embarazada	14	1
Después del matrimonio	10	1
Otro (especifique)	2	0
No sabe	20	2
Total	1.294	100

Fuente: elaboración propia a base de datos de EDSA 2016, INE.

TWITTER-BASED ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY INDEX FOR CHILE*

INDICE DE INCERTIDUMBRE ECONOMICA Y POLITICA PARA CHILE BASADO EN TWITTER

JUAN SEBASTIAN BECERRA**

Central Bank of Chile

ANDRES SAGNER***

Central Bank of Chile

Abstract

In this paper, we develop a daily-frequency measure of economic and policy uncertainty for Chile, employing information obtained from Twitter accounts using web scraping techniques and following closely the methodology proposed by Baker et al. (2016). Our proposed measure, called DEPUC, aims to capture the level of general disagreement –a proxy for economic and policy uncertainty– in topics such as the economy, economic policies, uncertainty about particular events, and Chile’s conjuncture situation. The index, available from 2012 onwards, shows significant hikes that coincide with several local and international episodes that provoked extraordinary levels of uncertainty in Chile, especially after the events around the civil protests in mid-October 2019 and the start of the COVID-19 pandemic in mid-March 2020. An empirical exercise reveals that the proposed measure is a significant determinant of the nominal exchange rate dynamics, especially

* We thank the valuable comments and suggestions of Rodrigo Alfaro, Nicolás Álvarez, Alejandra Cruces, Jorge Fernández, Mariel Sáez, an anonymous referee, participants at an internal seminar in the Central Bank of Chile, and participants at the Conference on Nontraditional Data & Statistical Learning with Applications to Macroeconomics organized by the Bank of Italy and the Federal Reserve Board. The opinions expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the view of the Central Bank of Chile or its Board members. All remaining errors are our own.

** Financial Stability Area, Prospective Risk Analysis Department. Agustinas 1180, 2nd floor. Email: jbecerra@bcentral.cl

*** Financial Stability Area, Financial Analysis Department. Agustinas 1180, 2nd floor. Email: asagner@bcentral.cl

when this variable's magnitude is high and a week after the shock occurs. On the contrary, when the exchange rate is low, the impact of uncertainty on this variable is quantitatively smaller for any forecasting horizon. These features, and others discussed in the paper, highlight the usefulness of the proposed metric as an additional indicator that policymakers can incorporate into their monitoring toolkit.

Keywords: *Economic uncertainty, financial stability, monitoring tools, web scraping.*

JEL Classification: *C13, D80, E30, E66, G18.*

Resumen

En este artículo proponemos una medida de incertidumbre económica y política para Chile en frecuencia diaria empleando información obtenida de cuentas oficiales de Twitter mediante técnicas para extraer información desde sitios web y siguiendo de cerca la metodología propuesta por Baker et al. (2016). Nuestra medida propuesta, denominada DEPUC, tiene como principal objetivo capturar el nivel de desacuerdo general en estos medios –una aproximación de la incertidumbre económica y política– en temas como la economía, las políticas económicas, la incertidumbre acerca de varios eventos particulares, y la coyuntura en Chile. El índice, disponible desde el año 2012, muestra alzas significativas que coinciden con varios episodios locales e internacionales que provocaron aumentos extraordinarios de la incertidumbre en Chile, especialmente luego de los hechos ocurridos en torno a las protestas civiles de mediados de octubre de 2019 y el inicio de la pandemia del Covid-19 a mediados de marzo de 2020. Un ejercicio empírico revela que la medida propuesta es un determinante significativo de la dinámica del tipo de cambio nominal especialmente cuando la magnitud de esta variable es alta y luego de una semana de ocurrido el shock de incertidumbre. Por el contrario, cuando el tipo de cambio es bajo, el impacto de la incertidumbre acerca de esta variable es cuantitativamente menor en cualquier horizonte de proyección. Estos hallazgos, y otros discutidos en el documento, resaltan la utilidad de la métrica propuesta como un indicador adicional que los encargados de política pueden incorporar a sus herramientas de monitoreo.

Palabras clave: *Incertidumbre económica, estabilidad financiera, herramientas de monitoreo, web scraping.*

Clasificación JEL: *C13, D80, E30, E66, G18.*

I. INTRODUCTION

Recently, economic and policy uncertainty is a variable that has become especially relevant for policymakers in Chile. From a local perspective, the start of the civil protests and riots in mid-October 2019 and, from a rather global perspective, the pandemic –triggered by the worldwide-scale spread of the COVID-19 virus– declared in mid-March 2020, has implied an unusual level of volatility observed not only in several financial asset prices but also in a broad range of short- and medium-term economic activity forecasts. Further, there is still no clear consensus about which policy action to take to mitigate the effects of these events on the stability of the local financial system.

The speed at which these events evolve in Chile is quite fast. Thus, it is imperative to have high-frequency measures to support monitoring tasks related to large swings of uncertainty and its consequent impacts on other local financial variables. In this sense, a popular metric corresponds to VIX, which measures the 30-day expected volatility of the S&P 500 index¹. However, VIX captures global uncertainty for emerging economies since its computation does not incorporate explicit information about idiosyncratic expected fluctuations. Other alternatives correspond to the conditional volatility of the local stock market index IPSA or the cross-sectional dispersion of macroeconomic forecasts and firms' excess returns, as proposed by Jurado *et al.* (2015) and Gilchrist *et al.* (2014), respectively. Nevertheless, these measures represent just one part of the overall economy, and their dynamics may not be closely related to the theoretical, unobserved economic uncertainty².

Another alternative corresponds to the Economic Policy Uncertainty (EPU) index proposed by Baker *et al.* (2016). EPU is a news-based metric that considers the coverage frequency of US newspaper articles containing words related to the economy, policy actions, and related uncertainties. Cerda *et al.* (2016a, 2016b) extended this methodology to Chile's case, but the index is only available at a monthly frequency.

In this paper, we develop an uncertainty measure at daily frequency using the informational content of tweets posted by several Chilean news, newspapers, and radio Twitter accounts. The computation of our index is similar to that of the EPU, in the sense that we count all tweets using web scraping techniques, containing words or terms in the categories economy, policy, uncertainty, and an additional category related to the current economic situation, especially the civil protests and the COVID-19 virus in Chile. We call our measure the DEPUC index. To the best of our knowledge, this is the first news-based uncertainty metric at daily frequency available for the Chilean

¹ For more details on the construction of the VIX, see CBOE (2019).

² For example, changes in leverage and risk aversion may affect the volatility of asset prices. Heterogeneity in the sensitivity of each firm's excess returns to the systemic risk factor or in the information set that economic agents dispose of when computing forecasts may induce fluctuations in the corresponding cross-section volatilities without any change in uncertainty.

economy. Following our work, Chile will become the third country –out of 21– that disposes of an EPU-based measure at daily frequency³.

Our results show that the proposed metric depicts significant hikes that coincide with several local and international events that triggered substantial economic uncertainty in Chile. More precisely, DEPUC scaled well above one standard deviation after the episodes around the social protests in October 2019 and the coronavirus pandemic in March 2020. Overall, the index has a medium-to-low correlation with other daily-frequency measures of uncertainty, such as the VIX and the volatility of local stock returns. Still, it shares a common trend with monthly measures such as EPU and EPUC. In an empirical application related to the factors that influence the dynamics of the Chilean peso-US dollar exchange rate, we find that economic uncertainty, captured by our DEPUC measure, has meaningful effects on the exchange rate, especially when the level of this variable is high. In particular, a sudden increase in DEPUC of 2.64 standard deviations –such as the hike seen in mid-March 2020– would depreciate the Chilean peso in about \$25 to \$35 per US dollar, on average a week after this shock occurs. Lastly, when the nominal exchange rate is low, economic uncertainty impacts on this variable are quantitatively smaller for any forecasting horizon.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 describes in detail the methodology employed to compute our DEPU index. In particular, Section 2.1 portrays the steps involved in the database construction, whereas Section 2.2 explains the data treatment we implemented to, ultimately, get the DEPU index. Section 3, on its part, presents our DEPU measure for the Chilean economy that was computed using data starting from 2012 onwards. Section 3.1 discusses its in-sample properties to evaluate its consistency with known local episodes and its similarities with other uncertainty measures. Section 3.2 provides an empirical application related to the Chilean peso-US dollar exchange rate to illustrate the usefulness of the proposed uncertainty measure in monitoring tasks. Lastly, Section 4 concludes.

II. METHODOLOGY

In this section, we describe the methodology behind our measure of economic uncertainty. The first part of this section is devoted to all details involved in elaborating the database, whereas the second part delves into the construction of the proposed metric.

2.1. Database Construction

The first step in the computation of our measure of economic uncertainty is the making of the database. To this end, we construct a novel and exclusive database with

³ The other two countries are the UK and the US.

information extracted from the microblogging service Twitter. This service, created in March 2006, is one of the most popular social networks nowadays, with over 330 million monthly active users worldwide posting and interacting with 140-character-long messages covering a broad spectrum of topics known as tweets⁴. Thus, tweets are a rich, readily available source of information about users' perceptions concerning economic subjects, especially where the degree of coincidence or disagreement of these perceptions can be exploited as a proxy for economic uncertainty, as we will explain in detail in the following subsection.

We focus our attention on the official Twitter accounts of 17 Chilean mass media specialized in or with segments/programs devoted to economics. In particular, and as can be seen from Table 1, we consider five newscast accounts (@CHVNoticias, @T13, @CNNChile, @24HorasTVN, @PuntoNoticias_), nine newspaper accounts (@Emol, @DFinanciero, @EYN_ELMERCURIO, @ElMercurio_cl, @elmostrador, @pulso_tw, @Estrategiacl, @latercera, @EM_Inversiones), and three radio accounts (@biobio, @adnradiochile, @cooperativa). Our sample is small, considering the universe of TV, cable and radio stations, and daily circulation/electronic national newspapers in Chile⁵. However, our sample of Twitter accounts is very influential. To get an idea of this, until March 13 of 2022, the number of followers of newscast, newspaper, and radio accounts amounted to roughly 12.7, 6.7, and 9.2 million, respectively. Moreover, this sample has posted over 7.2 million tweets since the accounts joined Twitter, implying an average of about 97 tweets per day. Radio accounts are the most active in this sense, posting 182 tweets per day, followed by newscasts (94 tweets per day) and newspapers (66 tweets per day). We hope to cover Chile's news spectrum and trends from a broad perspective with this sample of Twitter accounts.

We had to perform two procedures to collect the necessary information, i.e., the content of all tweets posted by the 17 selected accounts. In the first one, we construct a daily, multi-dimensional panel of all tweets by account, covering January 2012 to December 2019. We consider the year 2012 as the starting point of our database because, at that moment in time, most accounts in our sample had already joined Twitter and had at least one year of tweeting records⁶. This first step is costly in processing time because it requires downloading a webpage (*fetching*) and extracting its content. Although this process can be automated –a technique known as *web scraping*– it has to be performed every day for every Twitter account. This process

⁴ Starting in November 2017, tweets are allowed to contain up to 280 characters for all non-Asian languages.

⁵ According to the Chilean Undersecretary of Telecommunications (Subtel), there are currently seven local TV stations, 15 local cable channels operating in the country, and 37 FM radio stations broadcasting from the Metropolitan Area of Santiago. In the same line, Chile has seven newspapers of national circulation and 13 national electronic newspapers.

⁶ Most of the accounts in our sample joined Twitter between 2008 and 2010 (see Table 1). The only exceptions are the newspaper accounts @EM_Inversiones and @ElMercurio_cl, and the newscast account @PuntoNoticias_, which joined Twitter in February 2013, April 2013, and September 2014.

TABLE 1
TWITTER ACCOUNTS CONSIDERED
(THOUSANDS)

Category	Official Twitter Account	Joined	Followers	Tweets since start
Newscasts	@CHVNoticias	Jun-09	1.453,6	128,7
	@T13	Mar-09	3.640,4	648,0
	@CNNChile	Dec-08	3.676,7	424,9
	@24HorasTVN	Nov-09	3.969,5	824,3
	@Puntonoticias_	Sep-14	4,0	1,6
Newspapers	@Emol	May-10	2.071,7	556,5
	@DFinanciero	Aug-09	247,0	233,3
	@EYN_ELMERCURIO	Sep-09	65,2	86,5
	@ElMercurio_cl	Apr-13	181,9	121,9
	@elmostrador	Jan-08	1.888,1	290,9
	@pulso_tw	Nov-11	117,1	155,9
	@Estrategiacl	Jul-10	77,5	77,8
	@latercera	Apr-07	2.057,9	1.000,0
	@EM_Inversiones	Feb-13	26,2	43,9
Radios	@biobio	May-08	3.616,2	892,7
	@adnradiochile	Oct-10	2.401,1	467,1
	@Cooperativa	Jul-07	3.208,1	1.300,0

All statistics as of March 13, 2022.

Source: Twitter.

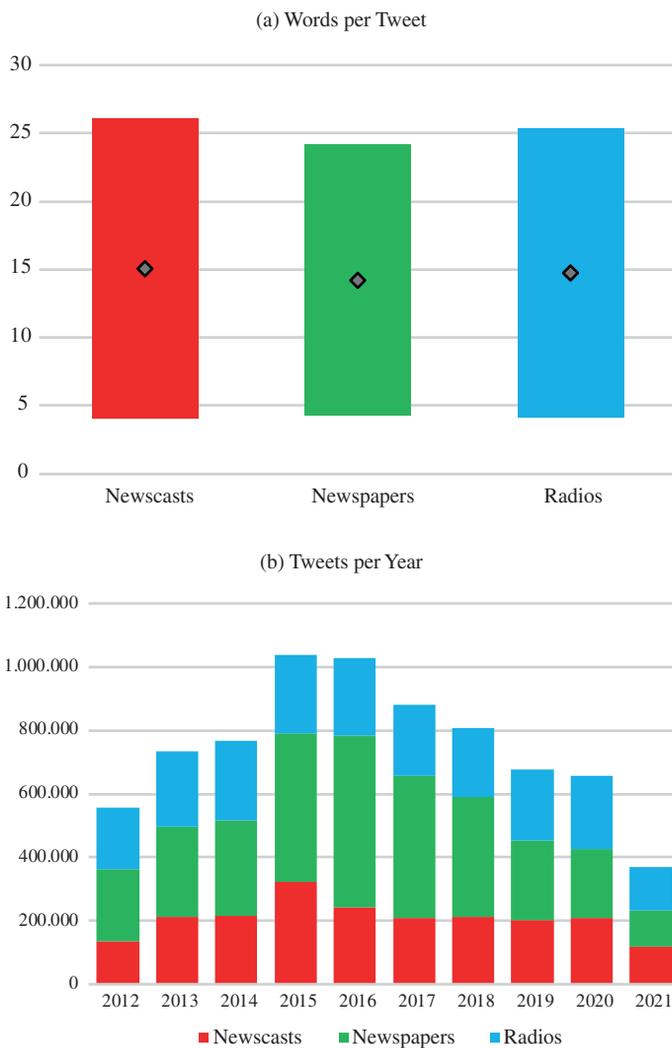
amounts to roughly 7.5 million searches in total in our sample. After January 2020, the procedure significantly simplifies thanks to the software R since Twitter provides an API (Application Programming Interface) that facilitates the communication between the two platforms through packages specially designed for such purposes⁷.

Figure 1 depicts the main characteristics of the resulting database. From Panel (a), we note that, in general, the tweets posted by the selected official Twitter accounts contain around 15 words on average, and this extension is very homogenous across account categories. In this sense, we can deduce that the informational content of each post in our database is pretty concise. Panel (b) of this figure reveals that overall posting activity between 2013 and 2018 was above 2,000 tweets per day, with a notorious peak in 2015 and 2016, where daily posts reached 2,850. Newspapers accounts have an overriding contribution to tweeting activity, amounting to roughly 42% of total daily posts in the sample, followed by radio accounts (30%) and newscasts accounts (28%). However, this contribution across account categories has tended to equate in recent years.

⁷ We use the R package rtweet. For further details, refer to <https://rtweet.info/>.

FIGURE 1

TWEETS BY TYPE OF ACCOUNT



The range of columns in panel (a) represents the 95% confidence interval for the corresponding sample mean. Source: Author's elaboration.

2.2. Economic Uncertainty Measures

Once having constructed the database from Twitter accounts, the second step in computing our measure of economic uncertainty is processing this database. To this end, we closely follow the methodology initially proposed by Baker *et al.* (2016). In particular, for each day, we count all tweets containing words related to the Chilean economy (E); fiscal, monetary, and trade policy in Chile (P); uncertainty about the categories as mentioned earlier (U); or the general conjuncture situation in Chile (C) related or not to the COVID-19 pandemic; according to the dictionary of keywords described in Table 2. For instance, we classify a tweet into category E if the post contains any word or term in Spanish beginning with *econ*, both in lowercase or capital characters or combining the two. Similarly, tweets that contain words beginning with *incer* or *incier*—the Spanish equivalent of *uncer* in both cases— belong to category U . It is essential to highlight that, due to our database’s flexibility, it is possible to add or remove some keywords in these categories that may be of particular interest within a given time frame.

To formalize the classification rule sketched above, let $t_{ijkt}(x)$ be the i -th tweet by Twitter account j in the category $k = \{Newscast, Newspaper, Radio\}$ during day t that has a post x . The variable x is just a chain of characters with $0 < \dim(x) \leq 140$ until October 2017. After this date, the maximum length of x doubled to 280. Further, let $y \subset Y$ be a chain of characters belonging to the dictionary of keywords defined in Table 2. The set Y is defined as $Y = E \cup P \cup U \cup C$, i.e., it contains all keywords of categories economy (E), policy (P), uncertainty (U), and general conjuncture situation in Chile (C). Thus, we name DEPUC to our daily-frequency measure of economic and policy uncertainty for Chile based on the set Y . Note that this set is similar to the one defined in Cerda *et al.* (2016a, 2016b), especially when looking at categories E and U . However, our category P contains additional keywords related to monetary and trade policies. Also, the keywords in category C are closely related to the civil protests of mid-October 2019 and the COVID-19 pandemic⁸, in contrast to Cerda *et al.* (2016a, 2016b), where the only conjuncture keyword is *Chile*. All in all, our classification rule can be summarized by the following expression:

$$t_{ijkt}(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x \supset y, y \subset Y \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

for all i, j, k and t .

⁸ Our choice for the keywords in category C related to the COVID-19 pandemic is in the spirit of the World Pandemics Uncertainty Index (WPUI) developed by Ahir *et al.* (2018). In a nutshell, the WPUI is a sub-index of the World Uncertainty Index and corresponds to the number of times the word *uncertainty* is mentioned near a word related to *pandemics* or *epidemics* in the Economist Intelligence Unit country reports.

TABLE 2
 DICTIONARY OF KEYWORDS

Category	Subcategory	Words/Terms
Economy (<i>E</i>)		Any word / term beginning with “econ”
Policy (<i>P</i>)	Fiscal policy	“politica”, “impuesto”, “regulacion”, “recaudacion”, “reforma”, “congreso”, “senado”, “diputado”, “gasto publico”, “deficil fiscal”, “presupuesto”, “tributaria”, “deuda publica”, “presupuesto fiscal”, “gasto fiscal”, “ministerio de hacienda”, “hacienda”, “reforma”, “congreso”, “regulacion”, “decreto”, “corte suprema”, “tribunal”, “gobierno”, “presidente”
	Monetary Policy	“banco central”, “bcch”, “ente rector”, “ente regulador”, “reserva federal”, “fed”, “tipo de cambio”, “dolar”
	Trade Policy	“arancel”, “tratado libre comercio”, “tle”, “comercio internacional”
Uncertainty (<i>U</i>)		Any word / term beginning with “incer” and “incier”
Conjuncture situation (<i>C</i>)	No COVID	“estallido”, “crisis”, “crisis social”, “estallido social”, “nomasafp”, “afp”, “colusion”, “pensiones”, “nueva constitucion”, “constitucion”, “asamblea”, “constituyente”, “isapres”, “convencion”, “convencion constitucional”, “elecciones”, “rusia”, “ucrania”, “chile”
	COVID	“coronavirus”, “corona”, “covid”, “covid19”, “covid-19”, “pandemia”, “cuarentena”, “omicron”

For further details on the English meaning of each keyword, please refer to the webpage <https://sebabecerra.github.io/depu/>.

Source: Authors’ elaboration.

Note that, at this point, our procedure differs slightly from that proposed by Baker *et al.* (2016). In particular, we consider any tweet containing words in at least one category described above, whereas the original methodology would only consider tweets containing keywords in all categories. The reason to proceed this way is that the tweets in our sample have an average length of 5 to 25 words (Figure 1.a). Thus, the likelihood that a given tweet contains keywords in all categories simultaneously is low, as opposed to news articles that are, on average, ten to twenty times longer (Carr, 2002) and, therefore, the chances that they contain keywords in all categories are ample. However, the inclusion of 17 official Twitter accounts into our analysis

ensures that, for any given day, all categories of keywords are more or less present. Hence, the interpretation of the resulting index is similar to that of Baker *et al.* (2016).

Then, for each day t , we compute the frequency of tweets meeting the requirement $t_{ijkt}(x) = 1$. Given that the number of tweets per day can vary over time, as revisited in Figure 1.b, we scale the frequency by the total number of tweets by type of account, $k = \{\text{Newscast}, \text{Newspaper}, \text{Radio}\}$. Therefore, if N_{kt} represents the total number of tweets posted by the k -th category of Twitter accounts, then the scaled frequency $\bar{t}_{kt}(y)$ is computed as

$$\bar{t}_{kt}(x) = \frac{1}{N_{kt}} \sum_i \sum_t t_{ijkt}(x \supset y) \quad (2)$$

for $y \subset Y$, and all k and t .

Finally, we standardize each of the series obtained by expression (2). To that end, we consider the sample mean and standard deviation from 2012 to 2019, i.e.,

$$\bar{\bar{t}}_k(y) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{31dec2019} \bar{t}_{kt}(y)$$

and

$$\sigma_k(y) = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{31dec2019} (\bar{t}_{kt}(y) - \bar{\bar{t}}_k(y))^2}$$

respectively, and where $T = 2,916$ is the total number of daily observations in this period. Hence, the standardized series are computed as $\tilde{t}_{kt}(y) = (\bar{t}_{kt}(y) - \bar{\bar{t}}_k(y)) / \sigma_k(y)$, for $y \subset Y$ and $k = \{\text{Newscast}, \text{Newspaper}, \text{Radio}\}$. This procedure avoids that series with large fluctuations or with a sizeable number of posts, such as newspaper accounts (see Figure 1.b), drive the overall dynamics of the proposed index. That said, our measure of economic and policy uncertainty DEPUC is the average among the categories of Twitter accounts of the standardized scaled frequencies:

$$DEPUC_t = \frac{1}{3} \sum_k \tilde{t}_{kt}(y), \quad y \subset Y \quad (3)$$

Note that we consider a simple average in the previous expression instead of a weighted one, in line with the original methodology of Baker *et al.* (2016). In our context, a simple average could be interpreted as the extensive margin of overall uncertainty, captured by the degree of disagreement of people's perceptions about the economy, policies, uncertainty, and conjuncture situation embodied in their tweets. In contrast, a weighted average could be interpreted as the intensive margin of uncertainty as one

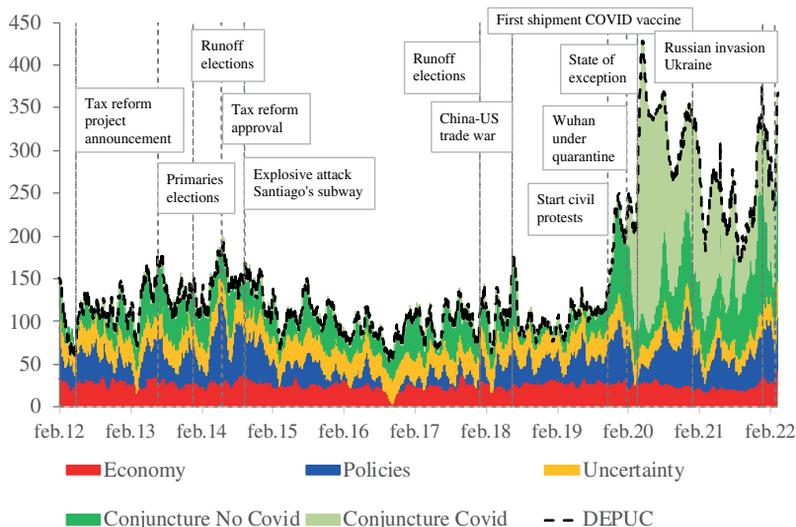
using the number of retweets. The argument here is that the number of times a given tweet is shared or reposted by other persons signals its importance in the overall level of disagreement and, thus, uncertainty. As a robustness check exercise, we computed DEPUC under the intensive margin, and the global results do not change significantly and thus are not reported.

III. RESULTS

Figure 2 shows the evolution of our measure of economic and policy uncertainty for Chile from 2012 onwards. We depict this variable and the contribution of each keyword category –computed using expressions (1) to (3)– where we further normalize the series to make it comparable with other international economic and policy uncertainty measures⁹. Also, we use a 30-days moving average on the measure to avoid excessive daily variability. Several aspects are worth highlighting in this figure.

FIGURE 2

DAILY ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY MEASURE FOR CHILE
(INDEX, 01/01/2012 = 100)



The measure was filtered using a 30-days moving average to avoid excessive daily variability. Vertical dashed lines mark events of substantial economic uncertainty as detailed in the corresponding boxes. Source: Authors' elaboration.

⁹ In particular, we set the observation of January 1, 2012, equal to 100.

First, our measure exhibits sizable peaks that coincide with various episodes of substantial local and global uncertainty driven by sources of different nature:

1. The announcement of the tax reform bill in April 2012 under the first administration of President Sebastian Piñera included, among other elements, higher taxes on companies and on alcoholic beverages and benefits for investment in education, which increased uncertainty related to fiscal policies and the overall economy.
2. The presidential primaries elections by the end of June 2013 of the two major Chilean political coalitions, and the presidential runoff elections in mid-December 2013 with former President Michelle Bachelet elected again, where the uncertainty spike was driven by the conjuncture dimension mainly.
3. The approval of the tax reform bill in mid-May 2014 under the second administration of President Michelle Bachelet introduced several significant changes to the Chilean tax system and boosted uncertainty related to fiscal policies¹⁰.
4. The release of an initial tariff list (25% on more than 1,000 products) and the announcement of a second tariff list within the US-China trade war in mid-June 2018 scaled conjuncture- and trade policies-related uncertainty, among many other episodes.

Second, our economic and policy uncertainty measure captured several critical events during the civil protests of 2019. In this context, DEPUC jumped to values close to 250, i.e., 2.5 times larger than those observed at the beginning of 2012, and occurred after the clash between protesters and the police on October 18 and the subsequent state of emergency and curfew announcement, causing significant volatility in the local stock market and exchange rate. Most of this initial trend was driven by the conjuncture component of uncertainty. However, other aspects of this variable, such as the economy, policies, or uncertainty, played a crucial role in further related episodes. For instance, most Chilean political parties' signature of an agreement supporting a referendum and the impeachment process against the president in November 2019, which was later considered not presented, implied an expansion of the policy- and uncertainty-related components. Moreover, the elections held on 15 and 16 May 2021 –after being postponed twice– to elect the delegates for the Constitutional Convention derived in a transitory increment of uncertainty driven by the policy component.

Third, at the beginning of the coronavirus pandemic, our measure reached a magnitude of almost 210 by the end of January 2020, when the central government of China imposed a lockdown in Wuhan and other cities in the Hubei province.

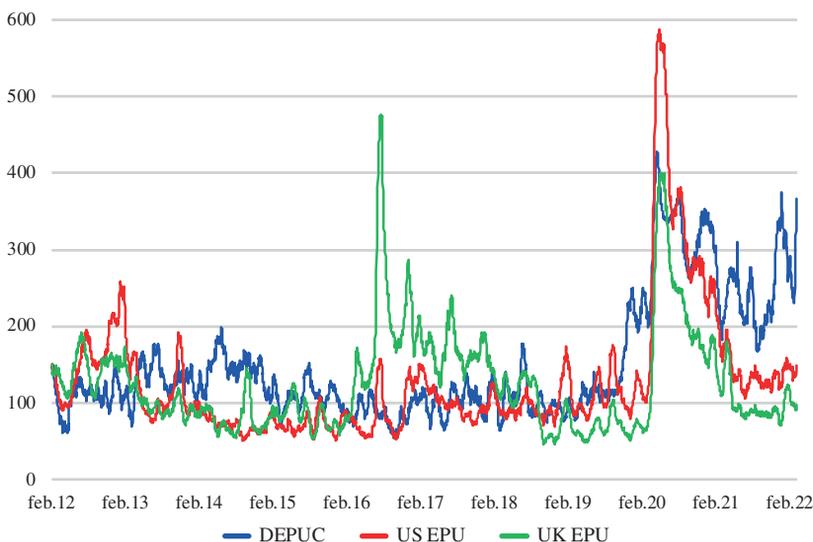
¹⁰ Most changes included provisions that revised the corporate and dividend taxation integration rules and changed the thin capitalization rules. Moreover, the tax reform bill modified the expense deduction rules, imposed limits on the deductibility of tax goodwill, enacted controlled foreign corporation rules, and provided a general anti-avoidance rule.

Then, in mid-April of that year, DEPUC reached the highest level recorded since the start of our sample, reaching values of about 430 and propelled by the Covid-related dimension of our measure. These magnitudes are related to events such as the official recognition of the disease as a pandemic; the declaration of a state of catastrophe at the national level and the consequent closure of all land borders, ports, and airports; the establishment of a curfew; and the release of latest economic data signaling the first adverse effects on local financial markets and the overall economy.

Lastly, DEPUC is also capable of capturing the effects of geopolitical events on local uncertainty. For instance, the proposed measure jumped to values close to 170 in mid-June 2018, when the US imposed a 25% tariff on US\$ 50 billion of Chinese exports. Chinese authorities interpreted this decision as launching a trade war between the two countries and retaliated by threatening with similar actions. As a result, the copper price dropped 4.4% during the next two trading days, reaching values of around US\$ 3.09 per pound. More recently, our measure spiked to values around 370, driven by the conjuncture dimension of DEPUC, after the Russian invasion of Ukraine by the end of February 2022. This event implied a significant price shock worldwide, affecting energy and food prices, financial prices such as Libor and Euribor spreads, and world uncertainty.

FIGURE 3

ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY FOR SEVERAL COUNTRIES
(INDEX, 01/01/2012 = 100)



All measures were filtered using a 30-days moving average to avoid excessive daily variability.
Source: Authors' elaboration and www.policyuncertainty.com.

Figure 3 compares the dynamics of our proposed measure, DEPUC, with other measures of uncertainty for the US and UK available at a daily frequency on the Economic Policy Uncertainty webpage. We note that, in general, uncertainty was more or less contained before the Covid-19 pandemic, showing fluctuations around 100. The most notably idiosyncratic exceptions are:

1. In the US, the increase of uncertainty in January 2013 to values around 250 related to the signature into law of the American Taxpayer Relief Act to avoid a fiscal cliff of automatic tax increases and cuts in federal expenditures and the inauguration of former President Barack Obama for a second term by the end of that month.
2. In the UK, the dramatic spike of uncertainty after the referendum by the end of June 2016, when almost 52% voted in favor of leaving the European Union, thus marking the start of Brexit.
3. In Chile, the rise of uncertainty after the civil protests of October 2018 and the sustained high uncertainty environment from 2021 onwards related to the structural break observed in the local capital market due to the several pension funds withdrawals that occurred in the context of the Covid-19 pandemic (CBCh, 2021) and the development of the constituent process.

3.1. Statistical Properties

Table 3 depicts descriptive statistics of our measure and each keyword category. From panel A of this table, we note that DEPUC has limited volatility relative to its full-sample mean, i.e., the standard deviation is about 0.7 times its mean. However, the categories related to policies and conjuncture depict substantial variability, wherein in both cases, the standard deviation is roughly 1.4 times the mean. Regarding extreme values, the statistics for the entire sample indicate that the uncertainty category is the one that has the largest kurtosis. However, considering the scaled kurtosis, i.e., $\tilde{K} = K / (1 + S^2)$, where K is the kurtosis and S is the skewness, both the policy and economy dimensions show about the same number of extreme events where uncertainty within these categories is unusually high¹¹. Moreover, the proposed metric depicts high persistence due to the conjuncture dimension. On the contrary, the economy- and uncertainty-related dimensions are close to uncorrelated processes.

Panels B and C of Table 3 also show that after the civil protests and riots of 2019 and the Covid pandemic, uncertainty increased substantially and is more persistent. In particular, the average magnitude of DEPUC before October 2019 was close to 111, and it increased to around 275 afterward. Further, the autocorrelation of the proposed metric more than tripled, scaling from 0.20 to 0.67. In contrast, the volatility of our

¹¹ For more information about the scaled kurtosis statistic, see Rohatgi and Szekely (1989).

TABLE 3
DESCRIPTIVE STATISTICS OF DEPUC

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Autocorr.
Panel A. Full Sample					
DEPUC	150.71	103.81	0.65	3.07	0.64
Economy	29.26	16.99	3.66	34.02	0.08
Policy	33.52	47.45	1.03	5.76	0.32
Uncertainty	28.65	3.82	7.56	101.96	0.06
Conjuncture	59.29	82.74	1.01	3.83	0.67
Panel B. Before Oct-19					
DEPUC	110.95	74.65	0.64	3.90	0.20
Economy	28.40	17.92	3.39	27.63	0.07
Policy	27.11	48.15	1.30	6.74	0.24
Uncertainty	28.43	3.89	8.02	111.62	0.03
Conjuncture	27.01	56.66	1.29	5.33	0.18
Panel C. After Oct-19					
DEPUC	275.77	80.82	0.10	4.07	0.67
Economy	31.93	13.33	6.04	90.13	0.09
Policy	53.70	38.80	0.68	4.46	0.44
Uncertainty	29.34	3.50	6.22	67.25	0.14
Conjuncture	160.80	68.54	0.71	5.03	0.75

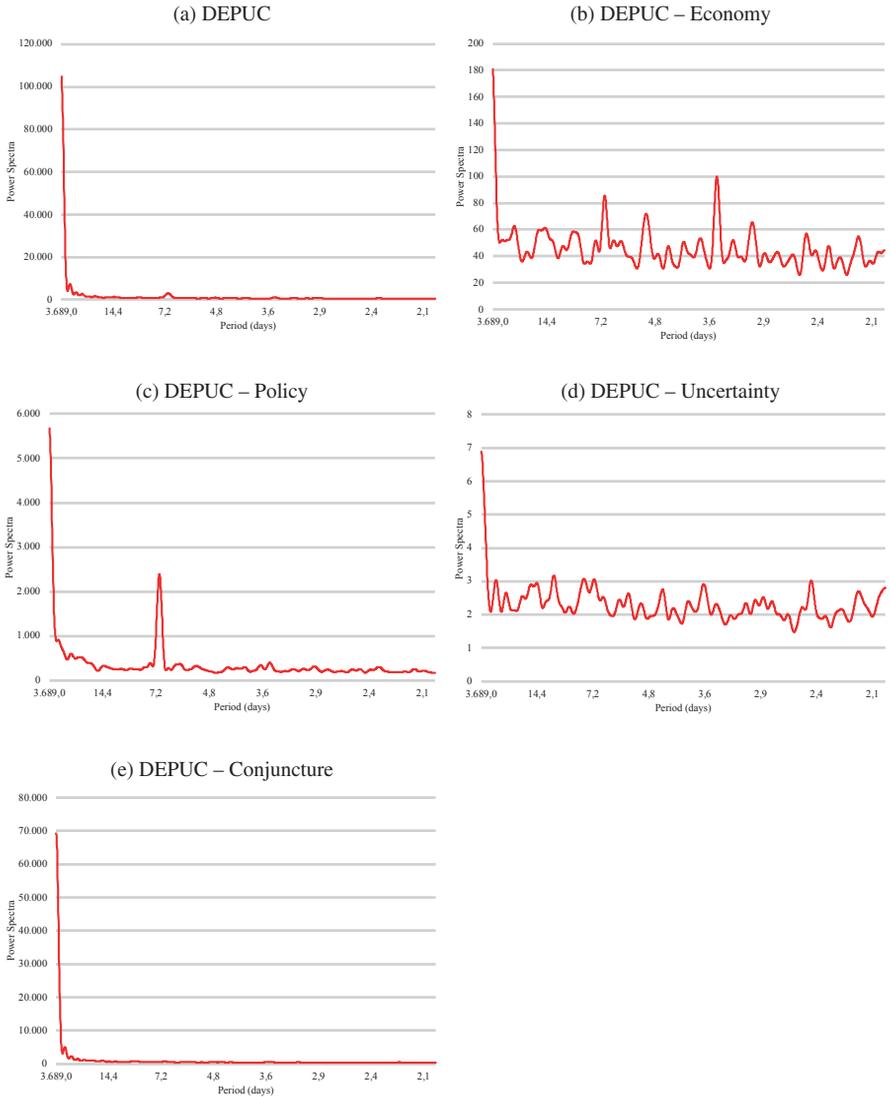
Source: Authors' elaboration.

measure remained almost invariant within these two periods, and most of it was driven by the policy and conjuncture dimensions. Lastly, after October 2019, the occurrence of specific events that carried high uncertainty was somewhat higher. In this sense, the scaled kurtosis raised from 2.8 to around 4.0. Most of this increase was propelled by the conjuncture and policy dimensions of DEPUC, whereas before October 2019, the key categories were policy and economy.

Panels (a) through (e) from Figure 4 present the periodogram of DEPUC and its subcategories. The power spectrum was obtained using the Bartlett (1963) window with a bandwidth of $h = 2\sqrt{T} = 121$ periods. This figure confirms the observation originally stated by Granger (1966), in the sense that the spectral shape of our economic and policy uncertainty measure concentrates most of its spectral mass at low frequencies (high period), declining as frequency increases (period decreases). In this avenue, roughly 50% of the total power spectrum is concentrated in periods between three months and ten years. Furthermore, the periodogram of DEPUC reveals a weak seasonal component inherited from the policy- and economy-related categories. In particular, the spectrum of the policy dimension contains a remarkable secondary peak at a period of 7 days, whereas the economy dimension contributes with a secondary peak at the

FIGURE 4

PERIODOGRAM OF UNCERTAINTY MEASURE

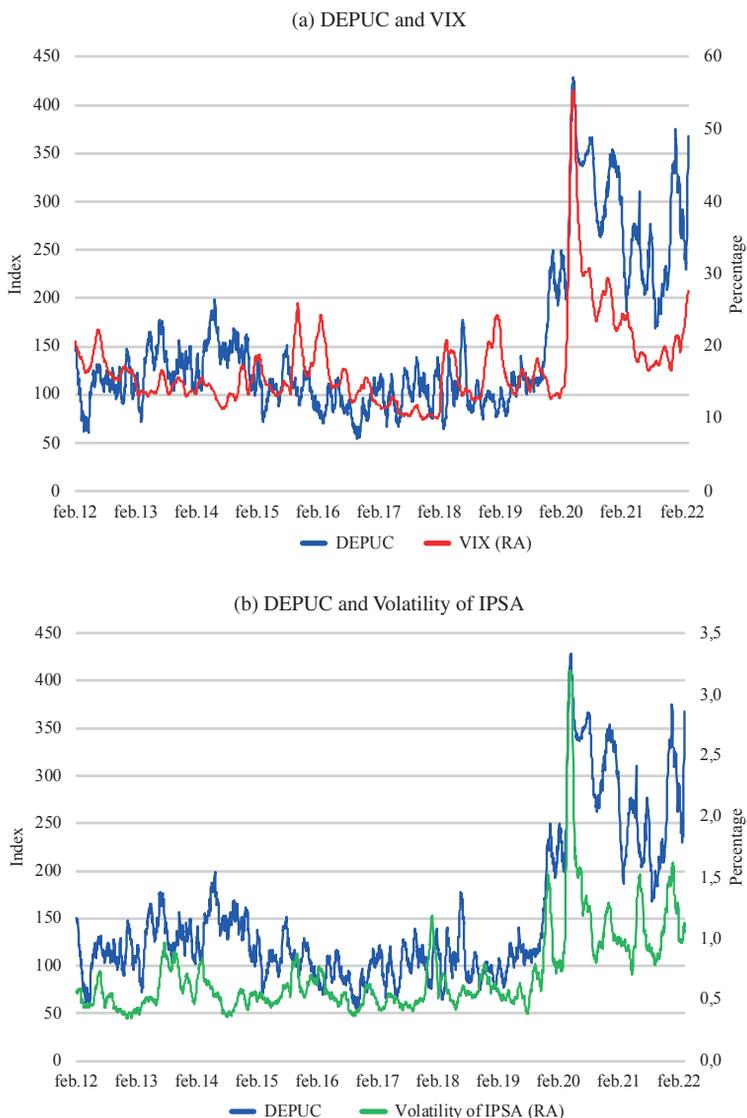


All periodograms were calculated using a Bartlett window with a bandwidth of 121 periods, equal to twice the square root of the sample size.

Source: Authors' elaboration.

FIGURE 5

DEPUC AND OTHER VOLATILITY MEASURES



All variables were filtered using a 30-days moving average to avoid excessive daily variability. The volatility of IPSA corresponds to the range-based estimator of volatility proposed by Parkinson (1980), which considers high and low prices during a trading day.

Source: Bloomberg and authors' elaboration.

first harmonic period (i.e., 3.5 days). Uncertainty and conjuncture categories, on their part, show that long-run movements drive most dynamics of these series. Moreover, the uncertainty dimension has a low contribution to the total power spectrum and depicts high noise due to small peaks at lower periods. The conjuncture dimension, on the contrary, has a significant contribution to the total power spectrum, and most of its variability is concentrated at low frequencies.

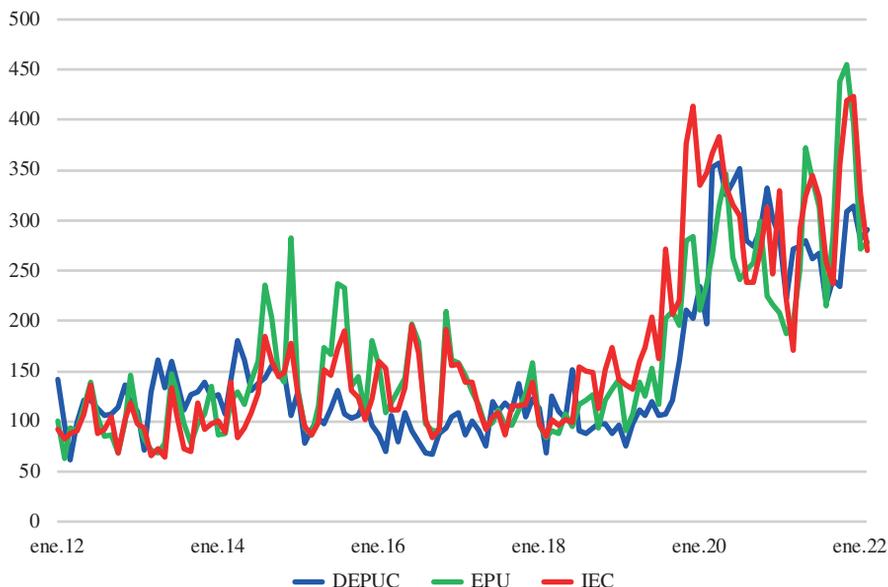
Figure 5 compares the dynamics of DEPUC with other global and local volatility measures available at daily frequency, namely VIX and the volatility of the local stock market index (IPSA). First, we note that the evolution of DEPUC and VIX before the COVID-19 pandemic share few things in common. Intuitively, this result is because the VIX captures uncertainty in the US financial markets within a short-term horizon. In contrast, DEPUC is, by construction, not restricted to any particular time horizon and mainly represents the Chilean economy. However, the remarkable jump in both measures after the Covid was officially declared a pandemic, and to a lesser extent after the Russian invasion of Ukraine, indicates that the effects of these events were global and hit both local and international markets equally. All in all, the correlation between these series is about 0.67 within the entire sample. Second, when comparing the dynamics of DEPUC and the volatility of IPSA, we obtain similar results to the previous case. The argument is somewhat akin in the sense that the volatility of IPSA characterizes the uncertainty of daily asset returns in the Chilean stock market, whereas the scope of DEPUC is broad. The correlation, in this case, is about 0.79, driven mainly by the peaks observed in the two measures after the civil protests in October 2019, the Covid-19 pandemic, and the presidential elections in 2021.

Lastly, Figure 6 compares the monthly evolution of our proposed measure with the news-based economic uncertainty metrics EPU and IEC proposed by Cerda *et al.* (2016a, 2016b), available at a monthly frequency¹². The monthly version of DEPUC corresponds to averages of daily observations within each month. From this figure, we note that, in general, these series share a common trend that reverted its increasing drift in mid-2014 and increased again steadily after October 2019. Nevertheless, the short-run movements show some differences, especially during the period 2015-2017 and 2021 when the presidential general and run-off presidential elections took place. Despite these discrepancies, all series have roughly the same coefficient of variation (between 0.50 and 0.55), and the full-sample correlation between DEPUC and EPU and DEPUC and IEC is 0.77 and 0.81, respectively.

¹² EPU corresponds to an economic policy uncertainty measure, whereas IEC corresponds to an economic uncertainty measure.

FIGURE 6

COMPARISON WITH OTHER MONTHLY UNCERTAINTY MEASURES



Monthly series of DEPUC correspond to averages of daily observations within each month. EPU and IEC are the news-based economic uncertainty measures proposed by Cerda *et al.* (2016a, 2016b), available at monthly frequency.

Source: Cerda *et al.* (2016a, 2016b) and authors' elaboration.

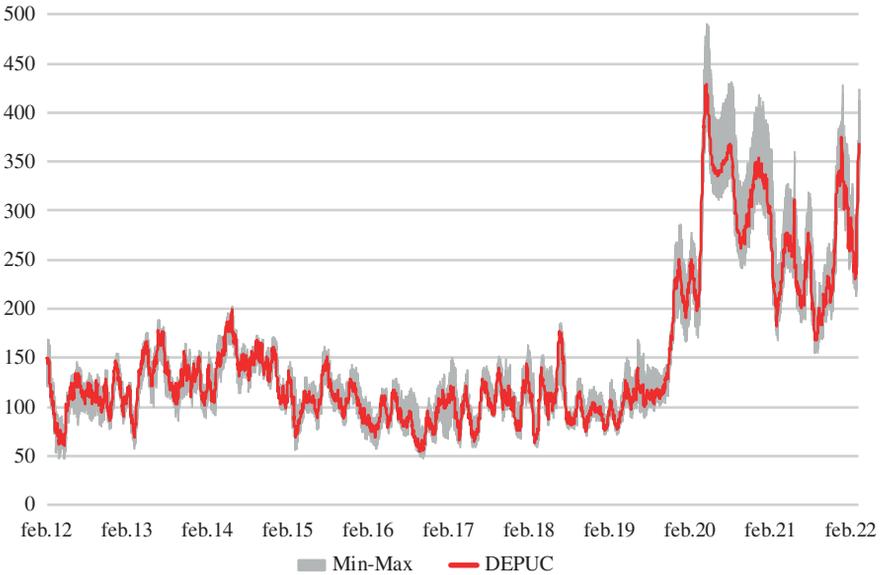
3.2. Robustness Check

One concern related to these types of measures is whether one or few Twitter accounts detailed in Table 1 drive the overall dynamics of the series. If that is the case, the remaining accounts are uninformative about the underlying uncertainty. As a consequence, the representativeness of DEPUC could be seriously affected.

Thus, to shed light on this issue, in this subsection, we perform a robustness check exercise in which we measure the relative importance of each Twitter account in the overall dynamics of DEPUC. In particular, we compute our measure excluding one Twitter account, and then we compare its dynamics with the original DEPUC. If the evolution of both series is similar, the excluded account is not significant in determining the short- and long-run movements of our measure. On the contrary, if the Twitter account is relevant in determining the overall dynamics, then the evolution of both series should depict important discrepancies.

FIGURE 7

DYNAMICS OF DEPUC AND DEPUC EXCLUDING ONE TWITTER ACCOUNT



Grey shaded area corresponds to the range of values (minimum and maximum) that DEPUC adopts when one Twitter account is excluded.
 Source: Authors' elaboration.

TABLE 4

RELATIVE IMPORTANCE OF ACCOUNTS IN OVERALL DYNAMICS OF DEPUC

Category	Official Twitter Account	Statistic	
		Correlation	1-R ²
Newscasts	@CHVNoticias	0.9930 [0.9925;0.9934]	0.033
	@T13	0.9901 [0.9895;0.9907]	0.044
	@CNNChile	0.9453 [0.9418;0.9486]	0.220
	@24HorasTVN	0.9827 [0.9816;0.9838]	0.070
	@Puntonoticias_	0.9714 [0.9695;0.9731]	0.096

Category	Official Twitter Account	Statistic	
		Correlation	1-R ²
Newspapers	@Emol	0.9942 [0.9938;0.9946]	0.027
	@DFinanciero	0.9935 [0.9931;0.9939]	0.033
	@EYN_ELMERCURIO	0.9964 [0.9962;0.9966]	0.018
	@ElMercurio_cl	0.9921 [0.9916;0.9926]	0.035
	@elmostrador	0.9923 [0.9918;0.9928]	0.035
	@pulso_tw	0.9855 [0.9846;0.9864]	0.073
	@Estrategiacl	0.9924 [0.9919;0.9929]	0.033
	@latercera	0.9848 [0.9838;0.9857]	0.064
	@EM_Inversiones	0.9972 [0.9970;0.9974]	0.014
Radios	@biobio	0.9626 [0.9602;0.9649]	0.192
	@adnradiochile	0.9280 [0.9234;0.9323]	0.338
	@Cooperativa	0.9995 [0.9994;0.9996]	0.002

95% confidence interval of the correlation between DEPUC and the measure excluding the corresponding Twitter account in square brackets. R² is the coefficient of determination of a linear regression between the first difference of DEPUC and the first difference of the measure, excluding the corresponding Twitter account. Source: Authors' elaboration.

We consider two alternative statistics to evaluate the relative importance of each Twitter account in determining the fluctuations of DEPUC. Let $DEPUC_t^{-j}$ be our measure computed excluding the Twitter account j . The first statistic corresponds to the correlation between $DEPUC_t$ and $DEPUC_t^{-j}$. Thus, if $CORR[DEPUC_t, DEPUC_t^{-j}]$ is close to 1, then the j -th Twitter account is not relevant in determining our measure's dynamics by itself. The second statistic is based on the coefficient of determination R^2 of the following linear regression:

$$\Delta DEPUC_t = \mu + \beta \Delta DEPUC_t^{-j} + \varepsilon_t \tag{4}$$

where ε_t is an error term. Hence, if the j -th Twitter account is not relevant by itself in the overall dynamics of DEPUC, then $1 - R^2$ is close to zero because the first difference of our measure ($\Delta DEPUC_t$) and that excluding one account ($\Delta DEPUC_t^{-j}$) are alike.

Figure 7 contrasts the evolution of DEPUC and the range of values that the measure adopts in each period when one Twitter account is excluded from the sample. This figure shows that the overall dynamics of the proposed measure do not change dramatically when one account is excluded, suggesting that none of them has the sufficient weight to drive the overall dynamics of DEPUC. In addition, Table 4 shows the correlation between $DEPUC_t$ and $DEPUC_t^{-j}$ and $1 - R^2$ related to the estimation of the linear regression given by expression (4). The average correlation between the two series is high and around 0.982, and it tends to be somewhat lower for radio and newscasts accounts (0.963 and 0.977, respectively). When the accounts @adnradiochile and @CNNChile are excluded from the sample, the correlation coefficient drops to 0.928 and 0.945. This last result could explain the broader range of values adopted by DEPUC –without these series– during the Covid-19 pandemic, as shown in Figure 7. We obtain similar conclusions when analyzing the statistic $1 - R^2$. In particular, the average value of this metric is 0.08, increasing to 0.18 and 0.09 for radio and newscasts accounts, and more intensely when we exclude from the sample the Twitter accounts mentioned before.

Therefore, to sum up, the results suggest that none of the 17 accounts considered in our sample significantly drive the overall dynamics of our proposed measure, which contributes to the representativeness of our sample of Twitter accounts to proxy the economic and policy uncertainty in Chile.

3.3. Empirical Application

This section provides an empirical application to illustrate the usefulness of our economic uncertainty measure as an additional tool to support research projects or monitoring tasks. In particular, we examine the Chilean peso-US dollar nominal exchange rate dynamics in response to its traditional determinants plus our metric DEPUC.

To that end, and considering the recent events in Chile and the world, we model the logarithm of the daily exchange rate e_t as a two-regimes Markov-switching phenomenon, i.e., the magnitude of this variable can be low (L) or high (H) depending on the state of nature. Moreover, because we are interested in the dynamic response over regimes of the nominal exchange rate to variations of its determinants, especially economic uncertainty characterized by DEPUC, we evaluate the Markov-switching model within a forecasting context. Thus, the econometric model that we estimate is the following:

$$e_{t+h} = \alpha_{s_t}^h + \beta_{s_t}^h X_t + u_{t+h}, \quad h = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

where $s_t = \{L, H\}$ is a discrete, unobserved random variable that describes the regime or state of nature, with transition probabilities $P[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij}$, $i, j = \{L, H\}$;

h is the forecasting horizon; $\alpha_{s_t}^h$ and $\beta_{s_t}^h$ are state-dependent coefficients; and u_{t+h} is an error term with mean 0 and variance σ^2 .

Note that expression (5) is similar to a local projection model (see Jorda, 2005, for instance) because it consists of sequential regressions of the nominal exchange rate shifted h periods ahead. However, we do not consider lags of e_t on the right-hand side of (5) because this variable is likely to be non-stationary¹³. We further assume that the Markov process's transition probabilities are the same for all forecasting horizon h and that the variance of the error term is state-independent.

Regarding the regressors X_t , we include (i) the logarithm of the Broad index, which is a weighted average of the foreign exchange value of the US dollar against currencies of a broad group of major US trading partners; (ii) the logarithm of EMBI Global, as a way to capture sovereign risk spread of emerging economies; (iii) the logarithm of commodity prices relevant for the Chilean economy such as copper and oil price; (iv) the inflation rate in Chile and the US, as a way to account for the Purchasing Power Parity hypothesis; (v) the difference between the 1-year swap interest rate in Chile and the US, as a way to account for the Interest Rate Parity hypothesis; (vi) the logarithm of VIX or the volatility of the daily returns of the IPSA index to characterize the uncertainty of stock markets; and (vii) our DEPUC measure, to include the uncertainty of the overall economy, respectively. We obtained most variables from Bloomberg.

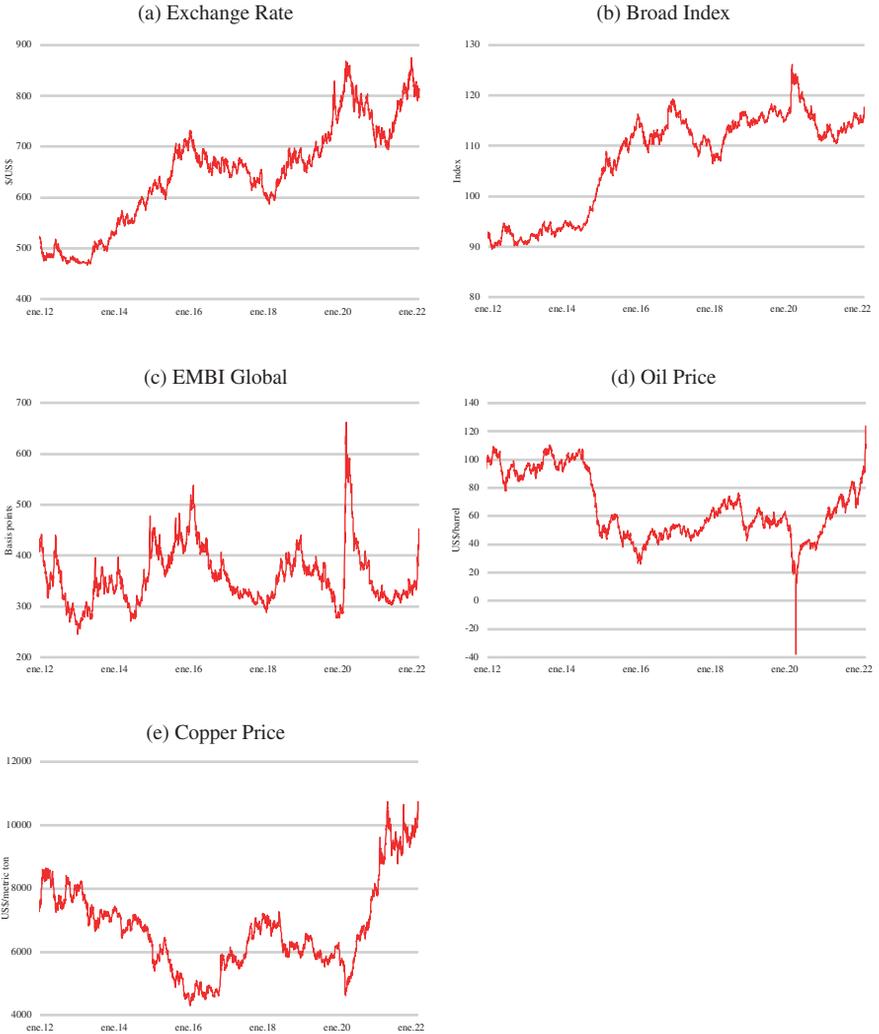
Figure 8 shows the daily evolution of the nominal exchange rate e_t and all variables described previously from 2012 onwards. From it, we note that the Chilean peso depreciated against the US dollar by roughly 56% over our entire sample. Most of this depreciation was seen after the social protests, when the exchange rate increased from around \$715 in mid-October to over \$800 per US dollar by November 2019. Further, at the beginning of the COVID-19 epidemic, e_t scaled above \$850 per US dollar in April 2020 and reached its maximum monthly value of \$875 by December 2021. A similar trend can be seen in the case of the Broad index, which climbed almost 28% over our entire sample. The rest of the variables depict sharp dynamics after the Covid-19 outbreak in mid-March 2020. For instance, VIX, EMBI Global, and the volatility of IPSA returns increased by 29 percentage points, 99 basis points, and 7.8 percentage points, respectively, a week after the COVID-19 has officially declared a pandemic. In contrast, on average, commodity prices declined 10% during the same period. Lastly, inflation in the US and Chile and the interest rate differential show a significant increasing trend after the second quarter of 2021, reaching values above 7%.

Table 5 shows the estimation results of the two-regimes Markov-switching model (4) in the case of $h = 0$. Several aspects are worth highlighting from it. First, both exchange rate regimes are very persistent. In particular, the probability of being in the high (low) exchange rate regime and transit to the same state in the next period is about

¹³ In our sample, the Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests do not reject the null hypothesis of a unit root.

FIGURE 8

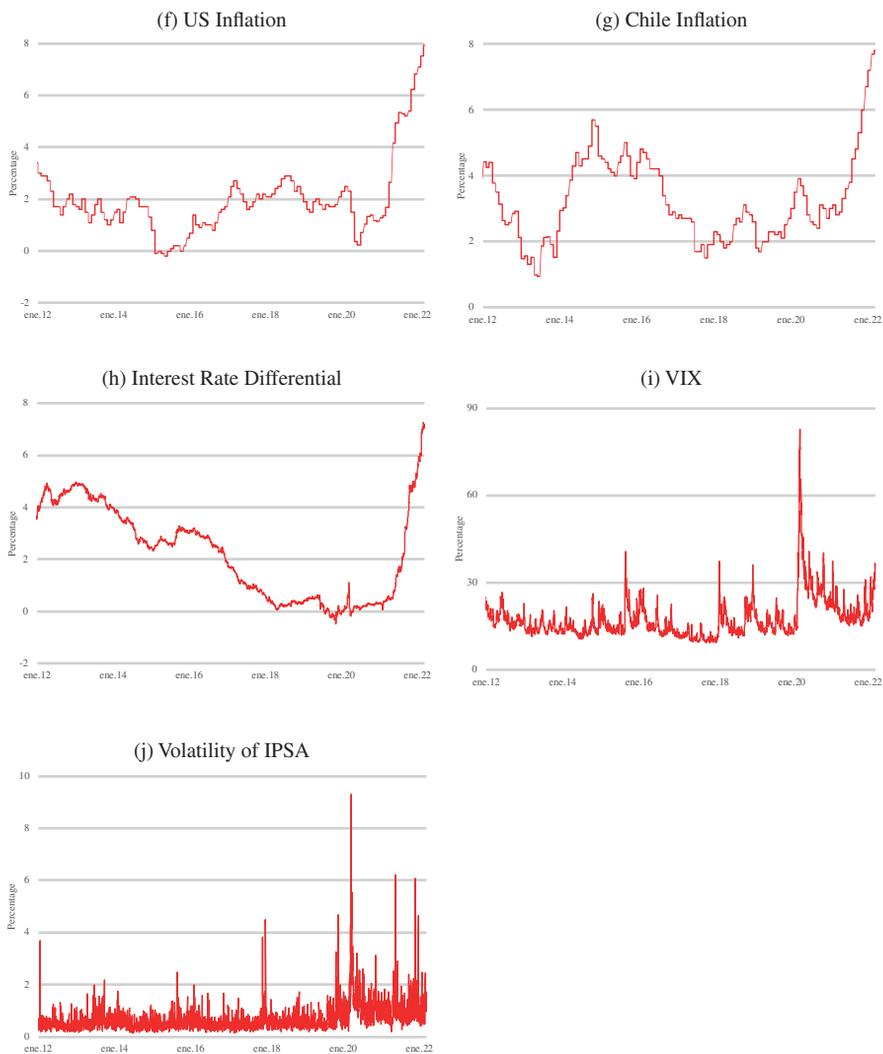
VARIABLES FOR THE ESTIMATION



Broad Index is a weighted average of the foreign exchange value of the US dollar against the currencies of a broad group of major US trading partners. Oil price is the West Texas Intermediate (WTI) crude oil price. Copper price is the London Metal Exchange (LME) copper price.

Source: Bloomberg and authors' elaboration.

FIGURE 8 (CONTINUED)



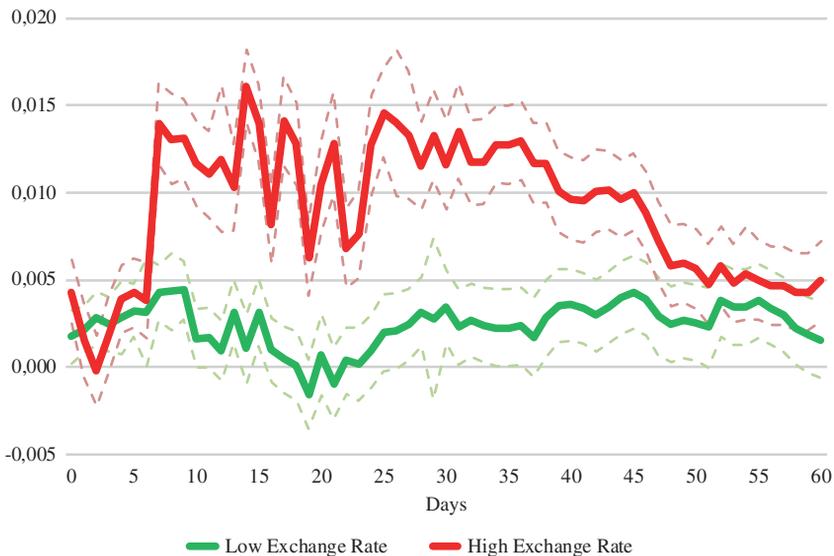
US and Chile inflation is the annual variation of the Producer Price Index (PPI) and the Consumer Price Index (CPI), respectively, based on monthly data. The interest rate differential is the difference between the 1-year swap rates in Chile and the US. The volatility of IPSA corresponds to the range-based estimator of volatility proposed by Parkinson (1980), which considers high and low prices during a trading day. Source: Bloomberg and authors' elaboration.

0.995 (0.990). These results imply that, in our sample, the unconditional probability of the regime where e_t is high is 68.8%. Second, the economic uncertainty captured by our DEPUC measure has significant contemporaneous effects on the exchange rate, notably when the magnitude of the latter variable is high. For instance, an abrupt increment in DEPUC of 2.64 standard deviations –such as the increase seen in mid-March 2020– would imply an average depreciation of the Chilean peso of \$4.8 to \$6.4 per US dollar during the same day. The effects under the low exchange rate regime are roughly half of those in the high regime but statistically not significant. Lastly, the contemporaneous effects of the other regressors considered in our estimations are, in general, meaningful. Their absolute magnitude tends to increase under the high exchange rate regime, especially in the case of the EMBI Global, oil price, and US inflation rate. In all other cases, the magnitude of the effect on e_t remains approximately equal.

Figure 9 depicts the effects of economic and policy uncertainty on the nominal exchange rate under the two regimes, h days ahead, given by the econometric model (5). We compute these coefficients under the third specification shown in Table 5, based

FIGURE 9

EFFECTS OF DEPUC ON EXCHANGE RATE



This figure shows the coefficients associated with DEPUC under specification (5) of the two-regimes Markov-switching model (5). Dashed lines represent the corresponding coefficients' 95% confidence intervals for each value of the forecasting horizon h (in days).

Source: Authors' elaboration.

TABLE 5
ESTIMATION RESULTS

	(1)		(2)		(3)	
	Low	High	Low	High	Low	High
Broad Index	0.844 (0.022)	0.684 (0.019)	0.760 (0.040)	0.660 (0.023)	0.834 (0.038)	0.691 (0.021)
EMBI Global	0.020 (0.007)	0.052 (0.006)	-0.003 (0.008)	0.065 (0.007)	0.018 (0.007)	0.047 (0.005)
Oil Price	0.013 (0.004)	-0.022 (0.004)	0.020 (0.004)	-0.013 (0.004)	0.012 (0.004)	-0.021 (0.003)
Copper Price	-0.197 (0.010)	-0.199 (0.008)	-0.191 (0.013)	-0.205 (0.008)	-0.203 (0.014)	-0.200 (0.008)
Inflation US	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.004 (0.001)	-0.003 (0.000)	0.000 (0.001)	-0.003 (0.000)
Inflation Chile	0.013 (0.001)	0.013 (0.001)	0.013 (0.001)	0.013 (0.001)	0.013 (0.001)	0.013 (0.001)
Interest Rate Diff.	-0.046 (0.001)	-0.030 (0.001)	-0.051 (0.002)	-0.031 (0.001)	-0.045 (0.002)	-0.029 (0.001)
DEPUC	0.002 (0.001)	0.003 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.003 (0.001)
VIX			0.015 (0.004)	0.016 (0.003)		
IPSA Volatility					0.005 (0.001)	0.010 (0.001)
Constant	4.156 (0.129)	4.770 (0.140)	4.568 (0.276)	4.860 (0.162)	4.261 (0.252)	4.763 (0.157)
P_{HH}	0.995 (0.002)		0.995 (0.002)		0.995 (0.002)	
P_{LH}	0.011 (0.004)		0.009 (0.004)		0.011 (0.004)	
Observations	2,170		2,170		2,170	
Log Likelihood	5,697.6		5,722.0		5,738.9	
SBIC	-5.177		-5.192		-5.208	

Standard errors in brackets. SBIC stands for Schwarz-Bayesian information criterion.

Source: Authors' elaboration.

on the Schwartz-Bayesian information criterion. Our results suggest that the effects become quantitatively meaningful in the high exchange rate regime after a week of an economic and policy uncertainty variation. More precisely, a sudden increase in DEPUC of 2.64 standard deviations would depreciate the Chilean peso, all other things equal, by about \$25 to \$35 per US dollar one week later, on average. This effect is 4 to 7 times larger than when $h = 0$, but it tends to diminish as the forecasting horizon grows. Indeed, after one and a half months, the impact of economic uncertainty on the nominal exchange rate under both regimes is indistinguishable. Meanwhile, in the low

exchange rate state, the effects of economic uncertainty on e_t are pretty stable across forecasting horizons. The previous finding implies that, on average, the exchange rate would hike up to \$5 per US dollar as a result of an increase in the economic uncertainty, $h = 0, 1, 2, \dots$ days ago, of 1.5 standard deviations (a magnitude like that seen by the end of January 2020). However, note that these effects are statistically not significant in approximately 30% of the cases, especially in forecasting horizons between 16 and 30 days.

IV. CONCLUSIONS

This paper develops a daily-frequency measure of economic and policy uncertainty for Chile using information obtained from Twitter accounts using web scraping techniques. In the process, we construct a novel and exclusive database covering the period from 2012 onwards. Then, based on the methodology proposed by Baker *et al.* (2016), we compute the frequency of tweets containing words or terms related to the economy, economic policies, uncertainty, and conjuncture situation in Chile. We name this measure DEPUC.

Our results show that the proposed measure depicts significant spikes that coincide with several substantial economic and policy uncertainty episodes of both local and international origin. In particular, DEPUC scales well above its historical average after the events around the civil protests in October 2019, the COVID-19 pandemic in March 2020, and the Russian invasion of Ukraine by the end of February 2022. The empirical application reveals that the proposed measure is a significant determinant of the nominal exchange rate dynamics, especially when the magnitude of this variable is high. Further, the effects of economic and policy uncertainty on the exchange rate are more prominent a week after the shock occurs. The impacts are more negligible for any forecasting horizon when the exchange rate is low.

The construction characteristics of the proposed measure show great flexibility to incorporate new words or terms in the dictionary of keywords to keep track and update recent elements that can affect the overall uncertainty, such as the escalation of geopolitical risks and current economic and political developments in Chile, among others. Moreover, the in-sample properties of DEPUC highlight its usefulness as an additional indicator that policymakers can incorporate into their monitoring and modeling toolkit.

REFERENCES

- AHIR, H., BLOOM, N., and FURCERI, D. (2018). The World Uncertainty Index. Working Paper. International Monetary Fund and Stanford University.
- BAKER, S. R., BLOOM, N., and DAVIS, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.

- BARTLETT, M. S. (1963). Statistical Estimation of Density Functions. *The Indian Journal of Statistics*, 25(3), 245-254.
- CARR, D. (2002). Magazines: Rise of the Visual Puts Words on the Defensive. *New York Times*, National Edition. Monday, April 1, p. C-8.
- CBCh (2021). Financial Stability Report, Second Half 2021. Central Bank of Chile.
- CBOE (2019). VIX CBOE Volatility Index. White Paper. Chicago Board Options Exchange.
- CERDA, R., SILVA, A., and VALENTE, J. T. (2016a). Economic Policy Uncertainty Indices for Chile. *Mimeo*. CLAPES UC.
- CERDA, R., SILVA, A., and VALENTE, J. T. (2016b). Economic Uncertainty Impact in a Small Open Economy: The Case of Chile. Working Paper 25, CLAPES UC.
- GILCHRIST, S., SIM, J. W., and ZAKRAJSEK, E. (2014). Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics. Working Paper 20038. National Bureau of Economic Research.
- GRANGER, C. W. J. (1966). The Typical Spectral Shape of an Economic Variable. *Econometrica*, 34(1), 150-161.
- JORDA, O. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- JURADO, K., LUDVIGSON, S. C., and NG, S. (2015). Measuring Uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177-1216.
- PARKINSON, M. (1980). The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return. *The Journal of Business*, 53(1), 61-65.
- ROHATGI, V. K., and SZEKELY, G. J. (1989). Sharp Inequalities Between Skewness and Kurtosis". *Statistics & Probability Letters*, 8(4), 297-299.

ENDEUDAMIENTO MAXIMO SOSTENIBLE DE LOS HOGARES EN CHILE

HOUSEHOLDS' MAXIMUM SUSTAINABLE INDEBTEDNESS IN CHILE

ANTONIO LEMUS*

Consultor Senior

CARLOS PULGAR**

Jefe de División Normativa de Regulación Prudencial

Resumen

Recientes tendencias globales evidencian un alto nivel de endeudamiento de los hogares. En este documento se propone una metodología aplicable en aquellas economías que cuenten con una encuesta financiera de hogares y tasas de interés máximas establecidas por sus reguladores financieros. En la aplicación de la metodología propuesta se estudia el caso de Chile, país con los hogares de mayor endeudamiento en Latinoamérica. Los resultados sugieren que: (i) no existe un umbral de endeudamiento sostenible común a todos los hogares pues variables como el nivel de ingreso lo afectan; (ii) el umbral sostenible de endeudamiento aumenta con el nivel de ingreso de los hogares; (iii) la presencia de deuda hipotecaria incrementa significativamente los umbrales de endeudamiento; y (iv) más de un cuarto de los hogares chilenos estarían sobreendeudados.

Palabras clave: *Endeudamiento, metodología, umbrales.*

Clasificación JEL: *C51, C58, D14, G21, G28.*

* Deloitte, Rosario Norte 407, Las Condes, Santiago, Chile. E-mail: alemusq@deloitte.com

** Comisión para el Mercado Financiero, Avenida Libertador Bernardo O'Higgins 1449, Santiago, Chile.
E-mail: cpulgar@cmfchile.cl

Abstract

Recent global trends show high levels of households' indebtedness in developed and emerging economies. This paper proposes a method applicable in those economies where a household financial survey and interest rate caps exist. The method applies to the country with the most indebted households in Latin America, Chile. The results state that: (i) the same debt threshold does not apply to all households as variables such as income affect it; (ii) the debt threshold increases with households' income level; (iii) the presence of mortgage debt increases the debt thresholds; (iv) Chilean households overindebted are more than a quarter.

Keywords: *Indebtedness, methodology, thresholds.*

JEL Classification: *C51, C58, D14, G21, G28.*

1. INTRODUCCION

Recientes tendencias globales muestran un alto nivel de endeudamiento de los hogares, no visto en décadas pasadas. Organismos internacionales como el FMI y la OCDE han manifestado su preocupación respecto de las implicancias que el actual nivel de endeudamiento de los hogares pueda tener para la estabilidad financiera ante un escenario de crisis económica¹. En efecto, si la deuda de los hogares representa una parte importante de su ingreso, ante un aumento en el desempleo estos tenderían a incrementar el incumplimiento de sus compromisos financieros, pudiendo desencadenar una crisis financiera similar a la experimentada en 2008 (crisis *subprime*).

Precisamente como consecuencia de la crisis *subprime* actualmente distintas jurisdicciones utilizan indicadores de endeudamiento con fines de monitoreo. Por ejemplo, el Comité Europeo de Riesgo Sistémico revisa anualmente las políticas macroprudenciales de la Unión Europea y las diferentes métricas de riesgo sistémico que utilizan sus miembros (European Systemic Risk Board, 2020).

En este contexto de alto endeudamiento de los hogares, las economías emergentes no son la excepción. Por ejemplo, en Latinoamérica el país que posee los hogares con mayor endeudamiento es Chile, donde la deuda de estos representa el 48% del PIB (International Monetary Fund, 2022) y el 65% posee algún tipo de deuda (Banco Central de Chile, 2018).

¹ International Monetary Fund, 2017, "Global Financial Stability Report October 2017" (Washington D.C.). Organization for Economic Co-operation and Development, 2017, "OECD Economic Outlook", Volume 2017 Issue 2 (Paris).

En Chile, los principales actores que monitorean el endeudamiento de los hogares son el Banco Central de Chile (BCCh) y la Comisión para el Mercado Financiero (CMF). Mientras el BCCh, con un enfoque a nivel de sistema, lo hace trimestralmente en su Informe de Estabilidad Financiera², la CMF lo realiza anualmente en su Informe de Endeudamiento³ con un enfoque a nivel de deudor. En su análisis ambas entidades no consideran explícitamente el cálculo de umbrales de endeudamiento, ya que el objetivo de sus publicaciones es principalmente informativo. No obstante, conocer cuál es el umbral de endeudamiento de los hogares permite saber si su endeudamiento es excesivo, inferior, o acorde con los fundamentos de la economía del país, y por tanto determinar si este reviste o no un potencial riesgo financiero.

Utilizar umbrales de endeudamiento calculados para economías desarrolladas, sin considerar la realidad local de los países, podría generar efectos contrapuestos al objetivo deseado por los reguladores financieros. Por ejemplo, emplear un umbral de endeudamiento inferior al coherente con la economía en estudio, llevaría a sobreestimar el endeudamiento de los hogares, motivando a las autoridades financieras a implementar políticas que restrinjan el crédito sin ser necesarias. Por el contrario, un umbral de endeudamiento superior al razonable indicaría un nivel de endeudamiento saludable que en realidad no lo es.

La literatura internacional que ha estudiado el endeudamiento de los hogares en economías desarrolladas cuenta con aportes de autores como Johansson y Persson (2006), Vatne (2006), Del-Río y Young (2008), Dey, Djoudad y Terajima (2008) y Michelangeli y Pietrunti (2014) para Suecia, Noruega, Reino Unido, Canadá e Italia, respectivamente. En el caso de Chile, Alfaro y Gallardo (2012), Ruiz-Tagle, García y Medina (2013) y Banco Central de Chile (2019) estudian el endeudamiento de los hogares chilenos sin determinar si este es sostenible o no. Contribuciones más recientes como Cifuentes, Margaretic y Saavedra (2020) si bien estudian y calculan umbrales de endeudamiento para los hogares chilenos, lo hacen a nivel agregado sin tener en cuenta el nivel de ingreso como factor determinante para la obtención de umbrales de endeudamiento específicos.

Luego, dos son los objetivos de este documento. Por un lado, proponer una metodología de cálculo de umbrales de endeudamiento de los hogares, basada en aspectos de mercado, posible de aplicar en economías que cuenten con una encuesta financiera de hogares y tasas máximas de interés establecidas por sus reguladores financieros. Y por el otro lado, hacer uso de la metodología propuesta para la economía que exhibe el mayor endeudamiento de los hogares en Latinoamérica, Chile.

Específicamente, se determinan umbrales de endeudamiento haciendo uso de las razones de endeudamiento, de carga financiera a ingreso de los hogares (RCI) y de deuda a ingreso de los hogares (RDI), tanto a nivel agregado como diferenciando

² Banco Central de Chile, 2021, “Informe de Estabilidad Financiera Segundo Semestre 2021” (Santiago).

³ Comisión para el Mercado Financiero, 2021, “Informe de Endeudamiento”, diciembre 2021 (Santiago).

según el nivel de ingreso de los hogares. Estos indicadores de endeudamiento son complementarios, ya que mientras la RCI es un indicador de endeudamiento de corto plazo, la RDI es un indicador de endeudamiento de largo plazo. En el cálculo de los umbrales de endeudamiento para los hogares chilenos se empleó la información de la encuesta financiera de hogares de 2017 del BCCh y las tasas de interés máximas convencionales establecidas por la CMF.

Los principales resultados encontrados indican que:

- El 28,6% de los hogares chilenos estarían sobreendeudados. En particular, el 26,7% de los hogares chilenos estaría sobreendeudado en el corto plazo, 1,9% lo estaría en el largo plazo, y 15,9% de los hogares chilenos tendría sobreendeudamiento tanto en el corto como en el largo plazo. El alto porcentaje de hogares sobreendeudados en el corto plazo sería consistente con el significativo uso de tarjetas y líneas de crédito que se observa en la economía chilena.
- El umbral de endeudamiento de los hogares no es único. De hecho, el endeudamiento de corto plazo máximo sostenible aumentaría con el nivel de ingreso de los hogares. En particular entre los hogares que no cuentan con deuda hipotecaria, aquellos con un bajo nivel de ingreso mensual (\$ 300 mil) tendrían un endeudamiento de corto plazo máximo sostenible de 6%, mientras que aquellos con un ingreso mensual muy alto (\$ 3 millones) tendrían un endeudamiento de corto plazo máximo sostenible de 37%.
- El endeudamiento de largo plazo también registraría umbrales de endeudamiento crecientes en el nivel de ingreso de los hogares. Así, entre los hogares que no tienen deuda hipotecaria, aquellos con un bajo ingreso mensual (\$ 300 mil) observan un endeudamiento de largo plazo máximo sostenible de 1,4 veces, mientras para aquellos con un ingreso mensual de 3 millones de pesos presentan un endeudamiento de largo plazo máximo sostenible de 8,9 veces.
- Finalmente, se encuentra que los umbrales de endeudamiento, tanto de corto como de largo plazo, crecerían significativamente cuando el hogar posee deuda hipotecaria, debido a la existencia de garantías.

El resto de este documento se estructura de la siguiente manera. La segunda sección presenta las definiciones de los indicadores de endeudamiento empleados. La tercera sección describe la información existente en la encuesta financiera de hogares utilizada en este documento. Por su parte, la cuarta sección desarrolla y discute la metodología propuesta, y la quinta sección presenta los resultados para el caso de Chile. Por último, la sexta sección concluye.

2. INDICADORES DE ENDEUDAMIENTO

Los indicadores de endeudamiento suelen ser razones que relacionan la deuda con los ingresos o activos de un hogar⁴. En general, los indicadores de endeudamiento a nivel de hogar son descritos por la ecuación (1).

$$\text{Indicador de endeudamiento}_{i,t} = \frac{\text{deuda}_{i,t}}{\text{ingresos}_{i,t}} \quad (1)$$

donde $\text{deuda}_{i,t}$ corresponde a una medida de endeudamiento del hogar “i” en el periodo “t” e $\text{ingresos}_{i,t}$ es el ingreso del hogar “i” en el mismo período “t”.

La encuesta financiera de hogares de 2017 (EFH2017) es empleada en este documento y reporta la razón de carga financiera a ingreso (RCI) y la razón de deuda a ingreso (RDI), indicadores de endeudamiento comúnmente utilizados en la literatura relacionada, la industria financiera y sus reguladores⁵.

La RCI es un indicador que mide el porcentaje del ingreso mensual que un hogar destina a pagar sus obligaciones crediticias (ecuación (2)), y por ello se entiende como un indicador de endeudamiento de corto plazo.

$$RCI_{it} = \frac{\text{carga financiera}_{i,t}}{\text{ingreso mensual}_{i,t}} \quad (2)$$

donde la carga financiera es el monto mensual que debe pagar un hogar en servir sus deudas, incluyendo intereses.

En tanto, la RDI es una medida que permite cuantificar cuán grande es la deuda total del hogar respecto de su ingreso mensual, sin incluir intereses, y por tanto se trata de un indicador de endeudamiento de largo plazo (ecuación (3)).

$$RDI_{it} = \frac{\text{deuda}_{i,t}}{\text{ingreso mensual}_{i,t}} \quad (3)$$

Es oportuno destacar que en la literatura existen distintas definiciones de deuda y de ingreso de los hogares (Betti *et al.*, 2007; European Commission, 2008; D’Alessio y Iezzi, 2013). En el caso de la deuda, se suele distinguir entre deuda garantizada y no garantizada, y en el caso del ingreso se diferencia entre ingreso bruto y disponible.

⁴ Dependiendo de la información disponible los indicadores de endeudamiento también pueden construirse a nivel de deudor.

⁵ También suele emplearse el indicador de deuda sobre activos, sin embargo, este no es estudiado debido a la complejidad que reviste la valorización de activos.

Mientras la deuda garantizada está asociada al crédito hipotecario, la no garantizada se vincula al crédito de consumo.

3. ENCUESTA FINANCIERA DE HOGARES

La encuesta financiera de hogares del BCCh se realiza periódicamente desde el 2007 y su objetivo es recopilar datos financieros que permiten generar el balance de los hogares chilenos. En este documento se utiliza la versión del 2017 (EFH2017), la que proporciona información desagregada respecto de distintos tipos de deuda de los hogares no disponible en versiones anteriores.

La EFH2017 cuenta con doce módulos temáticos, cada uno destinado a evaluar un aspecto financiero específico. La Tabla 1 detalla estos módulos y a qué categoría corresponden.

Es importante mencionar que la EFH2017 proporciona factores de expansión⁶ que permiten ponderar sus observaciones y realizar estimaciones insesgadas de parámetros poblacionales. En particular, la EFH2017 tiene la ventaja de contar con datos consolidados de hogares y de deudas financieras no bancarias, fundamentales para determinar el comportamiento de pago de los hogares. Esta última información no está disponible en las estadísticas administrativas que maneja la CMF. Por ello,

TABLA 1

MODULOS DE LA EFH2017

Módulo	Categoría
A	Composición del hogar
B	Educación
C	Situación laboral
D	Medios de pago
E	Activos reales y deuda hipotecaria
F	Deudas no hipotecarias
G	Percepción de carga financiera y restricciones al crédito
H	Vehículos y otros activos reales
I	Activos financieros, pensiones y seguros
J	Ingresos relacionados
K	Ingresos futuros
L	Otros ingresos/ingresos no relacionados

Fuente: BCCh.

⁶ Los factores de expansión corresponden al número de hogares representados por el hogar encuestado en la EFH2017.

la información en la encuesta financiera de hogares y la información administrativa recopilada por la CMF son complementarias.

4. METODOLOGIA PROPUESTA

La literatura que estudia los umbrales de endeudamiento puede dividirse en el enfoque basado en el comportamiento de pago (Dey, Djoudad y Terajima, 2008; Martínez *et al.*, 2013; Michelangeli y Pietruni, 2014) y en el enfoque que considera la percepción de endeudamiento de los hogares (Del-Río y Young, 2008; D'Alessio y Iezzi, 2013; Cifuentes, Margaretec y Saavedra, 2020). Mientras el enfoque basado en el comportamiento de pago sugiere que el endeudamiento de un hogar se hace insostenible cuando existe un quiebre abrupto o un cambio estructural en la probabilidad de incumplimiento⁷, el enfoque de la percepción de endeudamiento de los hogares determina umbrales de endeudamiento maximizando la correlación entre los niveles de endeudamiento efectivos de los hogares y la angustia de estos respecto de sus deudas.

No obstante, ambas metodologías presentan deficiencias motivando así la propuesta metodológica de este documento. Replicando con datos para Chile (Anexo A) se encuentra que en el caso del enfoque basado en el comportamiento de pago los resultados encontrados son bastante superiores a aquellos reportados para economías desarrolladas (por Tiongson *et al.* (2010) y Michelangeli y Pietruni (2014), el 30%, y Dey, Djoudad y Terajima (2008), el 35%) y faltos de robustez estadística, y en el caso del enfoque basado en la percepción de los hogares estos no son robustos para las diferentes medidas de angustia estudiadas.

Por lo anterior, a continuación se presenta la propuesta metodológica cuyo objetivo es determinar umbrales de endeudamiento de los hogares, tanto a nivel agregado como contingentes al nivel de ingreso.

4.1. Etapas de la metodología propuesta

La metodología propuesta considera las siguientes cuatro etapas:

- i. Desarrollar un modelo de probabilidad de incumplimiento en función de la RCI y del ingreso de los hogares (subsección 4.2).
- ii. Determinar las características del hogar deudor mediano (subsección 4.3).
- iii. Determinar la tasa de interés implícita de otorgamiento (tasa implícita) ofrecida por la banca, en función de las características del hogar deudor mediano (etapa

⁷ La probabilidad de incumplimiento, junto con la tasa de otorgamiento y la pérdida dado incumplimiento, son los elementos clave para el cálculo del riesgo de crédito, el que corresponde al riesgo en el que incurre el oferente de crédito si no puede recuperar el monto de un crédito y los intereses correspondientes, de parte del demandante de crédito.

- (ii) y de diferentes niveles de RCI e ingreso (subsección 4.4). Para la obtención de la tasa implícita se requiere la probabilidad de incumplimiento, estimada en la etapa (i), la que a su vez dependerá de los diferentes niveles de RCI e ingreso. Para el crédito consolidado se considera un *spread* y plazo promedio de la cartera.
- iv. Por último, encontrar la RCI máxima sostenible, para cada nivel de ingreso, donde la tasa implícita sea inferior a la tasa máxima convencional (TMC) definida por la CMF.

Las etapas descritas siguen de cerca las directrices definidas por la Comisión Europea (European Commission, 2010) en lo referente a que el endeudamiento debe medirse a nivel de hogar e incluir a todos los tipos de crédito, que el sobreendeudamiento es la incapacidad de cubrir los gastos recurrentes de manera continua, y que el problema no se resuelve mediante nuevos préstamos.

Por tanto, se busca determinar la RCI máxima, para ello la banca ofrece una tasa implícita inferior a la TMC. A dicho valor máximo es al que se le denomina umbral de endeudamiento sostenible. Si la RCI es superior al umbral de endeudamiento sostenible el deudor sería más riesgoso, conllevando a una tasa implícita mayor que no es factible debido al techo que representa la TMC⁸. Luego, el hogar estaría sobreendeudado⁹.

4.2. Modelo de probabilidad de incumplimiento

La primera etapa de la metodología propuesta contempla el desarrollo de un modelo de riesgo de crédito que permita determinar la relación entre la probabilidad de incumplimiento y los indicadores de endeudamiento.

En general, los oferentes de crédito suelen emplear un parámetro único para cada demandante de crédito, el que depende de las características específicas de este y que determina qué tan probable es que pague o no (López, Tobar y Vergara, 2018). El parámetro al que se hace mención es la probabilidad de incumplimiento, y se estima por medio de métodos estadísticos y econométricos (Alfaro y Gallardo, 2012; Ormazábal, 2014; Alegría y Bravo, 2016), empleando variables financieras que reflejan las características del demandante de crédito.

Se han desarrollado múltiples enfoques para la estimación de la probabilidad de incumplimiento (Lessmann *et al.*, 2015), pero la manera más habitual de estimarla

⁸ Las tasas de interés máximas, como la TMC, son establecidas por los reguladores con el fin de proteger a los consumidores de tasas de interés excesivas. Autores como Maimbo y Henríquez (2014) y Ferrari, Masetti y Ren (2018) reportan que un importante número de economías en el mundo (76), de distintas zonas geográficas y con distintos niveles de desarrollo, emplean algún tipo de techo para las tasas de interés.

⁹ Si bien el tratamiento aquí presentado es para la RCI, también puede aplicarse a la RDI. De hecho, la metodología propuesta genera simultáneamente umbrales de endeudamiento para la RCI y la RDI, ya que cuando se consolida la deuda total y se asume que todos los pagos serán iguales (amortización francesa) se produce una relación lineal entre la cuota y la deuda total, con lo que al dividir por el ingreso se obtiene una relación lineal entre ambos indicadores.

es mediante modelos econométricos no lineales (López, Tobar y Vergara, 2018). Entre este tipo de modelos el más utilizado es el modelo *probit*, el que describe un evento con dos posibles resultados, como pueden ser caer en incumplimiento o no. Para obtener la probabilidad de incumplimiento se asume una distribución normal estándar, se requiere la estimación de coeficientes, y se utiliza la función de distribución acumulada inversa (Φ) descrita en la ecuación (4).

$$P(\text{incumplimiento} = 1|X) = \Phi(\beta X) \quad (4)$$

Para estimar la probabilidad de incumplimiento de cada hogar se define una variable binaria que indique la ocurrencia de incumplimiento, a partir de las respuestas de los hogares en la EFH2017. La Tabla 2 presenta las variables del modelo de probabilidad de incumplimiento estimado.

TABLA 2
VARIABLES DEL MODELO DE PROBABILIDAD DE INCUMPLIMIENTO

Variable	Descripción
Incumplimiento	Variable binaria que toma el valor 1 si el hogar en cuestión ha declarado que; 1) no ha pagado o ha pagado menos que el mínimo en alguna tarjeta de crédito, o bien, 2) no está pagando, aunque tenga deuda pendiente, algún crédito de consumo en casas comerciales, cajas de compensación, cooperativas, bancos u otras instituciones financieras ¹⁰ . Para el análisis que incluye deudores hipotecarios, se incluye también dicha deuda en el incumplimiento. Se excluyen los créditos estudiantiles.
Educación	Años de educación que tiene la persona que ha respondido la encuesta, usualmente el jefe de hogar.
Edad	Edad que tiene la persona que ha respondido la encuesta, usualmente el jefe de hogar.
Ocupados	Cantidad de personas que tienen empleo y contribuyen al ingreso del hogar.
Numh	Número de miembros en el hogar.
RCI	Razón de carga financiera a ingreso del hogar.
RCI ² y RCI ³	Cuadrado y cubo de la RCI del hogar ¹¹ .
ln(toth)	Logaritmo natural del ingreso total mensual del hogar.

Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

¹⁰ Se trata de una medida retrospectiva que tiene relación con el impago en el último año, y que ya fue utilizada por Madeira (2019).

¹¹ Variables incluidas con el fin de evaluar la relación no lineal entre la RCI y el comportamiento de incumplimiento.

A partir de la información disponible en la Tabla 2, se estima la probabilidad de incumplimiento empleando un modelo *probit*¹². Los resultados para los hogares sin deuda hipotecaria y para el total de hogares se presentan en la Tabla 3¹³.

TABLA 3

MODELO DE PROBABILIDAD DE INCUMPLIMIENTO PARA HOGARES
SIN DEUDA HIPOTECARIA Y TOTAL DE HOGARES

Variables	Hogares sin deuda hipotecaria	Total de hogares
Intercepto	1,35*	-1,23**
Educación	-0,03***	-0,04***
Edad	-0,01***	-0,01***
Ocupados	0,11**	0,12***
Numh	0,07***	0,06***
RCI	1,01***	0,78***
RCI ²	-0,16***	-0,09***
RCI ³	0,01***	0,00***
ln(toth)	-0,12**	-0,11***
R ² de Nagelkerke	0,106	0,096
N° observaciones	1.820 (2.131.073)	3.015 (3.164.591)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: *, ** y *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Entre paréntesis se indica el número de hogares considerados en la regresión tras la utilización de los factores de expansión.

Las variables “educación” y “edad” presentan coeficientes negativos, por lo que a mayor educación de una persona se espera que esta cuente con mayor educación financiera, accediendo a mejores salarios, disminuyendo así su probabilidad de incumplimiento. Del mismo modo, a mayor edad de la persona se presume que tenga una mayor capacidad de solventar sus obligaciones crediticias.

La variable “ocupados” posee un coeficiente positivo. Este resultado indicaría que mientras más económicamente vulnerable es un hogar, se requiere un mayor número de individuos aportando ingresos. En tanto, la variable “numh” también tiene un coeficiente positivo, resultado intuitivo, pues a mayor cantidad de integrantes del hogar más probable es que posean deudas no financieras que dificulten el cumplimiento de sus obligaciones financieras.

¹² Alternativamente fueron estimados modelos *logit*. Si bien los resultados obtenidos fueron bastante similares, aquellos asociados a los modelos *probit* resultaron más satisfactorios (R² de Nagelkerke mayor).

¹³ La distinción entre hogares con y sin deuda hipotecaria es relevante por cuanto los niveles de endeudamiento son significativamente distintos y el nivel de riesgo difiere, ya que en el caso de la deuda hipotecaria los oferentes de crédito cuentan con el bien mueble en garantía.

Respecto de los indicadores de endeudamiento, la RCI arrojó un coeficiente positivo, con lo que mientras mayor sea la RCI más alta es la probabilidad de incumplimiento. Las versiones no lineales de la RCI también obtuvieron coeficientes estadísticamente significativos.

Para modelar el comportamiento de pago de los hogares sin crédito hipotecario se usó el modelo de la segunda columna de la Tabla 3. Para estudiar a los hogares con deuda hipotecaria se consideró el modelo estimado para todos los hogares (tercera columna de la Tabla 3), debido a que el modelo para hogares con deuda hipotecaria reportó insignificancia estadística de la variable asociada a los ingresos. Este resultado se explicaría por el hecho que los oferentes de crédito hipotecario filtran a los deudores y deciden el otorgamiento de crédito precisamente según el nivel de ingreso de los hogares.

4.3. Características promedio de los hogares

A continuación se consideran las características promedio de los hogares chilenos (Tabla 4). En primer lugar, se observa que los hogares con deuda hipotecaria exhiben un número de años de educación significativamente superior respecto de aquellos sin deuda hipotecaria, en tanto lo contrario se observa para la variable “Edad”. El número de individuos ocupados y el número de miembros en los hogares (variable “Numh”) no difieren mayormente en presencia de deuda hipotecaria o no.

TABLA 4

CARACTERISTICAS PROMEDIO DE LOS HOGARES

Variables	Hogares sin deuda hipotecaria	Hogares con deuda hipotecaria	Total de hogares
Educación	12,6	15,4	13,5
Edad	48,5	44,6	47,2
Ocupados	1,6	1,7	1,6
Numh	3,4	3,4	3,4

Fuente: Elaboración propia.

4.4. Tasa implícita de otorgamiento

En la metodología propuesta se asume que el oferente de crédito se protege del riesgo de crédito del deudor modificando la tasa de otorgamiento¹⁴. Ciertamente esto

¹⁴ Según Stiglitz y Weiss (1981), el mecanismo más importante sería el racionamiento del crédito, sin embargo, en el caso de Chile la evidencia indica que mientras mayor sea el riesgo de crédito del deudor, el oferente tenderá a compensar ese riesgo con una tasa de otorgamiento mayor (Pulgar y Rojas, 2019).

es una simplificación de la realidad, que permite resolver el problema del oferente de crédito, ya que estos cuentan con otros mecanismos para resguardarse del riesgo de crédito, como son el plazo de la operación y el monto otorgado. Mientras el plazo de la operación consolidada se fija de acuerdo con los plazos promedios del mismo tipo de operación¹⁵, el monto otorgado en crédito es un dato correspondiente al total de la deuda del hogar al momento de la consolidación.

La tasa de otorgamiento para un demandante de crédito “i” se calcula como la suma de dos componentes: (i) la tasa libre de riesgo de crédito; y (ii) la prima por riesgo de crédito. La tasa libre de riesgo de crédito representa el mínimo que cobra un oferente para cubrir los gastos administrativos y de financiamiento que conlleva la entrega del crédito, siendo la misma para todos los clientes, ya que no depende de las características personales del demandante de crédito. En tanto, la prima por riesgo de crédito sí depende de las características personales del demandante y de su riesgo de crédito, siendo su cálculo más complejo.

Para el cálculo de la tasa libre de riesgo de crédito se considera tanto los gastos administrativos (3% promedio para el sistema bancario chileno) como el costo de financiamiento. De acuerdo a lo establecido por el Comité de Basilea, en su estándar *Internal Risk Based*, el monto otorgado difiere si la operación tiene o no una hipoteca. Además, el monto otorgado dependerá de la probabilidad de incumplimiento y de la pérdida dado el incumplimiento (PDI) promedio de la cartera, donde los créditos hipotecarios observan valores inferiores debido a la existencia de garantía¹⁶.

También se asume que la consolidación de deudas se hace a través de la banca, ya que las tasas de interés ofrecidas a un mismo deudor tenderían a ser menores respecto de las provistas por los oferentes de crédito no bancarios. Esto se debe a que los bancos tendrían costos de financiamiento menores, como consecuencia de la relevancia de los depósitos (a plazo y a la vista) dentro de sus pasivos, y a las economías de escala en sus costos administrativos.

Si bien un crédito hipotecario, por su estructura de flujos y plazos podría asociar su financiamiento a un bono o un instrumento similar, se prefirió suponer un financiamiento a través de depósitos a plazo ya que constituyen la mayor parte del financiamiento de los bancos en Chile. Además, se tiene que mientras el costo promedio de financiamiento sería de 12% a través de capital, este sería de 3% a través de pasivos¹⁷.

Mediante el procedimiento descrito se obtiene una tasa libre de riesgo de 5,7% para los deudores hipotecarios y de 7,8% para aquellos sin este tipo de deuda.

Para el cálculo de la prima por riesgo de crédito se utiliza la ecuación (5), la que requiere conocer la tasa libre de riesgo de crédito y contar con los parámetros de riesgo.

¹⁵ Según información de la CMF, para el periodo entre 2016 y 2019, el plazo promedio de los créditos de consumo fue de 35 meses y el de los créditos hipotecarios fue de 22 años.

¹⁶ La PDI corresponde a las pérdidas en que incurre el oferente de crédito en caso de incumplimiento.

¹⁷ Los costos calculados se obtuvieron a partir de información reportada a la CMF entre enero de 2016 y mayo de 2018, periodo que se ubica en torno a la publicación de la EFH2017.

$$\sum_{i=1}^N \frac{\mathbb{E}_0 \left[c(r^{lrc} + prc) \right]}{(1+r^{lrc})^i} = \sum_{i=1}^N \frac{c(r^{lrc})}{(1+r^{lrc})^i} \quad (5)$$

donde, r^{lrc} es la tasa de interés libre de riesgo¹⁸, prc es la prima por riesgo de crédito, $\mathbb{E}_0[\cdot]$ corresponde a la esperanza condicional al momento del otorgamiento, $c(\cdot)$ es el valor de la cuota para una determinada tasa de otorgamiento, y N es el número de cuotas hasta el vencimiento.

Es oportuno destacar que si un hogar posee deuda hipotecaria se generarán diferencias sustanciales en las posibles tasas de otorgamiento que ofrezca el sistema bancario, debido principalmente a la menor prima por riesgo al existir garantía. Las diferencias entre las primas por riesgo de crédito se explicarían por las probabilidades de incumplimiento, pero fundamentalmente por las PDI.

La probabilidad de incumplimiento del deudor se calcula según lo descrito en la subsección 4.2, considerando las características del deudor promedio señaladas en la subsección 4.3¹⁹. En el caso de la PDI, se consideran los valores del modelo estándar de provisiones (Comisión para el Mercado Financiero, 2022) cuando existe garantía hipotecaria, y de 61,3% cuando no es el caso. Este valor es estimado a partir de la información de créditos de consumo provistos por los bancos en Chile.

5. RESULTADOS

En esta sección se presentan los umbrales de endeudamiento obtenidos de aplicar la metodología descrita en la sección 4. Así, la sección 5.1 reporta los umbrales de endeudamiento a nivel agregado y la sección 5.2 exhibe los umbrales de endeudamiento contingentes al nivel de ingreso.

5.1. Umbrales de endeudamiento a nivel agregado

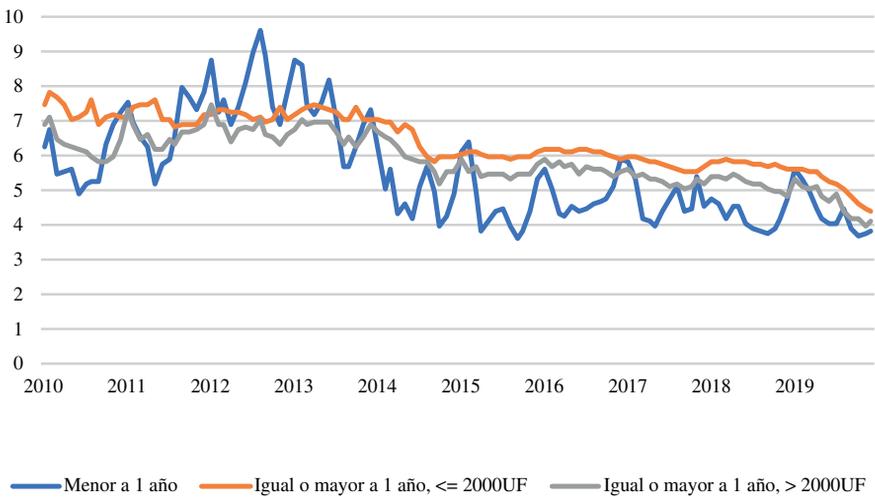
Para determinar cuándo el endeudamiento se hace insostenible (sobreendeudamiento), se asume que este corresponde a aquel cuya tasa de interés implícita, consistente con el riesgo de crédito del deudor, es mayor a la TMC. Si bien la TMC difiere según moneda, tipo de crédito, monto y plazo, en este documento se utiliza la TMC en

¹⁸ Si bien la periodicidad de pagos de la fórmula se expresa en términos generales, en adelante por simplicidad se utiliza la convención de tasas anuales.

¹⁹ El modelo de riesgo de crédito entrega una estimación de la probabilidad de incumplimiento que tendría asociado un intervalo de confianza. No obstante, para efectos de la metodología propuesta, se requiere encontrar un umbral único de endeudamiento, por lo que se utiliza directamente la predicción.

unidades de fomento (UF) cuando el deudor tiene deuda hipotecaria y la TMC en pesos en caso contrario²⁰. Considerando el valor de convergencia de los últimos años, se emplea una TMC en UF de 5% real²¹ (Gráfico 1) y una TMC en pesos de 34% nominal (Gráfico 2).

GRAFICO 1

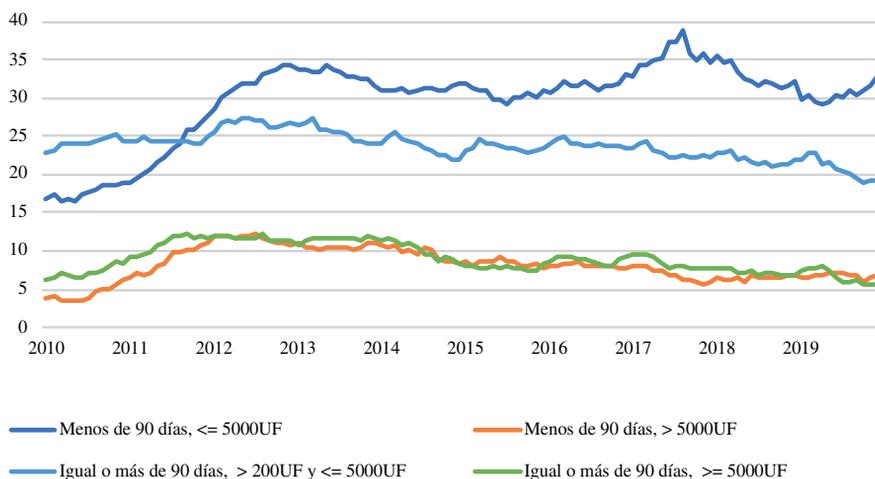
TMC EN UF
(PORCENTAJE)

Fuente: Elaboración propia a base de información provista por la CMF.

²⁰ Debido a que las operaciones de consumo en cuotas tendrían diferentes TMC, se utiliza la TMC mayor. Esta se encuentra asociada a operaciones de montos inferiores a 50 UF. En particular se considera que la reestructuración de la deuda propia se podría materializar por medio de diferentes créditos pequeños si la deuda total del hogar supera las 50 UF. Mediante este supuesto es posible generar un umbral de endeudamiento único para todos los deudores que no poseen crédito hipotecario.

²¹ Tal como se observa en el Gráfico 3, todas las TMC en UF se situarían en torno a 5%. Para la obtención de las tasas de interés nominales se adicionó 3% de inflación, valor consistente con la meta inflacionaria del BCCh.

GRAFICO 2

TMC EN PESOS
(PORCENTAJE)

Fuente: Elaboración propia a base de información provista por la CMF.

A continuación, en los Gráficos 3 y 4 se observa umbrales de endeudamiento a nivel agregado, resultado de estimar modelos de probabilidad de incumplimiento que omiten variables específicas de los hogares como el nivel de ingreso.

En los cálculos representados en los Gráficos 3 y 4 se adicionó un *spread* asociado a las utilidades de la industria bancaria o destinado a cubrir otros riesgos no considerados en el modelamiento²². Mientras para la cartera de créditos de consumo el *spread* es de 3,8% anual (Gráfico 3), para la cartera hipotecaria el *spread* es de solo 3,6 puntos base (Gráfico 4). La diferencia entre ambos *spreads* se debería principalmente al mayor poder de negociación que los bancos tienen en los créditos de consumo en comparación a los créditos hipotecarios, ya que en el caso de estos últimos el deudor contemplaría un mayor número de alternativas debido al tamaño del crédito²³.

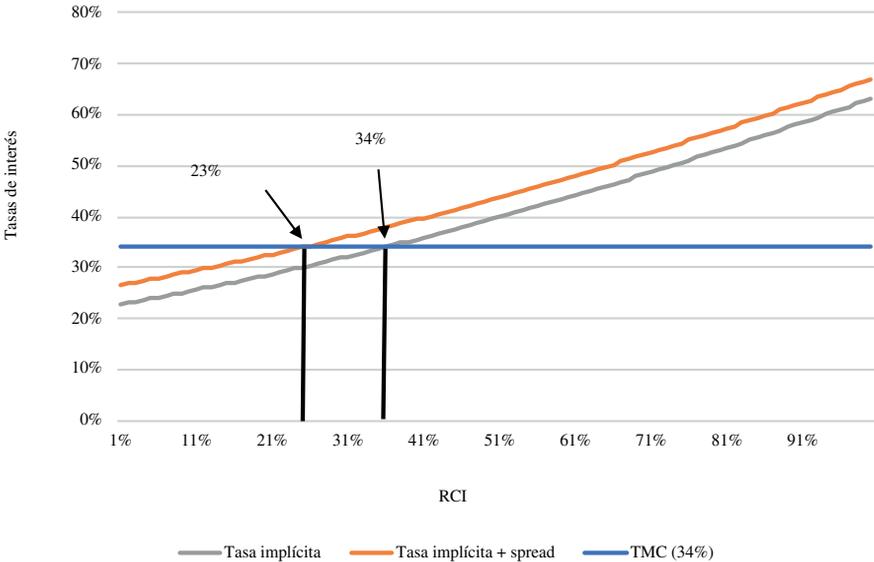
En el Gráfico 3 se observa que el nivel máximo de RCI (eje X) consistente con una tasa implícita más *spread* (eje Y) inferior a la TMC es de 23%. De no considerar

²² El detalle del cálculo del *spread* se encuentra en Pulgar y Rojas (2019) y se explicaría por aversión al riesgo, premio por liquidez y rentas por competencia imperfecta.

²³ Para una mayor comprensión del efecto del poder de negociación en contratos financieros ver Rudolph (2006).

GRAFICO 3

UMBRAL DE ENDEUDAMIENTO A NIVEL AGREGADO PARA HOGARES SIN CREDITO HIPOTECARIO



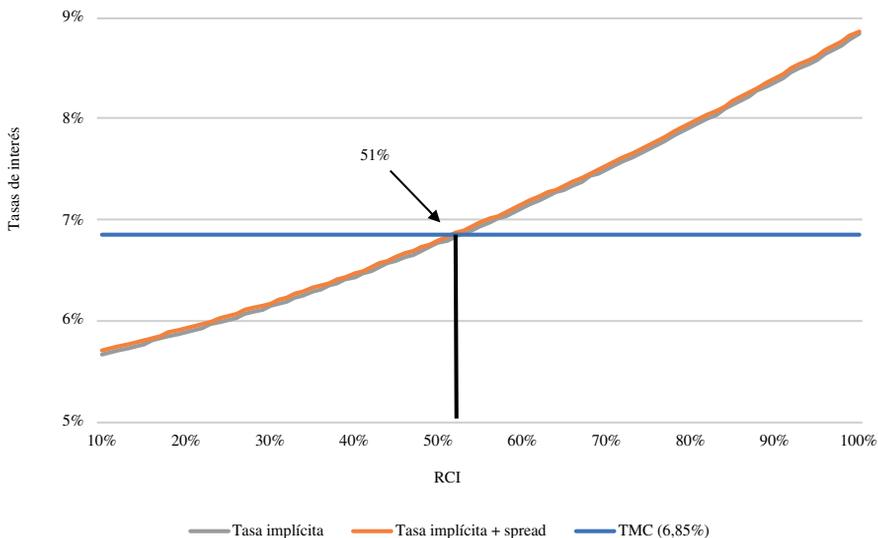
Fuente: Elaboración propia en base a la EFH2017.

el *spread*, la RCI máxima admisible sería de 34%²⁴. En tanto para los hogares con crédito hipotecario se obtiene un umbral de endeudamiento superior, consecuencia de una menor tasa de interés implícita al existir garantía. Así, en este caso el umbral único de RCI no difiere mucho si se incluye o no el *spread*, 51%. Por su parte los resultados para la RDI, para los deudores de crédito de consumo y para el total de deudores son respectivamente 6 y 71 veces el ingreso mensual. Tanto los resultados encontrados para la RCI como para la RDI (Tabla 5) son coherentes con aquellos reportados por D’Alessio y Iezzi (2013) y Ruiz-Tagle, García y Medina (2013).

²⁴ Dicha opción no sería consistente con la metodología propuesta, ya que la oferta consolidada debe ser factible y estar de acuerdo con la realidad de la banca chilena. Por ello el *spread* debiese ser incluido.

GRAFICO 4

UMBRAL DE ENDEUDAMIENTO A NIVEL AGREGADO PARA HOGARES CON CREDITO HIPOTECARIO



Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

TABLA 5

UMBRALES DE ENDEUDAMIENTO EN LA LITERATURA

Sobreendeudados	Sin deuda hipotecaria	Con deuda hipotecaria
Propuesta	RCI>23%, RDI> 6	RCI>51%, RDI>71
D'Alessio y Iezzi (2013)	RCI>25%	RCI>30% (o 50%)
Ruiz-Tagle <i>et al.</i> (2013)	RDI>6 ²⁵	No encontrado ²⁶

Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

²⁵ Ruiz-Tagle, García y Medina (2013) obtienen un umbral de 50% para la RDI, pero utiliza los ingresos anuales en el denominador.

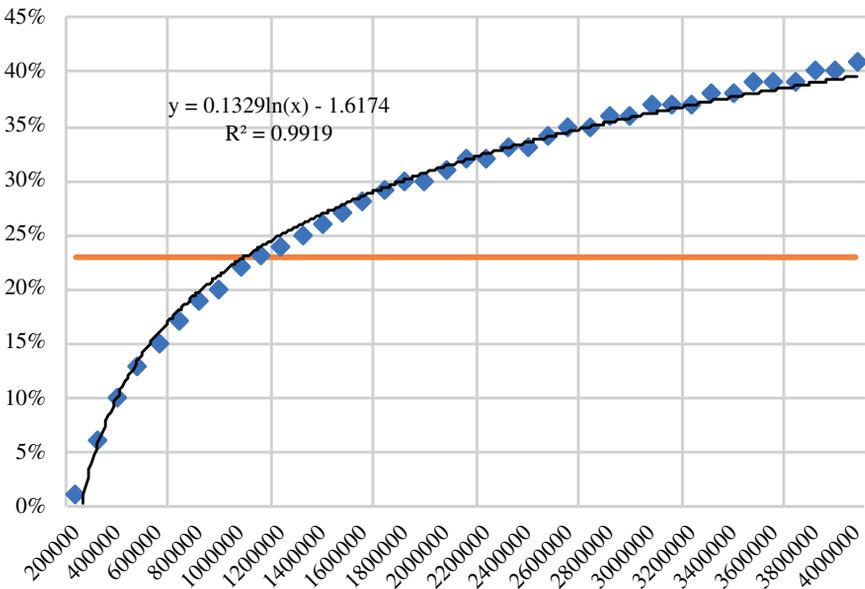
²⁶ Si bien no se encontró un umbral de referencia, es razonable esperar que el límite asociado a deudores con deuda hipotecaria sea bastante mayor que para deudores sin deuda hipotecaria.

5.2. Umbrales de endeudamiento según el nivel de ingreso

Autores como Ruiz-Tagle, García y Medina (2013) destacan la importancia del nivel de ingreso en la determinación de los niveles de endeudamiento máximos sostenibles. Siguiendo este argumento, en esta sección se emplea un procedimiento similar al de la sección 5.1 pero considerando el nivel de ingreso de los hogares, modificando así la probabilidad de incumplimiento, la prima por riesgo de crédito y la tasa implícita de otorgamiento. Como resultado se obtienen umbrales de endeudamiento contingentes al nivel de ingreso, presentados en los Gráficos 5 y 6.

GRAFICO 5

UMBRAL DE ENDEUDAMIENTO SEGUN NIVEL DE INGRESO PARA HOGARES SIN CREDITO HIPOTECARIO



Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

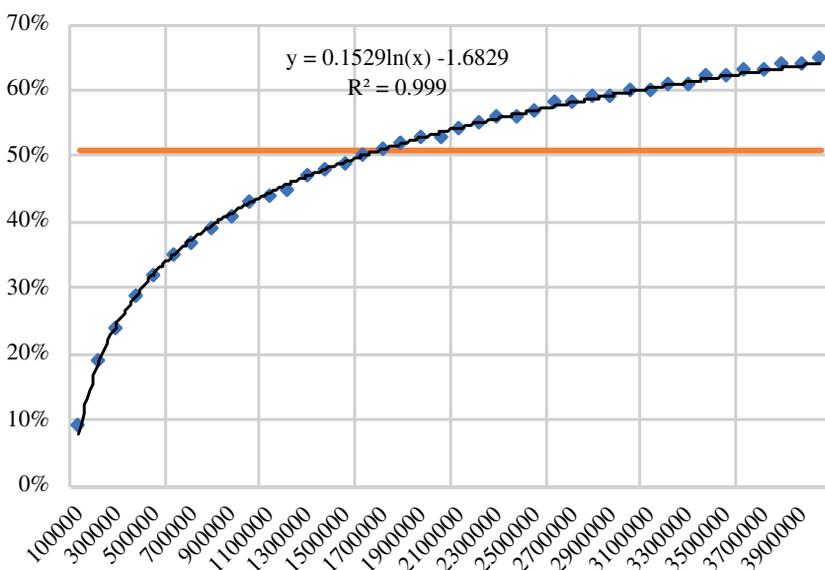
Nota: La línea naranja representa al umbral de 23% cuando no se considera el nivel de ingreso. El eje de la ordenada representa las RCI y el de la abscisa el ingreso en pesos chilenos.

En el Gráfico 5 se observa que, en el caso de deudores sin crédito hipotecario, el umbral de endeudamiento sostenible puede ser inferior a 5% para ingresos cercanos al

suelo mínimo en Chile, y superior al 35% para ingresos superiores a los 3 millones de pesos, no existiendo un umbral de endeudamiento único. Este resultado es coherente con los límites establecidos por miembros de la Unión Europea, en su medición del riesgo sistémico (European Systemic Risk Board, 2020).

GRAFICO 6

UMBRAL DE ENDEUDAMIENTO SEGUN NIVEL DE INGRESO PARA HOGARES CON CREDITO HIPOTECARIO



Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

Nota: La línea naranja representa al umbral de 51% cuando no se considera el nivel de ingreso. El eje de la ordenada representa las RCI y el de la abscisa el ingreso en pesos chilenos.

El Gráfico 6 muestra un resultado análogo al presentado en el Gráfico 5, pero considerando a los deudores con crédito hipotecario, donde a mayor nivel de ingresos más alto es el umbral de endeudamiento de los hogares. El detalle de los resultados en los Gráficos 5 y 6, y los resultados para la RDI, se presentan en el Anexo B.

Los resultados de esta subsección pueden resumirse en las siguientes reglas:

- Un hogar sin deuda hipotecaria está sobreendeudado si:
 $RCI > 0,1329 \cdot \ln(\text{ingreso mensual}) - 1,6174$ o
 $RDI > 3,2162 \cdot \ln(\text{ingreso mensual}) - 39,134$
- Un hogar con deuda hipotecaria estaría sobreendeudado si:
 $RCI > 0,1529 \cdot \ln(\text{ingreso mensual}) - 1,6829$ o
 $RDI > 21,347 \cdot \ln(\text{ingreso mensual}) - 234,946$
- En cualquier otro caso, el hogar no estaría sobreendeudado.

Aplicando estas reglas a la población chilena, utilizando la EFH2017 y sus factores de expansión, se encuentra que el 28,6% de los hogares chilenos estarían sobreendeudados. A continuación se presenta la descomposición del endeudamiento de los hogares chilenos (Tabla 6).

TABLA 6
ENDEUDAMIENTO DE LOS HOGARES CHILENOS

	RDI ≤ RDI*	RDI > RDI*
RCI ≤ RCI*	55,5%	1,9%
RCI > RCI*	26,7%	15,9%

Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

Nota: Umbrales de la razón de carga financiera a ingreso de los hogares (RCI*) y de la razón de deuda a ingreso de los hogares (RDI*).

En primer término, destacar que 15,9% de los hogares chilenos estaría sobreendeudado tanto en el corto plazo (RCI > RCI*) como en el largo plazo (RDI > RDI*). En tanto, 26,7% de los hogares estaría sobreendeudado en el corto plazo, pero no en el largo plazo, y solo 1,9% de los hogares tendría sobreendeudamiento en el largo plazo sin estarlo en el corto plazo.

Estos resultados indicarían que el sobreendeudamiento de los hogares chilenos estaría fuertemente explicado por una alta carga financiera mensual respecto de sus ingresos. Dicho de otro modo, por sobreendeudamiento de corto plazo. Este hecho sería consistente con el significativo uso de tarjetas y líneas de crédito que realizan los hogares chilenos.

Finalmente, la Tabla 7 presenta una desagregación de los hogares chilenos dependiendo de si están sobreendeudados o no, y si cuentan o no con deuda hipotecaria. En este caso el porcentaje de hogares sobreendeudados es mayor entre aquellos sin deuda hipotecaria (51,2%), respecto de los con deuda hipotecaria (30,6%). Además, una

proporción similar de los hogares sin o con deuda hipotecaria estarían sobreendeudados en el corto plazo ($RCI > RCI^*$), pero no en el largo plazo ($RDI \leq RDI^*$). Por último, 21,7% de los hogares sin deuda hipotecaria presentaría sobreendeudamiento tanto de corto como de largo plazo, porcentaje muy superior al de aquellos con deuda hipotecaria (3,8%).

TABLA 7
SOBREENDEUDAMIENTO DE LOS HOGARES CHILENOS

	Hogares sin deuda hipotecaria (%)	Hogares con deuda hipotecaria (%)
$RCI \leq RCI^*$ y $RDI \leq RDI^*$	48,8	69,4
Sobreendeudados		
$RCI > RCI^*$ o $RDI > RDI^*$	51,2	30,6
$RCI \leq RCI^*$ y $RDI > RDI^*$	2,8	0,2
$RCI > RCI^*$ y $RDI \leq RDI^*$	26,8	26,6
$RCI > RCI^*$ y $RDI > RDI^*$	21,7	3,8
Participación dentro del total	67,3	32,7

Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

Nota: Los hogares con deuda representan el 65% del total de hogares.

6. CONCLUSIONES

Los hogares han incrementado significativamente su nivel de endeudamiento durante los últimos años tanto en economías desarrolladas como emergentes, por lo que contar con umbrales de endeudamiento sostenible de los hogares se hace relevante desde el punto de vista regulatorio y de monitoreo.

En este documento se propone una metodología que permite determinar umbrales de endeudamiento sostenible de los hogares tanto a nivel agregado como según nivel de ingreso. Así se determinaron umbrales para los indicadores de endeudamiento de corto plazo (carga financiera a ingreso) y de largo plazo (deuda a ingreso). Para la aplicación de la metodología propuesta se estudió el caso de Chile, país con los hogares con mayor endeudamiento en Latinoamérica.

La metodología propuesta emplea la encuesta financiera de hogares del BCCh e información de la CMF y sería factible de implementar en aquellas economías donde exista una encuesta financiera de hogares y tasas de interés máximas, establecidas por el regulador financiero.

Los resultados indican que aproximadamente 29% de los hogares chilenos estaría sobreendeudado, que los umbrales de endeudamiento de los hogares chilenos son crecientes en su nivel de ingreso, que estos difieren dependiendo de la tenencia de

deuda hipotecaria, y que el sobreendeudamiento en Chile sería principalmente de corto plazo (alta carga financiera mensual respecto de sus ingresos).

Una de las características de la metodología propuesta dice relación con que la condición de sobreendeudamiento no solo obedece a aspectos relacionados con el deudor, sino que también a condiciones de mercado (TMC, costo de financiamiento, entre otros). Por ejemplo, un deudor podría pasar a estar sobreendeudado, aun cuando mantenga el mismo nivel en los indicadores de endeudamiento, si la TMC disminuye. No obstante, esto es consistente con la definición conceptual propuesta de sobreendeudamiento, pues la capacidad de la banca de ofrecer consolidación de deuda depende de condiciones de mercado.

Una posible línea de investigación futura sería extender la metodología propuesta considerando probabilidades de incumplimiento específicas para cada hogar, según sus características particulares, afectando la tasa implícita en caso de renegociación. No obstante, si bien esta extensión generaría una métrica más precisa, su aplicación reviste mayor complejidad.

REFERENCIAS

- ALEGRIA, A. y J. BRAVO (2016). “Análisis de riesgo de los deudores hipotecarios en Chile”, *Revista de Análisis Económico* 31 (2), pp. 37-64.
- ALFARO, R. y N. GALLARDO (2012). “The determinants of household debt default”, *Revista de Análisis Económico* 27 (1), pp. 55-70.
- BANCO CENTRAL DE CHILE (2019). “Informe de Estabilidad Financiera Segundo Semestre 2019” (Santiago). 2 de mayo de 2022, <<https://www.bcentral.cl/contenido/-/detalle/informe-de-estabilidad-financiera-segundo-semestre-2019>>.
- BANCO CENTRAL DE CHILE (2021). “Informe de Estabilidad Financiera Segundo Semestre 2021” (Santiago). 2 de mayo de 2022, <<https://www.bcentral.cl/contenido/-/detalle/informe-de-estabilidad-financiera-segundo-semestre-2021>>.
- BETTI, G.; N. DOURMASHKIN; M. ROSSI y Y. P. YIN (2007). “Consumer over-indebtedness in the EU: measurement and characteristics”, *Journal of Economic Studies* 34 (2), pp. 136 - 156.
- CIFUENTES, R.; P. MARGARETIC y T. SAAVEDRA (2020). “Measuring households’ financial vulnerabilities from consumer debt: Evidence from Chile”, *Emerging Markets Review* 43 (C).
- COMISION PARA EL MERCADO FINANCIERO (2022). “Compendio de Normas Contables, Capítulo B-1” (Santiago). 2 de mayo de 2022, <<https://www.cmfchile.cl/portal/principal/613/w3-propertyvalue-29911.html>>.
- COMISION PARA EL MERCADO FINANCIERO (2021). “Informe de Endeudamiento” (Santiago). 2 de mayo de 2022, <https://www.cmfchile.cl/portal/estadisticas/617/articles-50036_doc_pdf.pdf>.
- D’ALESSIO, G. y S. IEZZI (2013). “Household over-indebtedness: definition and measurement with Italian data”, *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)* Number 149, Banca d’Italia, (Roma). 2 de mayo de 2022. <<https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/qef/2013-0149/index.html?com.dotmarketing.htmlpage.language=1&dotcache=refresh>>.
- DEL-RIO, A. y G. YOUNG (2008). “The impact of unsecured debt on financial pressure among British Households”, *Applied Financial Economics* 18 (15), pp. 1209-1220.
- DEY, S.; R. DJOUDAD y Y. TERALIJA (2008). “A Tool for Assessing Financial Vulnerabilities in the Household Sector”, *Bank of Canada Review* 2008 (Summer), pp. 47-56.

- EUROPEAN COMMISSION (2008). “Towards a Common Operational European Definition of Over-indebtedness” (Brussels). 2 de mayo de 2022. <<http://csdle.lex.unict.it/docs/labourweb/Towards-a-common-operational-European-definition-of-over-indebtedness/4038.aspx>>.
- EUROPEAN COMMISSION (2010). “Over-indebtedness: New evidence from the EU-SILC special module”, Research note 4/2010 (Brussels). 2 de mayo de 2022. <<https://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=9817&langId=en>>
- EUROPEAN SYSTEMIC RISK BOARD (2021). “A Review of Macroprudential Policy in the EU in 2020” (Frankfurt). 2 de mayo de 2022. <https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/reports/review_macroprudential_policy/esrb.report.20210701_review_macroprudential_policy_2020~ac542128f9.en.pdf?ab5fc916647bd630364f87caaafaeedd>.
- FERRARI, A.; O. MASETTI y J. REN (2018). “Interest Rate Caps The Theory and The Practice”, Policy Research Working Paper 8398, World Bank Group (Washington D.C.). 2 de mayo de 2022. <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29668>>.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2017). “Global Financial Stability Report October 2017” (Washington D.C.). 2 de mayo de 2022. <<https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2017/09/27/global-financial-stability-report-october-2017>>.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2022). Global Debt Database (Washington D.C.). 2 de mayo de 2022. <<https://www.imf.org/external/datamapper/datasets/GDD>>.
- JOHANSSON, M. y M. PERSSON (2006). “Swedish households’ indebtedness and ability to pay: a household level study”, *Sveriges Riksbank, Economic Review* 2006 (3), pp. 24-40.
- LOPEZ, D.; A. TOBAR y R. VERGARA (2018). “Factores determinantes del incumplimiento en créditos de consumo en una cooperativa de ahorro y crédito”, *Revista Chilena de Economía y Sociedad* diciembre 2018, pp. 40-60.
- LESSMANN, S.; B. BAESENS; H-V SEOWD y L. C. THOMAS (2015). “Benchmarking state-of-the-art classification algorithms for credit scoring: An update of research”, *European Journal of Operational Research* Vol. 247 (1), pp. 124-136.
- MADEIRA (2019). “The impact of interest rate ceilings on households’ credit access: Evidence from a 2013 Chilean legislation”, *Journal of Banking and Finance* 106, pp. 166-179.
- MAIMBO, S. y C. HENRIQUEZ (2014). “Interest Rate Caps around the World Still Popular, but a Blunt Instrument”, Policy Research Working Paper 7070, World Bank Group (Washington D.C.). 2 de mayo de 2022. <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/20494>>.
- MARTINEZ, F.; R. CIFUENTES; C. MADEIRA y R. POBLETE (2013). “Measurement of Household Financial Risk with the Survey of Household Finances”, Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile N° 682 (Santiago). 2 de mayo de 2022. <https://www.bcentral.cl/web/banco-central/detalle-noticias-y-publicaciones/-/asset_publisher/Exzd719NC3Y6/content/documento-de-trabajo-n-682>.
- MICHELANGELI, V. y M. PIETRUNTI (2014). “A Microsimulation Model to Evaluate Italian Households’ Financial Vulnerability”, Bank of Italy Occasional Paper N° 225 (Rome). 2 de mayo de 2022. <<https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/qef/2014-0225/QEF-225.pdf>>.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (2017). “OECD Economic Outlook”, Volume 2017 Issue 2 (Paris). 2 de mayo de 2022. <https://read.oecd-ilibrary.org/economics/oecd-economic-outlook-volume-2017-issue-2_eco_outlook-v2017-2-en#page2>.
- ORMAZABAL, F. (2014). “Variables que afectan la tasa de incumplimiento de créditos de los chilenos”, *Revista de Análisis Económico* 29 (1), pp. 3-16.
- PULGAR, C. y C. ROJAS (2019). “Estimación de prima por riesgo de crédito y otros costos implícitos en tasas de interés de créditos bancarios”, Documento de trabajo de la Comisión para el Mercado Financiero N° 03/19 (Santiago). 2 de mayo de 2022. <https://www.cmfchile.cl/portal/estadisticas/617/articles-27184_doc_pdf.pdf>.
- RUDOLPH, K. (2006). *Bargaining Power Effects in Financial Contracting: A Joint Analysis of Contract Type and Placement Mode Choices*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer Berlin, Heidelberg.
- RUIZ-TAGLE, J.; L. GARCIA y A. MEDINA (2013). “Proceso de endeudamiento y sobreendeudamiento de los hogares en Chile”, Documentos de Trabajo del Banco Central de

- Chile N° 703 (Santiago). 2 de mayo de 2022. <<https://www.bcentral.cl/contenido/-/detalle/proceso-de-endeudamiento-y-sobre-endeudamiento-de-los-hogares-en-chile-4>>.
- STIGLITZ, J. y A. WEISS (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review* 71 (3): 393-410.
- TIONGSON, R.; N. SUGAWARA; V. SULLA; A. TAYLOR; A. GUEORGUIEVA; V. LEVIN y K. SUBBARAO (2010). "The Crisis Hits Home: Stress-Testing Households in Europe and Central Asia", World Bank Group (Washington D.C.). 2 de mayo de 2022. <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2396>>.
- VATNE, B. (2006). "How large are the financial margins of Norwegian households? An analysis of micro data for the period 1987-2004?", *Norges Bank Economic Bulletin* 77 (4), pp. 173-180.

ANEXO A

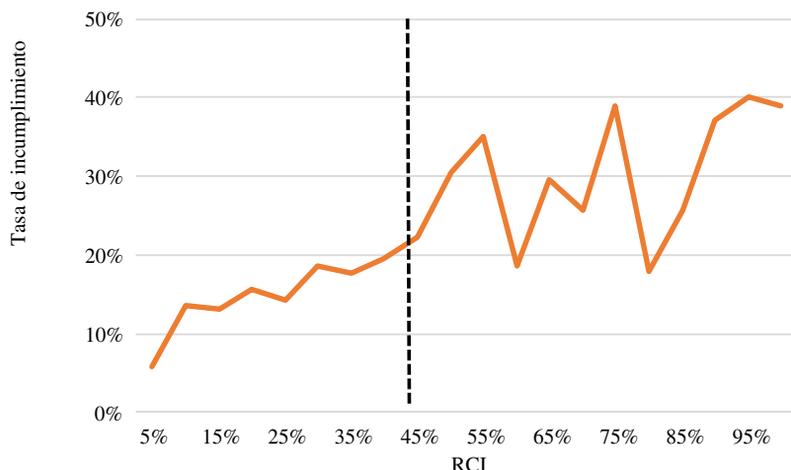
En este anexo se discuten brevemente los enfoques en la literatura que estudian los umbrales de endeudamiento, y que pueden dividirse en aquellos basados en el comportamiento de pago (Dey, Djoudad y Terajima, 2008; Martínez *et al.*, 2013; Michelangeli y Pietrunti, 2014) y aquellos que consideran la percepción de endeudamiento de los hogares (Del-Río y Young, 2008; D’Alessio y Iezzi, 2013; Cifuentes, Margaretic y Saavedra, 2020).

Enfoque basado en el comportamiento de pago

El enfoque basado en el comportamiento de pago sugiere que el endeudamiento de un hogar se hace insostenible cuando existe un quiebre abrupto o un cambio estructural en la probabilidad de incumplimiento. Replicando el enfoque basado en el comportamiento de pago en Dey, Djoudad y Terajima (2008) y Martínez *et al.* (2013), y la información de la EFH2017, se estiman tasas e indicadores de endeudamiento para los hogares a nivel agregado (Gráfico A.1).

GRAFICO A.1

TASA DE INCUMPLIMIENTO SEGUN NIVEL DE ENDEUDAMIENTO (RCI) PARA EL TOTAL DE HOGARES



Fuente: Elaboración propia a base de la EFH2017.

En el Gráfico A.1 se observa que para el total de hogares la tasa de incumplimiento aumenta significativamente a partir de un nivel de endeudamiento (RCI) del 45%, siendo ese el umbral de endeudamiento considerado como sostenible. Sin embargo, a partir de ese nivel de endeudamiento no se observa monotonía en la curva que relaciona la tasa de endeudamiento con la RCI. Además, este umbral de endeudamiento sería muy superior al 30% encontrado para economías desarrolladas por Tiongson *et al.* (2010) y Michelangeli y Pietrunti (2014).

Una posible explicación para la ausencia de monotonía en la relación entre la tasa de incumplimiento y el nivel de endeudamiento puede ser que el riesgo de crédito se ve afectado por este último (Madeira, 2019). En particular, el nivel de endeudamiento y nivel de ingreso explicarían conjuntamente al incumplimiento, por lo que sería necesario controlar por ambas variables simultáneamente.

Luego, si bien el enfoque basado en el comportamiento de pago tendría el beneficio de su simpleza, este no permitiría la obtención de umbrales de endeudamiento estadísticamente robustos.

Enfoque basado en la percepción de los hogares

En este enfoque desarrollado en D'Alessio y Jezzi (2013) se determina los umbrales de endeudamiento maximizando la correlación entre el nivel de endeudamiento efectivo de los hogares y la angustia de estos respecto de sus deudas. La aplicación de este enfoque es posible para el caso chileno, ya que la EFH2017 incluye la siguiente pregunta: "Tomando en cuenta todas las deudas de su hogar: ¿Cómo calificaría el nivel de endeudamiento de su hogar?", siendo las respuestas "1. Excesivo, 2. Alto, 3. Moderado, 4. Bajo". La Tabla A.1 muestra los resultados para los hogares endeudados.

TABLA A.1

PERCEPCION DE ANGUSTIA POR ENDEUDAMIENTO

Respuesta	Participación (%)
1. Excesivo	11
2. Alto	24
3. Moderado	46
4. Bajo	19

Fuente: EFH2017.

Así, se correlacionan el nivel de endeudamiento de los hogares con su respuesta en la EFH2017, calculando el estadístico de la prueba χ^2 de Pearson definido por la ecuación (A.1).

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}, \quad (\text{A.1})$$

donde O_{ij} es el número de hogares con angustia “i” y un nivel de sobreendeudamiento “j”, y E_{ij} es el número esperado de observaciones asumiendo que no existe correlación. Luego $E_{ij} = \left(\sum_k O_{ik}\right) \cdot \left(\sum_k O_{kj}\right) / N$, donde N representa el total de observaciones.

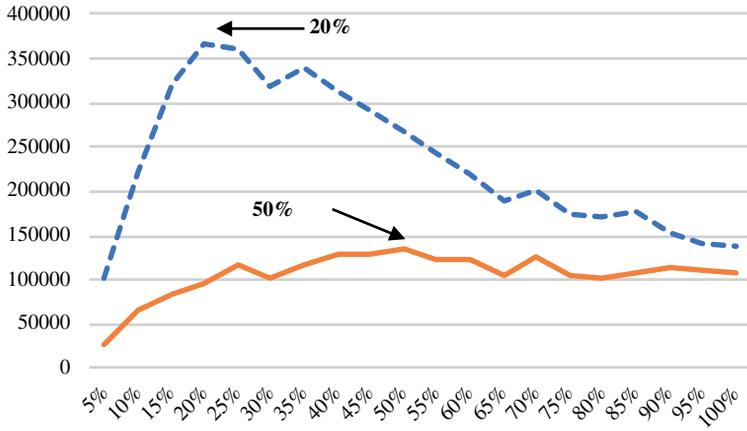
De este modo mientras mayor sea el estadístico χ^2 de Pearson, mayor es la posibilidad de rechazar la hipótesis que sugiere la independencia entre las segmentaciones por angustia económica y aquellas a base de indicadores de endeudamiento. Con ello, el umbral de endeudamiento corresponde a aquel que maximiza el estadístico χ^2 de Pearson y por tanto aquel con la mayor correlación entre el nivel de endeudamiento y la angustia económica.

Los resultados del estadístico descrito por la ecuación (A.1) se presentan en el Gráfico A.2 para el total de hogares. Cuando se considera la medida de angustia “Excesiva” se obtienen umbrales de RCI=50% y RDI=1, mientras que para la medida de angustia “Excesiva o alta” los umbrales de endeudamiento son de RCI=20% y RDI=0,5. Así, se observa que a pesar de que estos umbrales generan una correlación significativa, no son robustos para las diferentes medidas de angustia y por tanto no entregan un resultado del todo confiable.²⁷ En esta línea, D’Alessio y Iezzi (2013) señalan explícitamente que la medida de angustia económica es subjetiva y por tanto tiene limitaciones, tratándose de una métrica de sobreendeudamiento imperfecta.

²⁷ Estadísticos superiores a 3,84 generan valores-p inferiores a 5%.

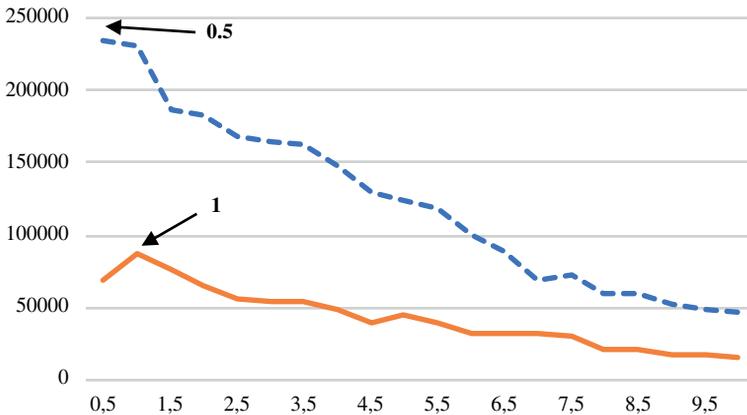
GRAFICO A.2

ENDEUDAMIENTO Y MEDIDAS DE PERCEPCION DE ANGUSTIA PARA EL TOTAL DE HOGARES



RCI

Excesiva o alta Excesiva



RDI

Excesiva o alta Excesiva

Fuente: Elaboración propia a base de D' Alessio y Iezzi (2013) y EFH2017.

Nota: El eje Y refleja el nivel del estadístico χ^2 de Pearson, considerando el respectivo umbral del eje X.

ANEXO B

TABLA A.2

RESULTADOS DE LA METODOLOGIA PROPUESTA

Ingresos (en pesos)	Deudores con crédito hipotecario		Deudores sin crédito hipotecario	
	RCI (%)	RDI	RCI (%)	RDI
100.000	9	13	n/a	n/a
200.000	19	26	1	0,2
300.000	24	34	6	1,5
400.000	29	40	10	2,4
500.000	32	45	13	3,1
600.000	35	49	15	3,6
700.000	37	52	17	4,1
800.000	39	54	19	4,6
900.000	41	57	20	4,8
1.000.000	43	60	22	5,3
1.100.000	44	61	23	5,6
1.200.000	45	63	24	5,8
1.300.000	47	66	25	6,1
1.400.000	48	67	26	6,3
1.500.000	49	68	27	6,5
1.600.000	50	70	28	6,8
1.700.000	51	71	29	7,0
1.800.000	52	73	30	7,2
1.900.000	53	74	30	7,3
2.000.000	53	74	31	7,5
2.100.000	54	75	32	7,7
2.200.000	55	77	32	7,7
2.300.000	56	78	33	8,0
2.400.000	56	78	33	8,0
2.500.000	57	80	34	8,2
2.600.000	58	81	35	8,5
2.700.000	58	81	35	8,5
2.800.000	59	82	36	8,7
2.900.000	59	82	36	8,7
3.000.000	60	84	37	8,9
3.100.000	60	84	37	9,0
3.200.000	61	85	37	9,0
3.300.000	61	85	38	9,2
3.400.000	62	87	38	9,2
3.500.000	62	87	39	9,4
3.600.000	63	88	39	9,4
3.700.000	63	88	39	9,5
3.800.000	64	89	40	9,7
3.900.000	64	89	40	9,7
4.000.000	65	91	41	9,9

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los ingresos considerados se establecieron para efectos numéricos. Para los ingresos de 100.000 pesos no existía una RCI que permitiese generar una tasa implícita más *spread* inferior a la TMC. Consecuentemente tampoco fue posible determinar una RDI.

PANDEMIA COVID-19: IMPACTO ECONOMICO Y POLITICAS ANTICICLICAS. SIMULACIONES BASADAS EN UN MODELO DE EQUILIBRIO GENERAL COMPUTADO DE ARGENTINA

COVID-19 PANDEMIA: ECONOMIC IMPACT AND ANTICYCLICAL POLICIES. SIMULATIONS BASED ON A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM MODEL OF ARGENTINA

DANIEL OKS*

Sin afiliación académica actual. Anteriormente: Docente UBA, UADE

OMAR CHISARI**

IIEP-UBA

JUAN PABLO VILA MARTINEZ***

UADE - Universidad Argentina de la Empresa

Resumen

Se ha adaptado un modelo de equilibrio general computado de Argentina para analizar el impacto de la pandemia Covid-19 en la economía y el rol de las políticas anticíclicas para mitigar dicho impacto. Las simulaciones del modelo arrojan resultados consistentes con lo observado en 2020 mostrando un fuerte impacto negativo en el PBI, el desempleo y el bienestar de los hogares. El paquete de políticas anticíclicas logra mitigar en el corto plazo el impacto adverso acerca de algunas variables macroeconómicas y, en particular, respecto del bienestar. Pero a mediano y largo plazo, la menor acumulación de capital y creciente endeudamiento implican menor crecimiento y bienestar. Una política fiscal sostenible –que establezca la relación deuda-producto– permite mediante mayor inversión y empleo que la economía y el bienestar recuperen los niveles del escenario base (recién) al cabo de 10 años.

Palabras clave: *Modelos de equilibrio general computables, Covid-19, Argentina, Política anticíclica.*

Clasificación JEL: C68.

* Desarrollista privado. E-mail: danieloks1@gmail.com

** UBA-CONICET. E-mail: ochisari@gmail.com

*** UADE. E-mail: juanpablovilam@gmail.com

Abstract

A computable general equilibrium model of Argentina was adapted to analyze the impact of the Covid-19 pandemia on the economy and to assess the mitigating effects of anticyclical policies. The simulations are consistent with the observed performance of GDP, unemployment and social welfare. The anticyclical program is effective in reducing the short term adverse impact on several economic and social indicators, particularly, on social welfare. But over the medium and long term, smaller capital accumulation and sovereign indebtment imply lower growth and welfare. A sustainable fiscal policy –that stabilizes the debt-GDP ratio– allows the economy to, through higher investment and employment creation recover the base scenario levels (only) after 10 years.

Keywords: Computable General Equilibrium, Covid-19, Argentina, Anticyclical Policy.

JEL Classification: C68.

1. INTRODUCCION

Más allá de las graves consecuencias sanitarias, la pandemia generada por el virus Covid-19 ha impactado muy negativamente en la economía global. Latinoamérica y dentro de la región Argentina están entre los territorios más golpeados tanto en términos sanitarios como económicos. Los efectos macroeconómicos de corto plazo de la pandemia han sido comparables a los de una guerra mundial, pero el costo económico de largo plazo los trasciende y puede afectar el desarrollo; aún se sabe poco de ellos.

En particular, la cuantificación de dichos posibles escenarios es limitada. Son pocos los trabajos que evalúan dichas interrelaciones. Para dicho propósito este trabajo propone un modelo de equilibrio general computado, multiseccional y dinámico de la economía argentina. El modelo, calibrado con datos de una matriz de contabilidad social, es utilizado para efectuar una primera evaluación del impacto del Covid-19 y, en especial, para apreciar de las consecuencias de las medidas anticíclicas implementadas en 2020-2021. ¿En qué medida las soluciones de hoy tienen consecuencias en la trayectoria futura? ¿Son eficaces y relevantes? ¿Son sus resultados transitorios o dejan una huella duradera?

Se verá que el paquete de políticas anticíclicas logra mitigar el impacto adverso en algunas variables macroeconómicas y, en particular, en el bienestar. Pero a mediano plazo, la menor acumulación de capital y creciente endeudamiento implican menor crecimiento y bienestar. Una política fiscal sostenible –que estabilice la razón deuda-

producto— permite que la economía y el bienestar recuperen los niveles del escenario base recién al cabo de 10 años.

¿Cuáles fueron los efectos en la economía? En principio, la imposición de restricciones a la movilidad de trabajadores y consumidores —más allá de las restricciones voluntarias preventivas— conllevó en forma directa una brusca caída en la oferta y demanda de bienes y servicios afectando severamente a empresas y hogares agudizando situaciones de pobreza y desigualdad. Las restricciones de circulación estuvieron asociadas a políticas de confinamiento y aislamiento social preventivo y un conjunto de políticas sanitarias que también impactaron en forma directa en la economía trayendo recursos del sector público para el sector sanitario (testeos, trazabilidad, terapias intensivas, capacidad hospitalaria, equipamiento, vacunas, entre otros). A largo plazo se anticipa un fuerte impacto en la economía originado en menor acumulación de capital humano debido a los problemas sanitarios y la disrupción del sistema educativo.

El impacto económico directo se vio solo parcialmente aliviado por la sustitución parcial de trabajo presencial por trabajo virtual (teletrabajo) y un fuerte aumento del comercio electrónico reemplazando el consumo presencial. Dichas sustituciones —facilitadas por un salto en la inversión y uso de tecnologías digitales— en muchos casos no fueron posibles —por ejemplo, en los sectores de turismo y transporte aéreo— y en otros fueron de alcance limitado. En el caso de la educación virtual, la restricción institucional y la infraestructura digital constituyeron un gran limitante y agravante de las desigualdades preexistentes.

El impacto económico de la pandemia se vio agravado por efectos indirectos resultado de la reducción de ingresos, la liquidación de inventarios, el fuerte aumento del endeudamiento, la emisión monetaria, y mayor proteccionismo entre otros. Pero tal vez el mayor impacto provenga de la incertidumbre asociada a la pandemia proveniente entre otras cosas de posibles mutaciones y nuevas cepas del virus y de cambios en la organización económica en la postpandemia. ¿Cómo será la estructura de la economía en la postpandemia? ¿Cuánta sustitución de trabajo presencial por trabajo remoto continuará y en función de ello cuál será el futuro de la organización del trabajo y del uso del espacio-territorio? ¿Cuánto se acelerará el proceso de innovación y cambio tecnológico y qué consecuencias tendrá para el empleo y el rol del Estado? La suma de estos efectos indirectos tiene consecuencias económicas difíciles de evaluar y con potenciales efectos disruptivos en el bienestar, el empleo y el crecimiento económico.

La suma de *shocks* económicos directos e indirectos conllevó a una rápida y decisiva intervención de los gobiernos para mitigar la caída de ingresos y la inestabilidad económica de individuos, empresas e instituciones. Hubo importantes transferencias y asistencia a familias y empresas mediante subsidios, créditos y beneficios tributarios. La contrapartida fiscal ha sido un proceso de fuerte endeudamiento público y privado, particularmente en los países de mayores ingresos donde los paquetes de asistencia representaron más de 10 puntos del PBI en 2020.

El alcance, impacto y sostenibilidad de las medidas de carácter anticíclico dependen en cada país de su espacio de financiamiento, de la eficiencia con que los recursos se asignan, de la efectividad de la estrategia sanitaria y de las capacidades institucionales. En el mediano y largo plazo el mayor endeudamiento resultante puede poner en juego la sostenibilidad fiscal y los incentivos a la inversión privada comprometiendo el crecimiento de largo plazo. En la coyuntura actual de tasas de interés reales negativas el mayor endeudamiento no ocupa la lista de prioridades en los países desarrollados. Sin embargo, en el caso de países en desarrollo, más cerca de los límites tolerables de financiamiento, el mayor endeudamiento puede comprometer la estabilidad macrofinanciera perjudicando sus prospectos de crecimiento.

En el caso de Argentina el impacto de la pandemia –agravado por una de las cuarentenas más prolongadas del mundo– se suma a un cuadro previo de estancamiento crónico con alta inflación, problemas de sostenibilidad fiscal, una severa restricción de financiamiento, y elevada informalidad y pobreza estructural. En el contexto de la pandemia todos estos factores se han visto ampliados generando importantes interrogantes respecto del alcance y las limitaciones de las políticas públicas para mitigarlos. En Argentina, la restricción de financiamiento doméstico y externo ha operado como un fuerte condicionamiento al alcance de las políticas fiscales y estresando al mismo tiempo a la emisión monetaria como la principal fuente de fondeo. La percepción de insolvencia e iliquidez del Estado argentino impide que el país pueda beneficiarse de condiciones financieras internacionales favorables. En ese marco, los desequilibrios fiscales primarios se traducen en desequilibrios financieros y monetarios mayores y presión inflacionaria e impositiva creciente –un desincentivo a la producción de bienes y a la inversión–.

El objetivo del presente trabajo es evaluar cuantitativamente con un modelo de equilibrio general computado (MEGC) dinámico de Argentina el impacto del Covid-19 y el de las políticas fiscales anticíclicas adoptadas en las principales variables macroeconómicas y de bienestar y en el sendero de desarrollo. Para ello se procede a: i) formular un modelo de equilibrio general computado dinámico de Argentina teniendo en cuenta características estructurales particulares (por ejemplo, rigidez salarial y desempleo) y algunos efectos específicos de la pandemia en el comportamiento de la inversión y el mercado laboral –un *shock* de productividad negativo exógeno (diferenciado por sectores)–; ii) evaluar en dicho contexto el impacto en el crecimiento, el desempleo y el bienestar del *shock* de productividad; iii) estimar el impacto de corto y mediano plazo de las políticas fiscales anticíclicas adoptadas por el gobierno; y iv) analizar el impacto de estrategias fiscales alternativas de mediano plazo (estabilización de deuda pública) para mitigar el impacto de la pandemia en el largo plazo.

El modelo está calibrado con datos de la economía argentina; ello permite efectuar simulaciones con resultados cuantitativos. El enfoque propuesto está desagregado en varios sectores económicos (primario, secundario, terciario), hogares, gobierno y sector externo. A su vez, los hogares están divididos en cinco deciles de ingreso con distintas participaciones de trabajo y capital en sus estructuras de ingresos. Se trata

de un enfoque dinámico y recursivo para el ahorro y la inversión bajo un *shock* de productividad (la pandemia) con un horizonte de simulación de 10 años.

El modelo es restrictivo en cuanto a que no capta muchos de los canales de impacto de la pandemia en la economía descriptos. Por ejemplo, no tiene en cuenta el impacto de largo plazo en el crecimiento y el bienestar del (importante) efecto negativo de la pandemia respecto del capital humano. Asimismo, la tasa de interés de la deuda soberana se supone fija (riesgo país constante); tampoco está modelado el mercado de dinero, por lo que no se evalúa el impacto de la emisión monetaria para financiar los déficits fiscales de la inflación. Estas omisiones deben tenerse en cuenta al evaluar el alcance del análisis de sustentabilidad fiscal. A los efectos del análisis del impacto económico de la pandemia, se optó por dejarlos afuera en beneficio de la simpleza del modelo y la interpretación de los resultados¹.

Metodológicamente el modelo empleado explora la dirección de causalidad que va de la pandemia a la economía; y no así en la dirección contraria. Una parte de la literatura se concentra en enfatizar las interacciones entre modelos macroeconómicos y modelos epidemiológicos en un marco de crecimiento óptimo. En ese enfoque alternativo existe una doble dirección de causalidad: la *performance* epidemiológica retroalimenta a las variables económicas (la mortandad y el aislamiento social reducen la oferta laboral); y la economía impacta en la evolución de la epidemia (menor actividad implica menor riesgo de exposición a focos infecciosos, por ejemplo). Dichos modelos en general padecen de la limitación de ser modelos económicos altamente agregados perdiéndose los beneficios del análisis multisectorial. El enfoque de causalidad de pandemia a economía aquí abordado es a su vez un enfoque positivo (en lugar de normativo) con foco en la necesidad de resolver los desajustes y *shocks* inmediatos en una economía con limitado margen de maniobra mediante herramientas fiscales y el ulterior impacto de estas y del *shock* de productividad en el crecimiento, la distribución del ingreso y el bienestar.

En la sección 2 se describen los principales efectos económicos de la pandemia en el mundo, la región y Argentina. En la sección 3 se hace una breve reseña de los modelos macroeconómicos usados para analizar la pandemia (en particular de aquellos que han intentado cuantificar su impacto económico) y se presentan las principales características del modelo. La sección 4 describe el modelo de equilibrio general computado (MEGC) dinámico y las principales adaptaciones efectuadas. En la sección 5 se presentan y analizan los principales resultados. En la sección 6 se resumen las conclusiones. En el Anexo 1 se presenta la estructura analítica simplificada del MEGC. En el Anexo 2 se describe la metodología de construcción del *shock* de productividad utilizado como proxy de la pandemia. En el Anexo 3 se

¹ No obstante ello, los escenarios fiscales desarrollados implícitamente toman en cuenta el impacto del *shock* de productividad y las políticas anticíclicas en la sustentabilidad fiscal por medio de las simulaciones de la estabilización o no del endeudamiento soberano en relación con el PBI.

presentan las simulaciones a 10 años de los 4 escenarios tratados: base, pandemia, políticas anticíclicas y equilibrio fiscal.

2. EL IMPACTO ECONOMICO DE LA PANDEMIA

2.1. Covid-19: Impacto en la economía global

La pandemia ha causado una disrupción masiva y sistémica en la economía global: en 2020 se produjeron caídas en los ingresos per cápita en más del 90% de los países en desarrollo y emergentes siendo la caída en el PBI global la más importante después de las dos guerras mundiales y la crisis de la década del 30 en el siglo XX. Tras dos décadas de reducciones en los indicadores de pobreza, esta se retrotraerá a los niveles de 2017. La fuerte caída de actividad resultante conllevó a una importante caída de ingresos que sumada al aumento en la incertidumbre produjeron en fases sucesivas una importante contracción de la oferta y demanda agregada. Las consecuencias adversas para el capital empresario y humano se originaron en el cierre de empresas, el deterioro de la salud física, mental y social, la disrupción de la educación, la pérdida de empleo y la contracción de la inversión.

Según un Informe del Banco Mundial (2021) en 2020 la economía global habría caído 4,3% interanual –frente a un crecimiento de 2,3% en 2019–. Las caídas fueron más pronunciadas en los países desarrollados (-5%) que en el resto de los países (excluyendo China -2,6%); China tuvo una fuerte recuperación tras la caída de los primeros meses promediando un crecimiento estimado de 2% en 2020. Regionalmente la caída estuvo distribuida en forma heterogénea con las caídas más marcadas en América Latina y el Caribe (-6,9%) y Asia del Sur (-6,9%).

La fuerte caída de ingresos de hogares y empresas conllevó un esfuerzo sin precedentes de los gobiernos en sostener mediante asistencia monetaria, fiscal y financiera a los mismos. El aumento en los déficits de los gobiernos se tradujo en un rápido aumento del endeudamiento de los países en desarrollo y emergentes que pasó de 53% del PBI en 2019 a un valor estimado de 62% en 2020. Los países más desarrollados, al tener un mayor espacio de financiamiento, incrementaron su endeudamiento soberano más rápido pasando de 83% del PBI en 2019 a 99% del PBI en 2020 (Banco Mundial, *op. cit.*). En los países en desarrollo y emergentes se produjo una fuerte caída en los flujos de capitales.

En 2021 se observan importantes diferencias entre países en la contención sanitaria de la pandemia dependiendo de la capacidad de testeo, trazabilidad y confinamiento selectivo; la capacidad de compra y distribución de vacunas; la gestión del sistema sanitario, incluyendo protocolos, tratamientos, capacidades hospitalarias; las características urbanas y culturales (niveles de hacinamiento e informalidad); y las posibilidades económicas de afrontar las inversiones necesarias. Dichas diferencias aumentarán las desigualdades regionales y entre países y también limitarán el potencial

de rebote económico de los países más pobres. La desigualdad económica se ve a su vez exacerbada por las diferencias de espacio fiscal y financiero para implementar políticas anticíclicas.

Las previsiones de crecimiento del Banco Mundial indican que a mediano plazo no se recuperará la brecha frente al escenario contrafáctico sin pandemia. El impacto a largo plazo de la virtual parálisis educativa en muchos países es estimado por dicho organismo en un nivel cercano al 10% del PBI global. El aumento del endeudamiento genera incertidumbre en el mediano y largo plazo ante eventuales subas de la inflación/ tasas de interés y dinámicas de deuda explosivas que pueden comprometer su acceso a los mercados de capitales de países altamente endeudados o insolventes.

América Latina es una de las regiones más golpeadas por el Covid-19. Según algunas estimaciones, América Latina padeció una caída del PBI del 8% en 2020 –frente a una proyección de crecimiento del 2,5% para el mismo año– (Powell 2021). En 2020 perdieron el empleo 26 millones de personas (la tasa de empleo bajó de 57,4% a 51,7% de la población activa); y la población debajo de la línea de pobreza aumentó en 22 millones de personas, lo que implica que a fines de 2020 la tasa de pobreza representó el 33,7% de la población en la región (Cepal 2021). El impacto en escolaridad y educación ha sido similarmente grave: según estimaciones del Banco Mundial en 2020 unos 120 millones de estudiantes perdieron el año escolar presencial –y por falta de infraestructura y computadoras en las casas solo una fracción de estos pudo compensar la pérdida con educación virtual–.

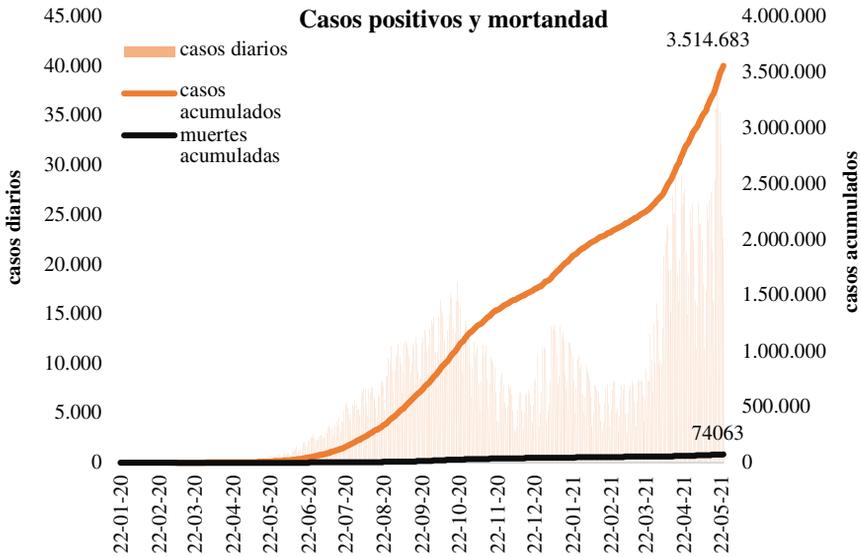
El fuerte aumento del gasto público para amortiguar el impacto social y económico conllevó aumentos en el déficit fiscal primario de 0,4% del PBI en 2019 a 7,3% del PBI en 2020. El endeudamiento se estima a su vez que alcanzará 76% en 2021 (57% del PBI en 2019). Más allá del alcance de la segunda ola y la vacunación, la pandemia plantea varios interrogantes macroeconómicos en la región: i) la sostenibilidad de la importante suba de precios de *commodities* de exportación; ii) el exceso de emisión monetaria una vez que desaparezca la preferencia por la liquidez motivada por la pandemia; iii) el riesgo crediticio de empresas, entidades financieras, bancos centrales y gobiernos; y iv) el mayor endeudamiento.

2.2. Covid-19: Impacto sanitario en Argentina

Debido a que el virus llegó más tarde que a otras regiones y que el gobierno adoptó inicialmente una cuarentena estricta, los contagios fueron relativamente bajos al comienzo. A medida que avanzó el año sin embargo el número de infectados aumentó rápidamente: a mediados de marzo de 2021 Argentina era noveno entre los países con más casos de infecciones declarados por millón de habitantes y decimotercero en la tasa de mortandad normalizada por millón de habitantes. Hasta enero de 2021 Argentina tuvo un promedio de 1.094 decesos por Covid por cada millón de habitantes –17,5% más que el promedio simple de 8 países de la región (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Paraguay, Perú y Uruguay) y muy similar a Brasil, Colombia y Chile (Gráfico 1)–.

GRAFICO 1

EVOLUCION DE LA CURVA DE INFECCIONES Y DE MORTANDAD EN ARGENTINA



Fuente: Elaboración propia a base del Ministerio de Salud de la Nación y Universidad de Medicina Johns Hopkins (Maryland, EE.UU.).

Argentina tuvo la cuarentena más extensa del mundo (206 días seguidos entre los países comparables por Perú con 107 días, España 96 días, México 70 días, Italia 69 días y Francia y Paraguay 53 días). Muchos de estos países establecieron cuarentenas regionales o sectoriales pero igualmente mucho menos extensas. Según Google y el Ministerio de Salud, la cuarentena fue observada con rigor los primeros meses pero a partir de mediados de mayo se comienza a observar una fuerte caída en la circulación dentro de los hogares y a partir de junio empieza a recuperarse gradualmente la circulación en el trabajo.

En los hechos la cuarentena se fue flexibilizando por una mezcla de hartazgo, inviabilidad económica (a pesar de la asistencia estatal), sobre todo en áreas densamente pobladas con elevada informalidad, relajamientos parciales sucesivos, y regionalización –a medida que los focos de infección se desplazaron al interior del país, el confinamiento pasó a ser potestad crecientemente de las provincias o municipios–. Hacia fines de octubre y hasta diciembre de 2020 los niveles de movilidad aumentan notoriamente, coincidiendo con una importante caída en los casos de infección y mortandad. Tras

el pico de movilidad de diciembre se observan nuevos aumentos en los casos de infección y en marzo-abril de 2021 (con el fin de la temporada estival y la irrupción de nuevas cepas) vuelve a aumentar significativamente el nivel de circulación en el trabajo así como el número de infecciones y la mortandad. Con nuevas cepas atacando a la población más joven y un proceso de vacunación lento Argentina ingresó en la segunda ola de Covid con mayor virulencia que en 2020 (Gráfico 1). Hacia fines de mayo de 2021 la tasa de mortandad en Argentina subió a 1.650 fallecidos por cada millón de habitantes (50% más que en enero 2021).

2.3. Argentina: Consecuencias económicas y sociales

Como proxy del impacto de la pandemia en la actividad económica en el primer año de pandemia se puede considerar la evolución del transporte en la ciudad de Buenos Aires. Entre marzo de 2021 y 2019 (período prepandemia) el transporte en los distintos medios evolucionó en promedio diario del siguiente modo: vehículos privados (-19% sobre 290.000 vehículos), colectivos (-23% sobre 7.150.000 pasajeros), trenes (-56% sobre 1.125.000 viajes), subte (-74% sobre 1 millón de pasajeros) y bicicleta (186% sobre 316.000 viajes). El *shock* de la pandemia impactó en la economía en el contexto de un proceso de ajuste fiscal y monetario que venía desde 2018 con una economía en contracción; dicho proceso se agudizó en 2019 exacerbado por la incertidumbre electoral y dificultades para refinanciar la deuda con acreedores privados en dicho contexto. Luego se extendió la incertidumbre al plan del nuevo gobierno que asumió en diciembre de 2020 y la reestructuración de la deuda soberana. Aun antes que se declarara la pandemia, se anticipaba una nueva contracción del PBI en 2020 del orden del 1% a 2% del PBI.

En dicho contexto, los primeros tres trimestres de 2020 muestran una caída interanual del PBI de 11,8% –caída muy superior a la registrada en el promedio de países de la región–. Favorecida por una recuperación durante el último trimestre, la caída anual estimada por el INDEC fue finalmente del 9,9% en 2020: hubo asimismo una fuerte caída de la tasa de inversión, con un colapso en el segundo trimestre (Tabla 1). Según el Observatorio de Deuda Social de la Universidad Católica Argentina, la pobreza pasó de 40,8% de la población a fines de 2019 a 44,2% a fines de 2020, mientras que la tasa de desempleo pasó de 10,6% a 14,2% en el tercer trimestre de 2020. Los salarios reales (en forma agregada) cayeron entre 2,5% y 4% en promedio durante 2020. Las estimaciones del INDEC (Tabla 1) dan niveles de pobreza algo inferior pero igualmente preocupantes y muestra una caída de la tasa de empleo del 21% en el segundo trimestre.

Como en la mayoría de los países, la contracción económica tuvo su pico en el segundo trimestre con una caída interanual del PBI de 19% (Tabla 1). La caída interanual (indicador EMAE) fue de 11% en marzo, 25% en abril, 20% en mayo y aproximadamente 12% en junio, julio y agosto de 2020. Hubo un nuevo escalón de recuperación en septiembre y octubre (caídas interanuales de 6% y 7%) y una nueva

TABLA 1

INDICADORES ECONOMICOS Y SOCIALES DURANTE EL PRIMER AÑO DE PANDEMIA

Indicadores	2020-1 ^{er} Trimestre	2020-2 ^o Trimestre	2020-3 ^{er} Trimestre	2020-4 ^o Trimestre
PBI - Var. % trimestre año anterior	-5,2	-19	-10,1	4,3
Inversión/PBI	12,6	9,6	14,5	15,8
Inflación (IPC trimestral)	7,5	5	7,4	10,7
M2 - Var. % trimestre año anterior	302	315	187	100
Tasa de empleo	42,2	33,4	37,4	40,1
Pobreza - Nivel		40,9		42
Pobreza - Variación semestral		15,5		18,8

Fuente: Elaboración propia a base de INDEC y BCRA.

mejora en noviembre (caída de solo 3,7% frente a noviembre 2019). Tras varios meses de rebote en la actividad, se produjo una nueva caída en el segundo trimestre de 2021 debido a la virulencia de la segunda ola de Covid-19. El impacto diferencial en la oferta por sectores se analiza en mayor detalle en la sección 4.4.

La caída en la demanda agregada en los primeros tres trimestres se originó en una caída de la inversión (22%), el consumo privado (14,4%) y las exportaciones (12%). Las importaciones cayeron 22,3% en idéntico período. A pesar del superávit de balanza comercial de US\$ 12.500 millones, las reservas internacionales cayeron US\$ 5.400 millones en el año debido a salidas de capitales privados y la intervención del Banco Central de la República Argentina (BCRA) en el mercado de cambios para contener la creciente brecha entre los tipos de cambio libre y oficial.

La asistencia financiera y económica a hogares y empresas fue importante contribuyendo a mitigar el impacto en los ingresos y en la pobreza. Según el Observatorio de la Deuda Social de la U.C.A. la pobreza hubiese sido 10 puntos porcentuales más elevada sin el paquete de asistencia. La respuesta anticíclica del gobierno –principalmente transferencias a los hogares (IFE), a empresas (ATP) y subsidios (por congelamiento de tarifas)– explica el fuerte aumento del déficit fiscal primario en 6 puntos porcentuales del PBI en 2020 (el déficit primario/financiero fue 6,5%/8,5% del PBI en 2020). Dicho aumento es atribuible a la fuerte caída del PBI, a las transferencias Covid (3,5 % del PBI) y a la caída en la presión tributaria (0,7% del PBI). Asimismo, hubo ahorros debido al ajuste de sueldos públicos y jubilaciones; estas últimas aumentaron 24,5% interanual por debajo de la tasa de inflación del 36% en 2020.

El espacio fiscal de intervención ha sido comparable al promedio de los países de la región: la gran diferencia se produjo en el modo de financiamiento. Inclusive tras una renegociación exitosa con acreedores privados del exterior a mediados de año no se produjo el acceso voluntario a los mercados internacionales de capitales y el riesgo país volvió a aumentar tras la importante quita concedida por los acreedores. En los

hechos esto implicó que casi todo el fondeo de las transferencias ligadas al Covid se cubriese con emisión monetaria –el BCRA fondeó al Tesoro en aproximadamente \$ 1,9 billones (83% del financiamiento)–; el resto fue financiado con deuda doméstica. En la mayor parte de los países de la región el fondeo provino de asistencia multilateral y fondeo doméstico y externo.

El fuerte aumento en la emisión monetaria –el indicador de circulante y depósitos de ahorro M2 creció más de 300% interanual en los primeros dos trimestres (Tabla 1)– no tuvo inicialmente impacto inflacionario. Ello se debió a un fuerte aumento en la preferencia por la liquidez ante la incertidumbre y la fuerte caída de la demanda ligada a la reclusión y el confinamiento. A medida que se fue flexibilizando la cuarentena y la actividad económica se fue recuperando, la inflación comenzó a acelerarse pasando de 5% en el segundo trimestre a 10,7% en el último trimestre (Tabla 1), lo que llevó al gobierno a una estrategia de esterilización de los saldos monetarios y limitar los montos de nueva emisión monetaria recurriendo más al mercado de bonos domésticos. Debido a políticas de esterilización la circulación monetaria aumentó 58% en 2020 frente a una inflación anual de 36% (sin los precios regulados la inflación promedió hubiese sido de 39,4%). La elevada emisión contribuyó a un fuerte aumento de la brecha entre el mercado libre de cambios (paralelo o mediante compraventa de bonos) y el mercado único oficial de cambios superando el 100% durante el tercer trimestre.

A pesar de la intensificación de controles en los precios regulados –tarifas, alimentos, prepagas, servicios de telecomunicaciones e internet– la inflación del período diciembre 2020-abril 2021 promedió cerca del 4% mensual. La preocupación por la inflación llevó al gobierno a suspender –eventualmente reducir a un tercio– los programas de asistencia Covid y profundizar el atraso frente a la inflación de partidas de sueldos y jubilaciones, con lo que el déficit primario en el primer cuatrimestre de 2021 habría sido de 0,2 del PBI (frente a 1,42% en igual período de 2020).

3. BREVE RESEÑA DE DESARROLLOS ANALITICOS ACERCA DE MACROECONOMIA Y PANDEMIA: EL MODELO UTILIZADO

El problema de la pandemia plantea la necesidad de tener en cuenta la interacción entre el sistema económico y una población biológica. Ese tipo de relación ha sido abordada en el campo de la bioeconomía, por ejemplo cuando se considera la explotación de recursos naturales vivos y el sistema económico, tal el caso de las pesquerías y de la forestación. De todos modos, en la pandemia actual la relación se ha invertido: los humanos son la presa y no el depredador. También hay una vinculación parecida en los estudios de cambio climático, porque la actividad humana modifica las emisiones de gases efecto invernadero, y su acumulación lleva a pérdidas para el sistema económico derivadas de una ley de evolución de naturaleza físico-química.

Desde la perspectiva bioeconómica, un enfoque fructífero es considerar la evolución dinámica de las poblaciones y de la economía y su interacción. Se

deben entonces establecer cómo son las leyes que determinan el movimiento de las poblaciones y de la economía en el tiempo. Puede pensarse en algunos casos para la pandemia actual. La pandemia modifica hábitos, establece mecanismos de protección y eso impacta en la economía. La economía modifica la circulación de las personas y tiene consecuencias respecto de la difusión de la infección. Este es el enfoque adoptado por ejemplo por Eichenbaum, Rebelo y Traband (2020) que tienen en cuenta la interacción bidireccional. Estos coautores encuentran que el equilibrio competitivo no es un óptimo social (como lo es en situaciones normales) debido, precisamente, a que los agentes privados no tienen en cuenta su propio impacto del nivel de infección.

En esas relaciones causales es posible tener en cuenta las acciones y reacciones de los seres vivos, como por ejemplo la protección consciente de los agentes frente al ataque del virus. Ya señalamos que una de esas posibles protecciones es la reducción de la circulación y del consumo de bienes que requieren contacto estrecho con los productores humanos (como las peluquerías) o con otros consumidores (las clases presenciales), y que afecta la economía. En esa línea, se ha desarrollado una rama importante de la economía que se focaliza en la dirección de causalidad que va de la pandemia a la economía y la necesidad y el potencial de políticas anticíclicas para mitigar su impacto.

Baldwin, Weder y di Mauro (2020) señalan en su trabajo y en el libro que editan los distintos canales de impacto de la pandemia (demanda, oferta, productividad, incertidumbre) y distinguen entre el impacto directo (por ejemplo, cambios en el comportamiento de individuos) y el indirecto (mediante la caída de ingresos que genera el *shock* original). Resaltan la imperiosa necesidad de responder en tiempo y forma (masivamente) con políticas anticíclicas para mitigar los efectos directos e indirectos del Covid en los ingresos de hogares y empresas, en la sostenibilidad del sector financiero, y en la acumulación de capital humano y empresarial.

Fernández-Villaverde y Jones (2020) identifican una relación estadística significativa entre mortandad ligada al Covid-19 y la *performance* económica. Basado en indicadores de desempleo y de movilidad comunitaria provisto por Google, identifican al confinamiento (principalmente voluntario) como el principal canal donde la mortandad impacta negativamente en el crecimiento económico.

González y Rodríguez (2021) analizan el uso de modelos de equilibrio general computados para evaluar el impacto de la pandemia en Colombia y Camboya. En el caso de Colombia, el modelo utilizado es de un solo sector que produce un bien compuesto y tiene un sector exportador tomador de precios. El *shock* de Covid se modela como un *shock* de oferta y demanda simultáneamente. La simulación arroja una pérdida permanente de PBI junto con una reducción del consumo y la inversión. El modelo incorpora endógenamente la respuesta de política fiscal y monetaria produciéndose de hecho un aumento del déficit fiscal (Colombia tiene una regla fiscal con metas de balance fiscal estructural) y como consecuencia un fuerte aumento del endeudamiento a mediano plazo.

Zhang, Zhang y Zhu (2020) emplean un modelo de tipo keynesiano (con rigideces de precios) dinámico de equilibrio general (con agentes que optimizan sus funciones de utilidad o beneficios) para evaluar el impacto en crecimiento y bienestar de la crisis del Covid en China. Analizan en particular el importante rol de la política monetaria expansiva para reducir la brecha del PBI en relación con su potencial y para mejorar el bienestar sobre todo de los hogares sin recursos de capital. Los autores concluyen que, en ausencia de dicha política monetaria, el impacto en crecimiento y bienestar hubiese sido considerablemente más elevado.

Hay varias maneras de modelar el impacto de la pandemia en modelos económicos; algunos trabajos lo modelan como un *shock* de productividad, otros como una caída de demanda agregada, y otros como una retracción de oferta (vía mercado laboral). La posible interdependencia entre los distintos tipos de *shocks* es ilustrada por Fornaro y Wolf (2020). En el contexto de un modelo macroeconómico keynesiano simple de oferta y demanda agregada, muestran cómo el *shock* de oferta se traduce, debido a una expectativa de caída de la productividad futura (atribuibles a la persistencia del fenómeno), en un *shock* de demanda agregada, lo que a su vez genera un proceso de iteración contractivo en que tanto la oferta agregada como la demanda agregada se desplazan generando un proceso de estancamiento crónico. En dicho contexto hay espacio para políticas monetarias y fiscales expansivas para evitar la espiral descendente de actividad, inversión y consumo.

El modelo aquí presentado sigue la línea de los modelos de equilibrio general computado aplicado en otros países para evaluar cuantitativamente el impacto de la pandemia y de las medidas de mitigación. El modelo aquí empleado es multisectorial y analiza el impacto de la pandemia así como el efecto mitigador de distintos componentes anticíclicos (tributación, asistencia Covid, resto del gasto primario) a corto, mediano y largo plazo.

La pandemia se modela como un *shock* en productividad que afecta diferencialmente la producción de valor agregado en los distintos sectores productivos. En los efectos observados hay un problema de identificación latente, porque el impacto puede deberse a un problema de oferta (por infección, confinamiento, protocolos de transporte o trabajo) o de retracción de los demandantes (distanciamiento físico, incertidumbre). Para facilitar la solución, hemos optado por suponer que el *shock* se debe enteramente a un *shock* por el lado de la oferta.

El modelo presentado es recursivo dinámico, sin un planificador que esté pensando en estrategias de optimización. En la literatura predominan los modelos de interacción entre pandemia y sistema económico con un planificador que define cuál es la mejor estrategia de apertura o de cierre de la actividad económica dadas las leyes de evolución de la infección (casi siempre modelos de la familia de los SIR epidemiológicos); en general se trata de modelos de un solo bien o con pocos bienes y con un nivel de consistencia significativa de las decisiones a cargo de un agente racional.

La estructura analítica que utilizamos aquí no tiene ese agente planificador racional desarrollado de manera explícita que observa las leyes económicas y de evolución

y determina la mejor estrategia. Este sería un enfoque “normativo”, que dice qué es lo que es mejor que haga el planificador. En nuestro caso más bien se adopta un enfoque “positivo” de cómo son las cosas, y el agente planificador mismo puede ser parte del *shock* agregado en la economía. En este trabajo simplemente se modela al planificador imponiendo restricciones a la movilidad laboral (hecho observado), lo que a su vez se aproxima como un *shock* negativo y transitorio en la productividad de los distintos sectores.

4. DESCRIPCION DEL MEGC DINAMICO BASICO

4.1. Modelo de Equilibrio General Computado (MEGC)

Las sociedades modernas basan su funcionamiento en el respeto del derecho de propiedad y del intercambio voluntario. En consecuencia, utilizan a los mercados como instrumento principal para la determinación de los precios de los bienes y la asignación de los recursos a la producción de bienes y servicios. El equilibrio en un mercado, la igualación de cantidades demandadas y ofrecidas, es un concepto básico del análisis económico. El equilibrio general de la economía se refiere a la misma idea en todos los mercados simultáneamente. La clave para alcanzar el equilibrio es el funcionamiento del sistema de precios.

Al ser un modelo de equilibrio general, debido a que la interacción entre todos los mercados es tomada en cuenta y esta ocurre vía las restricciones presupuestarias de los agentes individuales, los precios relativos determinados por el modelo reflejan las ofertas y demandas de los distintos agentes y sectores económicos. En el mismo, las familias poseen los recursos de la economía y maximizan su bienestar, las firmas organizan los factores para maximizar los beneficios y los precios se determinan en los mercados para igualar cantidades ofrecidas y demandadas. Sin embargo, el salario real tiene un valor mínimo determinado por las fuerzas sociales y no mercantiles de la economía para reflejar el nivel crónico de desempleo; este mínimo fue ajustado en esta versión para calibrar los niveles de desempleo observados. Hay un número grande de mercados y precios relativos, y se enfatizan los resultados del sector externo, los impactos en la distribución del ingreso, el bienestar de los quintiles de ingreso y la provisión de bienes por parte del gobierno.

El modelo aquí empleado está basado en Capobianco *et al.* (2017), Romero (2009), Chisari, Maquieyra y Miller (2012), y Chisari *et al.* (2020). Una versión simplificada de la estructura dinámica del modelo se presenta en el Anexo 1. El MEGC es muy flexible y permite la realización de ejercicios de sensibilidad de manera rápida y relativamente sencilla respecto de elasticidades de consumo y producción, así como a distintos grados de movilidad de factores. El modelo determina los precios relativos y la movilidad de recursos, de modo de apreciar los “efectos de sustitución” entre sectores –el impacto de los cambios de estructura endógenos que no se pueden observar en un modelo de

crecimiento de un solo sector—. En general, los resultados que se observan responden a tres efectos: 1) el efecto sustitución mencionado (derivado de los precios relativos); 2) el “efecto de escala”, ya que los cambios de precios modifican los ingresos y la escala de operación de las industrias; y 3) el “efecto tecnológico”, debido a la modificación de las tecnologías por ejemplo por ganancias de eficiencia o de calidad.

Las ecuaciones principales de funcionamiento de la economía son las presentadas en dichos trabajos y aquí se realizaron las adaptaciones necesarias para poder representar la economía base y los *shocks* analizados. El mismo considera el MECG con cinco agentes representativos domésticos (según quintiles de ingreso), el sector público y el resto del mundo. El programa en que se utiliza, de complementariedad para el cómputo del equilibrio general, está basado en un trabajo de Mathiesen (1985).

Por el lado de la oferta, la función de producción en cada sector es una función de Leontief entre insumos de valor agregado e intermedios: una unidad de producción requiere x por ciento de un agregado de factores productivos (mano de obra, capital no móvil, capital móvil y tierra) y $(1 - x)$ por ciento de insumos intermedios. La función de insumos intermedia es una función de Leontief de todos los bienes, que son un complemento estricto en la producción. En cambio, el valor agregado es una función Cobb-Douglas de factores productivos en la simulación base.

Por el lado de la demanda, los agentes se representan por cinco tipos de hogares (según deciles de ingresos), el gobierno y el sector externo. Los hogares compran o venden bonos, toman decisiones de ahorro y consumen según el ingreso que poseen determinado por la remuneración, por los factores que poseen (capital y trabajo) y las transferencias del gobierno que reciben. Las características de los hogares se mantienen de manera rígida a lo largo de los periodos, es decir no hay cambios entre los quintiles de ingreso aportados por la manera endógena en el desarrollo del modelo. Si bien esto implica que no hay cambios en la estructura de preferencias cuando cambia el ingreso, también es cierto que las funciones de utilidad tienen una elasticidad de sustitución similar, de modo que los cambios de precios relativos inducen modificaciones en las cantidades demandadas que pueden aproximar el efecto de cambios de hábitos. Los agentes maximizan la utilidad sujeto a su restricción presupuestaria determinando de ese modo la proporción del ingreso destinada a consumo y a ahorro-inversión; para ello se considera una función Cobb-Douglas.

El gobierno es un agente que participa en los mercados de inversiones, consume y realiza transferencias a los hogares y tiene una función de utilidad Cobb-Douglas; su principal fuente de ingresos es la recaudación de impuestos (aunque también realiza transacciones financieras mediante la cuenta de bonos). La función de utilidad del gobierno captura la producción de bienes públicos y de bienes privados producidos por el gobierno. La estructura impositiva es detallada y tiene en cuenta todos los impuestos relevantes, tomando para su representación las alícuotas efectivas (no las legales o nominales) como niveles *ad valorem* de la base imponible.

La suma del ahorro privado, el ahorro público y el ahorro externo da el total para financiar inversiones. La función de inversión se describe en la sección siguiente.

El trabajo es móvil entre todos los sectores, sin embargo el capital es fijo en cerca del 90% en la situación inicial. Con el paso de los años se incorpora capital que se distribuye de manera endógena entre los sectores. La movilidad del trabajo perfecta entre sectores no necesariamente refleja las características de la economía a causa de las rigideces de reasignación laboral entre sectores; eso podría ser una limitación para los resultados. Sin embargo, una reducción de la movilidad del trabajo implicaría que casi no habría mecanismos de ajuste para cambiar la composición del PBI en respuesta al *shock* en el corto plazo (ya que el capital es en el corto plazo relativamente inmóvil). Asimismo, hay fuertes limitaciones de datos para estimar el grado de especificidad y de movilidad del trabajo; es difícil saber por ejemplo cuántos trabajadores de hoteles podrían trasladarse a la industria alimenticia por ejemplo (que sufrió menos el *shock*)².

El modelo considera la presencia crónica de desempleo. Ello requiere incluir una ecuación de determinación de salarios distinta de la determinada por la igualación de la oferta y la demanda de trabajo. La solución base considera que los salarios reales son inflexibles a la baja y que entonces los salarios nominales se ajustan siguiendo el índice de precios al consumidor o el aumento del salario en el mercado walrasiano, el que sea mayor (es decir, que los salarios reales solo pueden subir).

Si bien se toma en cuenta el crecimiento, el modelo es dinámico recursivo, y no de optimización. El crecimiento es el resultado de los ahorros de los agentes que toman decisiones siguiendo su ingreso y los niveles presentes de la remuneración de los factores, no los futuros. Como ya se mencionó, el capital nuevo para cada período (el que entra a la economía como resultado del proceso de inversión del año anterior) es considerado plenamente móvil entre sectores y su asignación es endógena hasta igualar su producto marginal en todos los sectores. Entonces, el crecimiento relativo de las industrias no es impuesto desde afuera del modelo, y responde a los incentivos proporcionados por los precios relativos.

Para la simulación básica, se supuso que la economía es pequeña respecto de los mercados internacionales. El resto del mundo compra exportaciones nacionales y vende importaciones, además de realizar transacciones de bonos y recaudar dividendos de las inversiones.

El crecimiento del capital móvil año a año está determinado por la ecuación de crecimiento del capital (presentada más adelante) que depende de los niveles de producción e inversión que arroja el modelo cada año y ciertos parámetros exógenos que caracterizan la economía argentina. Estos parámetros son calibrados para que las

² La tasa de desempleo estimada parece reflejar bien el impacto real en el mercado de trabajo derivado del *shock* de productividad, teniendo en cuenta que muchos de los trabajadores que salieron de los sectores afectados no encontraron empleo en otras industrias. En tal sentido el modelo da una primera estimación de corto plazo que parece corresponderse con lo observado.

TABLA 2
PARAMETROS DE CALIBRACION

	Indicador
Participación Capital Móvil (%)	15,4
Tasa de Depreciación (%)	8,0
Relación Capital Producto	2,0
Progreso Tecnológico (%)	1,9
Tasa de Crecimiento Poblacional (%)	1,2
Tasa de Crecimiento Economía (%)	4,0

Fuente: Chisari, Maquieyra y Miller (2012).

corridas base del modelo repliquen la evolución histórica de la economía del país. Los parámetros de calibración del modelo dinámico utilizado se representan en la Tabla 2.

Estos parámetros y las características básicas del modelo descritas aquí hacen a la estructura básica del modelo de equilibrio general presentado en los documentos citados previamente. En este trabajo, con el fin de poder captar las particularidades de la situación base y los *shocks* a modelar, se realizan modificaciones en dicha estructura base, las que se describen en la siguiente sección.

El modelo tiene dos componentes: una descripción analítica y una base de datos que refleja el estado de la economía en un determinado año. La base de datos compatible con el modelo de equilibrio general computado (MEGC) se organiza en una Matriz de Contabilidad Social (MCS) para reflejar las transacciones en los mercados (en las filas) y los presupuestos de los agentes (en las columnas). Una MCS cumple con esta condición de consistencia, representando el flujo circular de la economía en un cuadro de doble entrada con ingresos de cada sector y agente en filas y los gastos de estos en columnas. La consistencia se observa en el cumplimiento de la restricción presupuestaria básica para cada sector/agente (ingresos igual a gastos), al mismo tiempo que los ingresos de uno de ellos se corresponden con los egresos de otro³.

Respecto de los datos, la Matriz de Contabilidad Social (MCS) utilizada en este trabajo es la presentada en Capobianco *et al.* (2017). En la misma se resumen de manera estadística todas las transacciones de la economía argentina para el 2015. Se utilizan como datos principales la información de la revisión del INDEC del sistema de cuentas nacionales presentado en el 2016. Los agregados macroeconómicos y los Valores Brutos de Producción y Valor Agregado sectoriales se publican para el 2015; sin embargo los cuadros de oferta y utilización que resumen las transacciones intersectoriales utilizados como base fueron publicados para el 2004 solamente.

³ Véase Pyatt y Round (1985).

Los parámetros utilizados reflejan bastante bien la economía, ya que el modelo es calibrado con una determinación endógena de sus valores. Luego se lleva adelante un procedimiento de validación de modo de replicar el primer año de crecimiento dado el año inicial. Eso implica que si bien basado en Chisari, Maquieyra y Miller (2012), el modelo incorpora aspectos propios que corresponden al nuevo período bajo estudio.

La matriz original para Argentina consta de 57 sectores productivos conforme con la desagregación cercana CLANAE a 2 dígitos de PBI, y 3 instituciones (hogares separados por quintiles de ingreso, gobierno y resto del mundo). La recaudación tributaria surge de los anuarios de AFIP (Administración Federal de Ingresos Públicos).

En la Tabla 3 se presenta una matriz simplificada de la utilizada para este estudio donde si bien se agregan los sectores y hogares se pueden observar todas las transacciones que se dan en la economía modelada.

Adaptaciones del MEGC para el estudio del impacto de la pandemia. El efecto de la pandemia ha generado un *shock* muy severo en la economía. Para captar dicho efecto con el MEGC se introdujeron algunas adaptaciones al modelo, principalmente en las funciones de inversión y de ajuste salarial:

Función de inversión. La ecuación de inversión modelada depende de la tasa de depreciación, la relación capital-producto, el nivel de producto y la rentabilidad del capital. La modelación supone que la relación inversión/producto se encuentra determinada principalmente por una proporción constante del ingreso que los hogares y el gobierno destinan a los bienes de inversión (por sus funciones de consumo estilo Cobb-Douglas). La inversión realizada en cada periodo se traduce en capital móvil que se adiciona periodo a periodo, por lo que el capital adicional incorporado en el año t va a permitir disponer de mayor cantidad del factor de producción capital móvil en el periodo $t+1$ y así sucesivamente. La inversión se traduce en capital nuevo a base del nivel de inversión y otros parámetros que determinan dicho crecimiento según la siguiente ecuación:

$$\gamma_t^M = \left[\frac{I_{t-1} - \delta k Y_{t-1}}{r_m KM_{t-1} k} \right] - \left[\tau * \frac{Y_{t-1}}{r_m KM_{t-1}} \right]; \tau = \frac{\Delta A}{A}$$

donde γ_t^M es la tasa de crecimiento del capital móvil en el año t , I_{t-1} es la inversión del periodo anterior (real), δ la tasa de depreciación, k la relación capital/producto, τ la tasa de progreso tecnológico, Y_{t-1} el Producto Bruto Interno (real), KM_{t-1} la cantidad de capital doméstico móvil, y r_m la remuneración del capital doméstico móvil.

Con el fin de aumentar la sensibilidad de la inversión ante los *shocks* económicos, se agregó a la ecuación de comportamiento anterior una función estilo Q de Tobin modelada como el cociente de la remuneración al capital sobre el costo del mismo. De esta manera, cuanto mayor es la remuneración del capital (en relación con el costo del mismo), se dan más incentivos para aumentar la proporción de ingreso destinada a la

TABLA 3
 ARGENTINA 2015 - MATRIZ DE CONTABILIDAD SOCIAL
 (EN MILLONES DE PESOS)

Actividades	Actividades				Factores		Impuestos	Hogares	Gobierno	Inversión		Resto del mundo	Total
	S1	S2	S3	S4	L	K				I_Priv	I_Pub		
S1	72.391	263.520	321.962	21.408				56.192	GOB	22.054	5.059	113.875	612.940
S2	44.126	263.520	93.483	154.084			83.627					27.211	666.051
S3	55.084	41.645	667.455	479.783			1.059.677			195.386	44.823	332.536	2.876.388
S4	89.178	63.930	422.861	1.315.093			2.327.634	1.068.286		470.720	107.986	171.993	6.037.682
L	74.955	54.771	244.675	1.866.470								-1.983	2.130.555
K	187.471	143.223	350.312	1.061.242								-1.484	1.852.562
TL	12.881	25.994	106.876	383.602									529.353
TK	18.374	41.474	109.505	212.110									381.463
T	44.439	113.224	391.930	360.468				24.931		9.618			944.611
S	-133.548												-133.548
HOG					2.238.887	1.627.245							3.866.132
GOB						113.517	1.721.879						1.835.397
Resto del mundo	14.041	51.819	167.331	183.423	1.983	1.484		148.276		128.379			696.736
Inv. y ahorro					2.130.555	1.852.562		923.914	8.991			51.120	984.025
Total	612.940	666.051	2.876.388	6.037.682			1.952.627	3.797.537	1.923.605	826.157	157.868	645.616	23.741.108

Fuente: Capobianco et al. (2017).

inversión. Este impacto afecta en la ecuación anterior mediante un mayor o menor nivel de nivel de inversión (I_{t-1}) respecto del producto (Y_{t-1}). Es decir, lo que inicialmente estaba determinado como un gasto constante de los hogares y el gobierno por medio de una ecuación Cobb-Douglas, pasa a ser sensibilizado permitiendo un aumento o disminución de las preferencias por la inversión por sobre el consumo.

Remuneración al trabajo. El MEGC básico supone que el salario real es constante en su valor mínimo o bien que existe rigidez del salario real a la baja⁴. Para reducir esta rigidez en el contexto del *shock* de la pandemia, el salario real se ajusta según la variación del nivel de actividad, en una proporción del 35% de la variación del PBI. De esta manera al caer la actividad, cae el salario real –lo que permite a su vez amortiguar la caída de la actividad–. De no aplicar esta relación con el nivel de actividad los salarios solamente estarían determinados por los niveles de precios y ante un *shock* como el simulado en este documento no existirían ajustes en los mismos y los impactos negativos tenderían a sobreestimarse por generar sobrecostos en la economía. La ecuación modelada es la siguiente:

$$W_t \geq IPC_t * \left[\left(\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} - 1 \right) \times 0,35 \right) + 1 \right]$$

donde W_t es el salario nominal en el período t, e IPC_t es el nivel general de precios en t.

Intereses pago de la deuda. El modelo original representa las transacciones de la economía real, por lo que los faltantes presupuestarios del gobierno representan el déficit primario. Aquí se incluye además un sendero de pago de intereses correspondiente a la deuda financiera que posee el gobierno –los déficit financieros aumentan la deuda que a su vez implica más pago de intereses el periodo siguiente (Tabla 4)–. Desde el punto de vista económico en el MEGC esto implica mayor presión impositiva impactando negativamente en la inversión.

⁴ El salario es constante en términos reales mientras exista desempleo. Una vez que se agota el desempleo, el mismo se determina por la interacción de la oferta y la demanda, implicando la posibilidad de aumento de los salarios reales.

TABLA 4
INTERESES DE LA DEUDA PUBLICA EN EL ESCENARIO BASE

Indicadores	Base									
	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10
Intereses de la deuda (como porcentaje del PBI)	1,5	1,7	1,8	1,9	2,0	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6

Fuente: Elaboración propia.

Ajustes paramétricos en los primeros dos años. Debido a la magnitud de la crisis sanitaria en los primeros años, y a efectos de representar mejor el impacto de los *shocks* en las simulaciones, se efectuaron los siguientes cambios:

- a) Ecuación de inversión (1). La ecuación depende, entre otras variables, de la relación capital producto. Debido a que como parámetro del cociente capital/producto se toma un parámetro representativo de la economía argentina durante los últimos años y no se modifica en el modelado, este indicador debe ajustarse. El mismo se aumentó 20% para representar la caída del producto y el aumento de la capacidad ociosa (inducida por las restricciones que surgieron de la pandemia) durante los primeros dos años. Esto implica que, debido a la mayor capacidad ociosa impuesta por la pandemia, la inversión no cae tanto como caería en condiciones normales. Otra forma de interpretar este ajuste es que la virtualidad impuesta por la pandemia es capital intensiva y requiere un cociente capital-producto más alto.
- b) Ecuación de inversión (2). La Q de Tobin es el cociente de la remuneración al capital sobre el costo de reposición del mismo. El costo del capital se ajusta en cada período sin reflejar expectativas de mediano plazo. A efectos de estabilizar los cambios en la inversión resultantes por una caída en el precio del capital, los precios de los primeros dos años que se incluyen en esta ecuación se modificaron por un ponderado de los precios corrientes y los precios con una economía más estabilizada (similar a la del año base del modelo). Así, las fluctuaciones en la inversión son menores debido a un costo de reposición implícito más estabilizado.

4.2. El *shock* de la pandemia

La primera respuesta del gobierno fue imponer una cuarentena con fuertes restricciones a la movilidad de trabajadores y consumidores; excluyendo principalmente a los sectores que se consideraban prioritarios o esenciales para abastecer las necesidades básicas de la población. Ello implicó mantener habilitados a los sectores de infraestructura básica, alimentación, farmacéutica, parcialmente transporte, etc. Respecto de los demás

sectores se aplicaron restricciones que redujeron los niveles de actividad en los casos más extremos como el turismo y el transporte aéreo a niveles cercanos al 100%. Si bien la cuarentena se renovó durante casi todo el 2020 en períodos de aproximadamente 3 semanas, a lo largo del período se produjeron exclusiones crecientes⁵.

La pandemia se modeló como una disminución del nivel de productividad en cada uno de los sectores de actividad considerados. El *shock* de productividad se aproximó tomando las caídas observadas en el nivel de actividad sectorial reportada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC) –ponderando las caídas por los meses en que se produjeron a lo largo del año para obtener un promedio ponderado anual–. El impacto en 2020 fue en particular severo en el segundo trimestre, menos severo en el tercer trimestre y mostró mayor recuperación en el cuarto trimestre en la medida que se fueron flexibilizando por decreto o de hecho las restricciones de movilidad. Para 2020 el *shock* estimado de caída de productividad más notable (70%) fue en el sector de hotelería y gastronomía, seguida en orden de importancia (60%) en construcción y luego (30%) en transporte y algunos sectores manufactureros (indumentarias, automotores y metalmecánica). Para los demás sectores se estimaron *shocks* de 10% o menos. Los *shocks* sectoriales de productividad para 2020 estimados se presentan en el Anexo 2.

El supuesto en las simulaciones es que en el año 2 (es decir el 2021) el *shock* de productividad es el 50% del *shock* en el año 1. En los hechos, si bien el confinamiento obligatorio se eliminó en noviembre del 2020, en la práctica las personas, empresas e instituciones mantienen protocolos de densidad de trabajadores en las oficinas, fábricas e instituciones. Además, ante la segunda ola de Covid a partir de marzo de 2021, el gobierno volvió a imponer restricciones (esta vez en forma intermitente) a la movilidad laboral y de consumidores –horarios de circulación, apertura de comercios en horarios nocturnos, cierre de obras grandes de construcción, y cierre presencial de escuelas, entre otros–.

4.3. Paquete anticíclico

El paquete de medidas anticíclicas aplicado por el gobierno incluyó estabilizadores automáticos como la caída de recaudación por caída de ingresos, y medidas anticíclicas discrecionales como las transferencias a los hogares (IFE) y a empresas formalizadas cubriendo 50% de los sueldos (ATP), reducción de alícuotas tributarias, y aumento de la inversión pública. Para financiar estas erogaciones (unos 6 puntos porcentuales del PBI), y debido a la fuerte restricción financiera, el gobierno ajustó partidas importantes del gasto primario no ligados al Covid mediante reducciones en términos reales (aumentos nominales por debajo de la inflación) de sueldos públicos y jubilaciones.

⁵ El gobierno nacional delegó crecientemente en los gobiernos provinciales o municipales el alcance de las medidas de protección sanitaria.

También hubo asistencia financiera a empresas mediante crédito a tasas subsidiadas canalizado por medio del sistema bancario. Así, el déficit fiscal primario pasó de 0,5% del PBI en 2019 a 6,5% del PBI en 2020. Para el 2021 se anticipan reducciones importantes en el gasto primario ligado al Covid y en el primer cuatrimestre continuaba la austeridad fiscal de sueldos y jubilaciones.

En la Tabla 5 se resumen los supuestos en el comportamiento exógeno de la política fiscal anticíclica en los años 1 y 2 de la simulación, y una corrección parcial en los años subsiguientes (la tabla muestra variaciones en ingresos y gastos, intereses y el balance primario como porcentajes del PBI). En el MEGC se supone que el déficit fiscal se financia enteramente con bonos que a su vez pagan un interés. De este modo el endeudamiento soberano crece de acuerdo con la evolución del balance primario supuesto y a los intereses de la deuda que van creciendo a medida que se acumula la deuda. En un período de 10 años la deuda pública crece de 50% del PBI en el año base a 67% del PBI en t1 (año 1) y 103% del PBI en t10 (año 10) –en el escenario base el endeudamiento en t10 alcanza 89% del PBI–.

En la Tabla 6 se presenta un escenario fiscal alternativo de convergencia gradual del ratio de endeudamiento hacia el nivel del período base. Tras la misma política

TABLA 5

ESCENARIO DE POLITICAS ANTICICLICAS
(% PBI)

Indicadores gobierno	t1	t3	t5	t7	t9	t10
Aumento recaudación	-2,5	-1,0	-1,0	0,0	0,0	0,0
Aumento gasto público	-1,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Aumento transferencias	2,5	1,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Intereses sobre la deuda	1,5	2,2	2,4	2,7	2,9	3,0
Superávit fiscal primario	-7,8	-5,7	-4,5	-3,4	-3,2	-3,1

TABLA 6

ESCENARIO DE POLITICAS ANTICICLICAS Y EQUILIBRIO FISCAL
(% PBI)

Indicadores gobierno	t1	t3	t5	t7	t9	t10
Aumento recaudación	-2,5	-1,0	-1,5	-2,5	-3,0	-3,0
Aumento gasto público	-1,0	-2,0	-4,0	-6,0	-8,0	-8,0
Aumento transferencias	2,5	0,5	-1,0	-1,5	-2,0	-2,5
Intereses deuda	1,5	2,2	2,2	2,2	2,1	1,9
Superávit fiscal primario	-7,8	-3,2	0,0	1,6	3,8	4,4

anticíclica de los primeros dos años, este escenario contempla a partir del año 3 reducciones sustanciales del gasto primario (principalmente gastos en jubilaciones y sueldos) y de las transferencias (tanto ligadas al Covid como los elevados subsidios energéticos y de transporte). Ello permite a su vez reducir fuertemente el pago de intereses (debido al menor endeudamiento resultante); y eventualmente reducir la presión tributaria (inclusive por debajo del nivel inicial como parte del paquete anticíclico). En este caso, se alcanza un superávit fiscal primario de 4,4% del PBI en el año 10. La deuda pública en este caso pasa de 50% del PBI en el escenario base, 67% del PBI en t1, 76% del PBI en t5 y 63% del PBI en t10.

Los valores presentados en las tablas 5 y 6 son *shocks* exógenos simulados en los escenarios realizados. Como el MEGC endogeneiza estas variables, los impactos finales en la economía difieren de los impactos iniciales por los efectos de segunda y tercera vuelta que se modelan en el MEGC. A modo de ejemplo, el Escenario de Políticas Anticíclicas y Equilibrio Fiscal presenta un Superávit Fiscal primario en el año 10 de 4,4 puntos del PBI mientras que el resultado endógeno del modelo de Equilibrio General termina resultando en 3,8 puntos del PBI.

5. SIMULACIONES DEL MEGC: PANDEMIA, POLITICAS ANTICICLICAS Y EQUILIBRIO FISCAL

Para las simulaciones se evaluaron los siguientes escenarios: i) escenario base para el período 2020-29; ii) escenario de pandemia basado en el *shock* de productividad descrito en la sección 4.4; iii) escenario de pandemia con políticas anticíclicas; y iv) escenario de políticas anticíclicas con equilibrio fiscal.

La Tabla 7 adjunta resume los principales resultados de las simulaciones de las variables económicas y sociales en forma compacta para los períodos t1, t2, t5 y t10. En el Anexo 3 se presentan las simulaciones completas para los 10 años de cada escenario.

5.1. Escenario base

El escenario base parte del supuesto que el año 2020 iba a ser un año de ajuste y el MEGC arroja una caída del PBI cercana al 2% con aumento del desempleo. A partir de 2021 la economía crece cerca del 3% anual con crecimiento acumulado del PBI en 10 años de 23%. Con ello el desempleo cae gradualmente y mejoran el salario real y los indicadores de bienestar. A pesar de déficits primarios levemente decrecientes, el peso creciente de los intereses de la deuda soberana implica déficit fiscales financieros crecientes. La deuda soberana aumenta de 50% del PBI en el período inicial a 89% al cabo de 10 años. El crecimiento diferencial de los distintos sectores se debe a la movilidad del capital en función de la rentabilidad.

TABLA 7
RESUMEN DE SIMULACIONES

Indicadores	Base			Pandemia			Políticas Anticíclicas			Políticas Anticíclicas y Equilibrio Fiscal						
	t1	t2	t5	t10	t1	t2	t5	t10	t1	t2	t5	t10				
<i>Indicadores Macroeconómicos</i>																
PBI	-1,9	1,4	8,5	23,1	-14,3	-8,4	4,0	16,2	-12,5	-8,5	4,3	16,7	-12,5	-8,5	4,5	23,6
Crecimiento anual PIB Tasa eq	-1,9	3,4	2,3	3,0	-14,3	6,9	2,7	2,4	-12,5	4,6	2,8	2,5	-12,5	4,6	3,3	4,3
Inversión/PBI (base=17.3)	17,1	17,0	16,9	18,0	16,7	16,6	16,9	17,0	16,3	16,5	17,1	17,2	16,3	16,5	17,5	19,8
Déficit primario/pbi	3,8	3,7	3,6	3,2	5,8	3,8	3,6	3,2	9,7	5,3	4,6	3,3	9,7	5,3	0,3	-3,8
Tasa de Desempleo (base=9)	12,1	9,6	8,7	5,4	18,3	14,3	11,4	9,6	14,8	14,4	10,2	9,3	14,8	14,4	10,8	4,6
Salario real	0,0	-0,7	2,1	6,5	-3,7	-5,0	0,8	5,0	-3,8	-4,4	0,8	5,0	-3,8	-4,4	0,7	6,5
<i>Indicadores de Bienestar</i>																
H1.H2	-3,5	-0,6	5,6	17,9	-12,7	-9,6	1,2	11,6	-3,8	-5,4	0,8	11,6	-3,8	-5,4	-1,0	12,4
H4.H5	-2,7	0,5	7,4	18,6	-15,4	-8,3	2,8	13,9	-15,5	-9,6	2,4	13,6	-15,5	-9,6	7,4	29,0
Provisión de bienes públicos	-4,7	-1,7	3,0	12,5	-13,9	-10,8	-0,9	7,0	-13,0	-13,0	-0,9	6,6	-13,0	-13,0	-9,9	-8,7
<i>Nivel de Actividad Agregado</i>																
Primario	0,6	4,5	14,3	34,7	-16,1	-6,7	8,8	26,0	-12,4	-5,2	11,1	27,3	-12,4	-5,2	13,0	42,5
Secundario	1,8	6,5	15,8	36,2	-22,2	-9,0	10,8	27,5	-18,0	-7,5	12,8	29,4	-18,0	-7,5	14,3	41,3
Terciario (sin sector público)	-3,1	-0,2	5,9	18,1	-11,7	-8,2	1,7	11,9	-9,3	-8,1	2,1	12,0	-9,3	-8,1	3,1	21,8

5.2. Escenario de pandemia - *shock* de productividad

Las simulaciones muestran que el *shock* de productividad tiene un fuerte impacto negativo en la actividad, el empleo y el bienestar en el corto plazo. Si bien hay un rebote tras la desaparición o atenuación del *shock*, al cabo de 10 años la economía, el empleo y el bienestar solo se recuperan parcialmente. Más específicamente se observa:

- i) Fuerte caída del PBI en 2020 (14%) y rebote parcial en 2021 (7%); la recuperación en 2021 es atribuible al *shock* de productividad atenuado (50% el segundo año) y la fuerte caída de salarios reales que impulsa la demanda de trabajo. Al cabo de 10 años el PBI es 7 puntos porcentuales más bajo que en el escenario base.
- ii) La caída en la tasa de inversión en los primeros años es el resultado de la fuerte caída en el PBI que a su vez hace disminuir el precio de mercado del capital por debajo de su costo de reposición. Luego se recupera pero al cabo de 10 años la inversión es un punto porcentual del PBI más baja que en el escenario base.
- iii) Tras el brusco salto inicial de la tasa de desempleo (sube a 18% en t1) desciende pero al cabo de 10 años es aún 4 puntos porcentuales más alta que en el escenario base (9,6% versus 5,4%). La flexibilidad descendente del salario real ayuda a una recuperación inicial más rápida del empleo.
- iv) Los niveles de bienestar de la población en los primeros años caen más para los deciles más altos debido a que estos tienen una mayor proporción de activos de capital. Al cabo de 10 años los niveles de bienestar en general se encuentran entre 5 y 6 puntos porcentuales por debajo del nivel del escenario base.
- v) El déficit fiscal primario crece dos puntos porcentuales del PBI el primer año de la pandemia. Ello es debido a una relativa rigidez del gasto primario, la caída en la recaudación por caída de actividad y la fuerte caída del PBI (denominador). Al cabo de 10 años el déficit primario es similar al del escenario base.

5.3. Escenario de pandemia - políticas anticíclicas

En la Tabla 2 se resumen las variaciones de los distintos componentes del balance fiscal primario –el paquete anticíclico– para mitigar el impacto económico de la pandemia. El paquete logra revertir parcialmente el deterioro económico y social en el primer año de la pandemia. La tasa de desempleo es 3,5 puntos porcentuales más baja y los indicadores de bienestar mejoran sustancialmente frente al escenario de pandemia puro. A largo plazo el impacto beneficioso se diluye: el crecimiento acumulado es apenas superior al escenario de pandemia; el desempleo es muy superior y los niveles de bienestar sustancialmente inferiores a los del año base. Más puntualmente se observa:

- i) El bienestar del 40% de la población de menores ingresos cae solo 3% (5%) en lugar de 12% (9%) en el año 1 (2) en el escenario de pandemia puro. A ello

- contribuyen las transferencias directas del gobierno y el menor desempleo. El impacto en los hogares de ingresos más altos es sustancialmente menor, pues estos ven caer sus ingresos fuertemente ante la caída de los ingresos de capital.
- ii) En el largo plazo los indicadores de bienestar son casi iguales que en el escenario de pandemia sin políticas anticíclicas –entre 5 y 6 puntos porcentuales menos que en el escenario base (según los deciles de ingreso)–.
 - iii) La deuda pública bajo este escenario crece rápidamente alcanzando el nivel de 103% del PBI.
 - iv) En el largo plazo la inversión y el crecimiento acumulado son apenas superiores a los niveles del escenario de pandemia puro.

5.4. Escenario de pandemia - políticas anticíclicas con equilibrio fiscal

Este escenario simula políticas fiscales más restrictivas, tras el impulso anticíclico de los primeros dos años tal como se ilustra en la Tabla 3. El superávit primario alcanzado (de cerca de 4% del PPBI) permite simultáneamente reducir el endeudamiento, el servicio de intereses de la deuda, y la presión tributaria. Ello contribuye a impulsar la inversión por encima del nivel alcanzado en el escenario base (20% del PBI versus 18% del PBI) lo que a su vez está asociado con mayor crecimiento acumulado del PBI a largo plazo.

Otros indicadores como el desempleo también mejoran a largo plazo: la tasa de desempleo baja a 4,6% –frente a 5,4% en el escenario base y 9,3% en el escenario de políticas anticíclicas–. También mejoran los indicadores de bienestar de los deciles de ingresos más altos debido a los ingresos del factor capital por el mayor retorno a la inversión. Aunque en menor proporción, también mejoran los indicadores de bienestar para el 40% de la población de menores ingresos frente al escenario de políticas anticíclicas pero no frente al escenario base; esto último es atribuible a la fuerte contracción en la oferta de bienes públicos.

6. CONCLUSIONES

En 2020 la pandemia generada por el virus Covid-19 impactó severamente en la economía global. La imposición de restricciones a la movilidad y el motivo “precaución” de trabajadores y consumidores conllevó en forma directa una brusca caída en la oferta de bienes y servicios impactando a empresas y hogares agudizando situaciones de pobreza y desigualdad. En 2020 se produjeron caídas en los ingresos per cápita en más del 90% de los países en desarrollo y emergentes, siendo la caída en el PBI global la más importante después de las dos guerras mundiales y la crisis de la década del 30 en el siglo XX. América Latina fue una de las dos regiones más afectadas. A su vez, dentro de la región Argentina tuvo una de las caídas del PBI más importantes –10% en 2020– además de importantes aumentos en la pobreza y caídas en el empleo.

En todo el mundo los gobiernos respondieron con políticas anticíclicas de gran magnitud. Si bien en el caso de Argentina la falta de acceso a los mercados voluntarios de deuda limitó el espacio de financiamiento, el país recurrió masivamente a la emisión monetaria para financiar el elevado déficit fiscal. En la medida que se flexibilizaron las restricciones de movilidad y se redujo la preferencia por la liquidez, la mayor emisión derivó en mayor inflación complicando el panorama social ya agravado por la crisis del Covid.

Los resultados de las simulaciones confirman lo observado a la fecha en la economía argentina en materia de crecimiento, empleo y bienestar bajo el escenario de pandemia en el corto plazo: una fuerte caída del PBI, el empleo y el bienestar en el primer año; un rebote parcial en el segundo año de los mismos indicadores; y la posibilidad que mediante políticas de transferencias a empresas y hogares (las políticas anticíclicas) atenuar la pérdida de PBI, bienestar y desempleo en el corto plazo.

A mediano y largo plazo, sin embargo, las políticas anticíclicas no logran revertir la menor acumulación de capital, el creciente endeudamiento y los menores indicadores de crecimiento y bienestar. En este contexto, una política de estabilización de deuda permitiría revertir el efecto negativo en inversión, crecimiento y desempleo de la pandemia.

El modelo por otro lado no analiza el daño económico y social por el impacto en el capital humano por enfermedad o muerte, y por las importantes pérdidas en educación. Tal vez inclusive sea más difícil evaluar el efecto de la pandemia respecto de la incertidumbre derivada de cambios en las pautas de ahorro-consumo-inversión; las nuevas formas de organización territorial del trabajo; la disrupción tecnológica con fuerte impacto en el empleo; las mutaciones y nuevas cepas del virus; los posibles nuevos roles para el Estado conduciendo tal vez a un nuevo tipo de contrato social; la compleja trama de cooperación internacional.

El modelo de equilibrio general computado también puede extenderse desde el punto de vista macroeconómico; algunos de los siguientes aspectos se podrían abordar en futuras extensiones: inclusión de los términos de intercambio; modelación de la tasa de interés de la deuda soberana doméstica en función de parámetros de liquidez y solvencia; e inclusión del dinero como variable y la emisión monetaria como fuente de financiamiento.

REFERENCIAS

- BALDWIN, R. and B. WEDER DI MAURO, Editors (2020). *Mitigating the COVID Economic Crisis: Act Fast and Do Whatever It Takes*. CEPR Press, VoxEU.org eBook.
- BURFISHER M. E. (2016). *Introduction to Computable General Equilibrium Models*. Cambridge University Press, 2nd. Edition.
- CEPAL (2021). *Panorama Social de América Latina 2020* (LC/PUB.2021/2-P/Rev.1).
- CAPOBIANCO, S., G. MICHELENA, L. MASTRONARDI y J. P. VILA MARTINEZ (2017). *Matriz de Contabilidad Social para Argentina. Estimación con desagregación exhaustiva de los sectores energéticos*, Ministerio de Energía y Minería y Ministerio de Producción.

- CHISARI, O. O., S. MAQUIEYRA y S. MILLER (2012). *Manual de modelos de equilibrio general computado con aplicaciones al cambio climático*. BID Notas Técnicas # IDB-TN-445.
- CHISARI, OMAR O., MERCANTE J., RAMOS M.P. y C. ROMERO (2020). *Estimación y Calibración de una Matriz de Contabilidad Social para la Economía Argentina de 2017*, Documento de Trabajo del IIEP No.54, Universidad de Buenos Aires.
- EICHENBAUM, M. S., S. REBELO and M. TRABAND (2020). *The Macroeconomics of Epidemics*, NBER Working Paper No. 26882.
- FERNANDEZ-VILLAVARDE, J. and C. I. JONES (2020). *Macroeconomic Outcomes and COVID-19: A Progress Report*, NBER Working Paper No. 28004.
- FORNARO, L. and M. WOLF (2020). *Coronavirus and Macroeconomic Policy*, Universitat Pompeu Fabra Barcelona, Economic Working Paper Series Working Paper No. 1713.
- GONZALEZ, A. and D. RODRIGUEZ (2021). *Using Macroeconomic Frameworks to Analyze the Impact of COVID-19: An Application to Colombia and Cambodia*, Institute for Capacity Development, IMF.
- MATHIESEN, L. (1985). "Computation of economic equilibria by a sequence of lineal complementarity problems", en Manne, A.S. (eds), *Economic Equilibrium: Model Formulation and Solution*. Mathematical Programming Studies, vol 23, Springer, Berlin, Heidelberg, pp. 144-162.
- POWELL, A. (2021). *Sobre la Macroeconomía de la Pandemia COVID-1*. BID.
- PYATT, G. y J. ROUND (1985). *Social Accounting Matrices*, The World Bank, Washington DC.
- ROMERO, C. (2009), "Calibración de modelos de equilibrio general computado: métodos y práctica usual", en Chisari, O. O., *Progresos en Economía Computacional*, Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires, pp. 27-70.
- SHOVEN, J. and J. WHALLEY, (1992). *Applying General equilibrium*, Cambridge University Press, New York.
- WORLD BANK (2021). *Global Economic Prospects*.
- ZHANG, X, Y. ZHANG and YU ZHU (2020). *COVID-19 Pandemic, Sustainability of Macroeconomy, and Choice of Monetary Policy Targets. A NK-DSGE Analysis Based on China*. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China.

ANEXO 1 ESTRUCTURA ANALÍTICA DEL MEGC

Aunque el modelo en general consiste en cinco grupos de ingreso, se supone por ahora que solo hay un agente en la economía, además del gobierno y el resto del mundo. Los impactos en la distribución del ingreso dependerán de las dotaciones de capital y trabajo de cada quintil.

Las ecuaciones (1) y (2) representan la igualación de las tasas marginales de sustitución entre bienes de infraestructura y bienes transables y no transables, respectivamente:

$$U_T/U_I = P_T/P_I \quad (1)$$

$$U_{NT}/U_I = P_{NT}/P_I \quad (2)$$

U es la función de utilidad de los consumidores y P_I los precios de bienes transables T, no transables NT y bienes de inversión I. En el modelo general los consumidores también demandan bienes importados directamente. En el modelo básico, la función de inversión es Cobb-Douglas y la demanda de bienes de inversión es una proporción fija del ingreso. Sin embargo, en las simulaciones se consideran alternativas tomando en cuenta las expectativas de los agentes sobre la base de una Q de Tobin.

La restricción presupuestaria está dada por:

$$P_T C_T + P_{NT} C_{NT} + P_I I = W(L_0 - UN) + RK_0 + BT + BNT + BI \quad (3)$$

En esta expresión C_i es el consumo del bien tipo i, W es el salario, R la remuneración del capital móvil entre industrias, y las B indican los beneficios de las industrias que producen los bienes correspondientes (serán cero en el modelo general que tiene capital específico por sector y funciones de producción homogéneas de grado uno). Las dotaciones de capital y trabajo son respectivamente K_0 y L_0 , en tanto que Un es la tasa de desempleo (en los casos en que hay rigideces salariales).

Por supuesto, las categorías de bienes representan grupos de mercancías compuestas en esta versión sencilla, aunque el modelo contiene muchas mercancías en cada una de esas categorías.

Los beneficios de las empresas y las correspondientes condiciones de maximización se pueden poner como sigue:

$$BT = ((1 - t_1)P_T - a_1 P_I - \alpha_1) F(L_T, K_T) - WL_T - RK_T \quad (4)$$

$$\left((1-t_1)P_T - \alpha_1\right)F_L(L_T, K_T) - W = 0 \quad (5)$$

$$\left((1-t_1)P_T - \alpha_1\right)F_K(L_T, K_T) - R = 0 \quad (6)$$

$$BNT = \left((1-t_2)P_{NT} - a_2P_I - \alpha_2\right)H(L_{NT}, K_{NT}) - WL_{NT} - RK_{NT} \quad (7)$$

$$\left((1-t_2)P_{NT} - \alpha_2\right)H_L(L_{NT}, K_{NT}) - W = 0 \quad (8)$$

$$\left((1-t_2)P_{NT} - \alpha_2\right)H_K(L_{NT}, K_{NT}) - R = 0 \quad (9)$$

$$BI = \left((1-t_I)P_I - b_1P_T - b_2P_{NT} - \beta\right)\eta G(L_I, K_I) - WL_I - RI_C \quad (10)$$

$$\left((1-t_I)P_I - b_1P_T - b_2P_{NT} - \beta\right)\eta G_L(L_I, K_I) - W = 0 \quad (11)$$

$$\left((1-t_I)P_I - b_1P_T - b_2P_{NT} - \beta\right)\eta G_K(L_I, K_I) - R = 0 \quad (12)$$

Las funciones F, H y G son las funciones de producción de bienes Transable, No Transables e inversión. Dependen de las cantidades empleadas de trabajo y capital, L y K.

Como se señaló en este caso se ha supuesto que hay un único bien de capital, móvil entre sectores. El modelo computado considera dos tipos de capital, incluyendo capital específico por sector. El resultado de la producción de bienes de inversión se suma en el período siguiente al *stock* de capital móvil.

Pero los sectores también utilizan bienes intermedios en una relación tipo Leontief. Dichos coeficientes han sido simplificados aquí suponiendo que los sectores de transables y no transables solo usan como bienes intermedios a la infraestructura (a_i) y los bienes importados (α_i). Los bienes importados tienen precio unitario porque corresponden al numerario de este modelo. El sector de inversión usa tanto bienes intermedios transables como no transables (b_i) e importaciones (β).

Nótese que se han representado los impuestos como impuestos cargados sobre las ventas de las empresas, proporcionado por las alícuotas t_i . El modelo computable incluye una descripción exhaustiva de todos los impuestos de la economía. Estos impuestos constituyen la fuente de recaudación que en este caso viene dada por:

$$WL_g = t_1P_T F + t_2P_{NT} H + t_I P_I G \quad (13)$$

Como se puede apreciar, en este caso sencillo el gobierno gasta todo su ingreso en contratar trabajo L_g . En el modelo usado en las simulaciones el gobierno compra trabajo, pero también bienes, paga deuda, realiza transferencias de seguridad social a los hogares, y hace gastos de inversión. Y tiene fuentes adicionales de ingresos como las derivadas de la propiedad de capital o las retenciones de las exportaciones.

Las siguientes ecuaciones representan los mercados de bienes y factores:

$$C_T + X + b_1 \eta G(L_I, K_I) = F(L_T, K_T) \quad (1)$$

$$C_{NT} + b_2 \eta G(L_I, K_I) = H(L_C, K_C) \quad (2)$$

$$I = \eta G(L_I, K_I) \quad (3)$$

$$L_T + L_{NT} + L_I + L_g + UN = L_0 \quad (4)$$

$$K_T + K_{NT} + K_I = K_0 \quad (5)$$

X representa las exportaciones, de manera de balancear sus cuentas externas. El modelo completo considera pago al resto del mundo por deuda y dividendos. En esta versión las dotaciones de la economía de trabajo y de capital se suponen dadas en la versión estática. El modelo general considera inversión y crecimiento de la población. Como se aprecia en la ecuación (16) es posible que haya desempleo en esta economía. Se trata de capturar así un problema crónico de las economías. Entonces es necesario definir una regla de determinación de salarios. Una versión sencilla de esa regla puede expresarse como:

$$W = \gamma_1 P_T + \gamma_2 P_T + \gamma_3 P_I \quad (6)$$

donde las γ_i dan la participación de cada tipo de bien en el ajuste de salarios. En general, se supone en la solución básica que esos coeficientes son los correspondientes en el índice de precios al consumidor, y que la expresión se interpreta como determinando un valor mínimo para el salario real, el que puede subir si las condiciones de oferta y demanda de trabajo así lo determinan (es decir, debería leerse como desigualdad).

Finalmente, el precio de los transables queda determinado por su nivel en el resto del mundo:

$$P_C = P^* \quad (7)$$

Este modelo simplificado contiene 20 ecuaciones y 20 incógnitas:

$P_T, P_{NT}, P_I, R, W,$
 $L_T, L_{NT}, L_I, L_g, K_T,$
 $K_{NT}, K_I, C_T, C_{NT}, I,$
 $BT, BNT, BI, X, Un.$

En realidad, de estas variables las principales son las primeras cinco, es decir los precios de la economía. Es importante notar que el precio de los bienes del resto del mundo, P^* , operan como numerario. Por tanto, el índice de precios del modelo está calculado en términos de bienes del resto del mundo. El programa MPSGE utiliza la representación del equilibrio walrasiano en términos de desigualdades de complementariedad mixta (el ya mencionado trabajo de Mathysen, 1985). A partir de la representación analítica y de la Matriz de Contabilidad Social, el modelo se calibra. Es decir, se determinan en una primera solución algunos parámetros, de modo de replicar las observaciones de un año. Luego el modelo es validado, replicando aproximadamente las observaciones de otro año (utilizando como variables endógenas, entre otras, el grado de movilidad del capital entre industrias y con el resto del mundo).

ANEXO 2

SHOCK DE PRODUCTIVIDAD (PRIMER AÑO)

Sector	% caída actividad simulada
Primario	10
Petróleo y gas	20
Minería	20
Alimenticia	0
Indumentaria	30
Madera y Papel	10
Refinación	0
Química y Plásticos	5
Metalmecánica	30
Automóviles	30
Electricidad	5
Gas	10
Agua	10
Construcción	60
Comercio	20
Hoteles y restaurantes	70
Transporte	30
Comunicación	20
Intermediación financiera	5
Servicios Públicos	10

ANEXO 3 SIMULACIONES

Indicadores	Base									
	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10
<i>Indicadores Macroeconómicos</i>										
PBI	-1,9	1,4	3,6	6,1	8,5	11,0	13,6	16,4	19,5	23,1
Crecimiento anual PIB										
Tasa eq	-1,9	3,4	2,2	2,4	2,3	2,3	2,3	2,5	2,7	3,0
Inversión/PBI (base=17.3)	17,1	17,0	17,0	16,9	16,9	16,9	17,0	17,2	17,5	18,0
Déficit primario/pbi	3,8	3,7	3,7	3,7	3,6	3,5	3,4	3,4	3,3	3,2
Tasa de Desempleo (base=9)	12,1	9,6	9,6	9,1	8,7	8,3	7,8	7,2	6,4	5,4
Salario real	0,0	-0,7	0,5	1,3	2,1	2,9	3,8	4,6	5,5	6,5
<i>Indicadores de Bienestar</i>										
H1.H2	-3,5	-0,6	-0,6	-0,6	5,6	-0,6	-0,6	-0,6	-0,6	17,9
H4.H5	-2,7	0,5	0,5	0,5	7,4	0,5	0,5	0,5	0,5	18,6
Provisión de bienes públicos	-4,7	-1,7	-1,7	-1,7	3,0	-1,7	-1,7	-1,7	-1,7	12,5
<i>Nivel de Actividad Agregado</i>										
Primario	0,6	4,5	7,7	11,0	14,3	17,9	21,5	25,4	29,7	34,7
Secundario	1,8	6,5	9,4	12,6	15,8	19,4	23,0	26,8	31,2	36,2
Terciario (sin sector público)	-3,1	-0,2	-0,2	-0,2	5,9	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	18,1

Indicadores	Pandemia									
	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10
<i>Indicadores Macroeconómicos</i>										
PBI	-14,3	-8,4	0,4	8,5	4,0	6,3	8,7	11,0	13,5	16,2
Crecimiento anual PIB										
Tasa eq	-14,3	6,9	9,6	2,3	2,7	2,2	2,3	2,2	2,3	2,4
Inversión/PBI (base=17.3)	16,7	16,6	16,8	16,9	16,9	16,8	16,8	16,8	16,9	17,0
Déficit primario/pbi	5,8	3,8	3,6	3,5	3,6	3,5	3,4	3,4	3,3	3,2
Tasa de Desempleo (base=9)	18,3	14,3	9,6	8,7	11,4	11,2	10,8	10,5	10,1	9,6
Salario real	-3,7	-5,0	-2,7	2,1	0,8	1,8	2,6	3,4	4,2	5,0
<i>Indicadores de Bienestar</i>										
H1.H2	-12,7	-9,6	-1,7	5,6	1,2	3,1	5,2	7,2	9,3	11,6
H4.H5	-15,4	-8,3	-0,2	7,4	2,8	5,1	7,4	9,6	11,8	13,9
Provisión de bienes públicos	-13,9	-10,8	-2,3	3,0	-0,9	0,4	2,1	3,7	5,3	7,0
<i>Nivel de Actividad Agregado</i>										
Primario	-16,1	-6,7	3,1	14,3	8,8	12,2	15,4	18,7	22,2	26,0
Secundario	-22,2	-9,0	6,2	15,8	10,8	14,0	17,2	20,4	23,8	27,5
Terciario (sin sector público)	-11,7	-8,2	-1,2	5,9	1,7	3,5	5,6	7,6	9,7	11,9

Indicadores	Políticas Anticíclicas									
	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10
<i>Indicadores Macroeconómicos</i>										
PBI	-12,5	-8,5	0,9	8,5	4,3	5,7	8,6	11,1	13,8	16,7
Crecimiento anual PIB										
Tasa eq	-12,5	4,6	10,2	2,3	2,8	1,3	2,7	2,3	2,4	2,5
Inversión/PBI (base=17.3)	16,3	16,5	16,7	16,9	17,1	17,2	17,0	17,0	17,1	17,2
Déficit primario/pbi	9,7	5,3	5,6	3,8	4,6	3,5	3,5	3,4	3,4	3,3
Tasa de Desempleo (base=9)	14,8	14,4	8,2	8,7	10,2	11,8	10,8	10,5	9,9	9,3
Salario real	-3,8	-4,4	-2,8	2,1	0,8	1,8	2,3	3,3	4,1	5,0
<i>Indicadores de Bienestar</i>										
H1.H2	-3,8	-5,4	1,5	5,6	0,8	2,1	4,6	6,8	9,1	11,6
H4.H5	-15,5	-9,6	-1,3	7,4	2,4	3,6	6,6	9,0	11,3	13,6
Provisión de bienes públicos	-13,0	-13,0	-2,0	3,0	-0,9	-0,9	1,3	2,9	4,7	6,6
<i>Nivel de Actividad Agregado</i>										
Primario	-12,4	-5,2	5,4	14,3	11,1	12,3	16,0	19,6	23,3	27,3
Secundario	-18,0	-7,5	8,3	15,8	12,8	14,6	18,4	21,7	25,4	29,4
Terciario (sin sector público)	-9,3	-8,1	-0,7	5,9	2,1	2,7	5,2	7,3	9,6	12,0

Indicadores	Políticas Anticíclicas y Equilibrio Fiscal									
	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10
<i>Indicadores Macroeconómicos</i>										
PBI	-12,5	-8,5	0,5	8,5	4,5	7,5	10,9	14,7	18,5	23,6
Crecimiento anual PIB										
Tasa eq	-12,5	4,6	9,8	2,3	3,3	2,9	3,2	3,5	3,2	4,3
Inversión/PBI (base=17.3)	16,3	16,5	16,9	16,9	17,5	17,6	17,9	18,3	19,0	19,8
Déficit primario/pbi	9,7	5,3	3,3	4,0	0,3	-0,2	-1,2	-1,7	-3,3	-3,8
Tasa de Desempleo (base=9)	14,8	14,4	9,2	8,7	10,8	10,0	8,8	7,4	6,8	4,6
Salario real	-3,8	-4,4	-2,8	2,1	0,7	1,9	2,9	4,1	5,3	6,5
<i>Indicadores de Bienestar</i>										
H1.H2	-3,8	-5,4	-0,1	5,6	-1,0	2,1	3,7	7,6	9,7	12,4
H4.H5	-15,5	-9,6	0,5	7,4	7,4	11,2	15,9	20,2	24,6	29,0
Provisión de bienes públicos	-13,0	-13,0	-6,8	3,0	-9,9	-10,3	-10,8	-10,9	-12,2	-8,7
<i>Nivel de Actividad Agregado</i>										
Primario	-12,4	-5,2	5,6	14,3	13,0	18,2	23,9	30,1	35,9	42,5
Secundario	-18,0	-7,5	8,6	15,8	14,3	18,8	23,9	29,5	35,0	41,3
Terciario (sin sector público)	-9,3	-8,1	-0,9	5,9	3,1	6,2	9,6	13,5	17,0	21,8

PREDICCIÓN MATEMÁTICA DE LA RELACION MARGINAL CAPITAL PRODUCTO ANUAL CON BASE EN UNA METODOLOGIA FUNDAMENTADA EN LA CAMINATA AL AZAR PROBABILISTICA

MATHEMATICAL PREDICTION OF THE ANNUAL MARGINAL CAPITAL-OUTPUT RATIO BASED ON A PROBABILISTIC RANDOM WALK METHODOLOGY

JOSE REYES BERNAL-BELLON*

GEDES, Universidad Antonio Nariño

JAIME RODRIGUEZ*

GEDES, Universidad Antonio Nariño

JAVIER OSWALDO RODRIGUEZ VELASQUEZ**

Grupo Insight

SANDRA CATALINA CORREA HERRERA**

Grupo Insight

SIGNED ESPERANZA PRIETO BOHORQUEZ**

Grupo Insight

JORGE ELIECER GAITAN MENDEZ***

GEICOS, Universidad Agustiniana

Resumen

Se ha demostrado que la variabilidad de la relación marginal capital producto es la que determina la tasa de crecimiento de las economías según el modelo de Harrod, por ello, es importante predecir su comportamiento. Este trabajo desarrolla una metodología basada en la caminata al azar

* Grupo de estudios en desarrollo económico y social GEDES. Universidad Antonio Nariño. Bogotá, Colombia. E-mail: jose.bernal@uan.edu.co

** Grupo Insight. Insight Research Group SAS. Bogotá, Colombia. E-mail: grupoinsight2025@gmail.com

*** GEICOS. Universidad Agustiniana. Bogotá, Colombia. E-mail: joelgamen118@yahoo.e
Dirección de correspondencia: Dr. José Reyes Bernal-Bellon. Universidad Antonio Nariño calle 58ª #37-94 Bogotá Colombia. Tel cel 3017718832.

probabilista para predecir la relación marginal capital producto anual de Colombia para el 2017 con base en la información de la base de datos Penn World Table desde 1993 hasta 2016. Se encontró que esta variable posee órdenes matemáticos subyacentes, lo que permite su predicción con una precisión del 97,69%.

Palabras clave: Relación marginal capital producto, probabilidad, macroeconomía, tasa de crecimiento económico.

Clasificación JEL: C02, C53, C82.

Abstract

It has been shown that the variability of the marginal capital product ratio is what determines the growth rate of economies according to Harrod's model; therefore, it is important to predict its behavior. This paper develops a methodology based on probabilistic random walk to predict the annual marginal capital product ratio of Colombia for the year 2017 based on information from the Penn World Table database from 1993 to 2016. It was found that this variable has underlying mathematical orders, which allows its prediction with an accuracy of 97.69%.

Keywords: Marginal capital product ratio, probability, macroeconomics, economic growth rate.

JEL Classification: C02, C53, C82.

INTRODUCCION

El entorno económico contemporáneo es cada vez más dinámico y globalizado, lo que ha generado que se contemplen herramientas que permitan entender y, en el escenario ideal, predecir las tendencias de las variables macroeconómicas que reflejen el crecimiento económico de los países. Una de las variables que representa interés contemporáneamente es la relación marginal capital producto $\Delta K/\Delta Y$, que usualmente presupone un valor relativamente constante pero que ha demostrado tener un comportamiento altamente variable, y es un fenómeno o una regularidad que se mantiene en todos los países del mundo (Bernal 2008a, 2008b 2010).

Lo anterior presupone que se generen tareas difíciles de explicar, particularmente el qué determina la relación $\Delta K/\Delta Y$, para que a partir de esta se pueda encontrar un modelo que prediga esa variable y se pueda pronosticar con un acierto adecuadamente

alto la tasa de crecimiento de los diferentes países del mundo (Mulligan, Threinen, 2009; Bernal, 2011). Lo anterior presupone explorar abordajes que estudien fenómenos altamente complejos que reflejen la volatilidad de la variable como aquellos que proporciona la física teórica por medio de la teoría de la probabilidad y la caminata al azar (Feynman, Leighton, Sands, 1964; Laplace, 1995; Mood, Graybill, Boes, 1974; Wiener, 1958; Lavenda, 1990).

La teoría de la probabilidad ha permitido cuantificar fenómenos aparentemente impredecibles y complejos de manera objetiva y reproducible. A partir de esta teoría y el movimiento browniano se desarrolló la caminata al azar, la que permite aproximar el estudio de fenómenos que exhiben irregulares en el tiempo. Por ejemplo, al realizar experimentos de lanzamientos de monedas repetidos, se ha logrado cuantificar la dinámica del experimento respecto del inicio, de manera que se caracteriza el fenómeno probabilista subyacente y se obtienen valores cuantitativos para predecir la evolución de los lanzamientos en rangos específicos (*et al.* Feynman, Leighton, Sands, 1964; Laplace, 1995; Mood, Graybill, Boes, 1974; Wiener, 1958, y Lavenda, 1990).

Sobre la base en los fundamentos matemáticos anteriores, se han desarrollado investigaciones en donde se ha caracterizado la dinámica de comportamientos altamente complejos, como la cantidad de personas que resultan infectadas anualmente por malaria, al igual que otras dinámicas como la presentación de casos de obesidad y la mortalidad asociada a lesiones causadas por tránsito (Rodríguez, Prieto, Correa, Pérez y Soracipa (2017), Rodríguez, Prieto, Fajardo, Correa, López y Castro (2015), Rodríguez, Jattin y Soracipa (2020)). Las predicciones que se han realizado desde esta perspectiva teórica han obtenido aciertos hasta del 95 % en comparación con los registros reportados por entidades especializadas, lo que evidencia su alta capacidad predictiva.

Considerando los diversos fenómenos en los que se ha aplicado la caminata al azar probabilista, se sugiere su extensión al estudio de variables de interés económico como la relación marginal capital producto anual a partir de la abstracción de todos los macrofactores relacionados en su análisis. Por esto, el propósito de esta investigación consiste en desarrollar una metodología que permita predecir el comportamiento anual de la relación marginal capital producto a partir de la caminata al azar probabilista y comprobar su aplicabilidad mediante una aplicación para predecir el comportamiento de la variable en Colombia para 2017.

METODOLOGIA

Diseño del estudio

Estudio observacional retrospectivo en el que se evaluó la tendencia de la relación marginal capital producto entre 1993 y 2016 para Colombia. Para ello se analizó el comportamiento geométrico de la dinámica de la relación por medio de la caminata

al azar probabilista (*et al.* Prieto, Correa, Pérez y Soracipa (2017), Rodríguez, Prieto, Fajardo, Correa, López y Castro (2015), Rodríguez, Jattin y Soracipa (2020)), posterior al haber graficado los valores anuales en un mapa bidimensional en el tiempo.

Procedimiento

Inicialmente, partiendo de los datos reportados en la base de datos Penn World Table Feenstra, Inklaar y Timmer (2015) se establecieron las longitudes de las variaciones anuales de la relación marginal capital producto, donde los valores del eje X representarán el valor de la relación marginal capital producto en un año, y por ser una variación de un año, al realizar la resta entre un año y otro dio como resultado cero.

La longitud de la relación marginal capital producto es calculada mediante la siguiente ecuación:

$$L = \sqrt{(X_1 - X_o)^2 + (Y_1 - Y_o)^2} \quad \text{Ecuación (1)}$$

Donde, X_0 y Y_0 : son las coordenadas para el tiempo inicial; X_1 y Y_1 : son las coordenadas para el año siguiente y L : es la longitud de una variación anual.

Luego se construyó un espacio de probabilidad donde cada longitud L fue definido como un evento calculando la probabilidad de cada longitud, definida como el cociente de la relación marginal capital producto entre la suma total de las longitudes. Con base en este valor se calculó la proporción de la longitud respecto del mínimo valor de las longitudes hallado.

$$P(L) = \frac{\text{Longitud relación marginal capital producto}}{\text{Total longitudes}} = \frac{L}{TL} \quad \text{Ecuación (2)}$$

Posteriormente se calculó la probabilidad de la relación marginal capital producto para cada año $P(N)$, la que corresponde al valor de la relación marginal capital producto de dicho año dividido entre la suma total de estos cambios.

$$P(N) = \frac{\text{Relación marginal capital producto}}{\text{Total relaciones}} \quad \text{Ecuación (3)}$$

Para saber si existe un cargamiento de la probabilidad de esta dinámica, es decir, si los valores hallados son equiprobables o no, se usó la fórmula de la desviación media cuadrática equiprobable de la caminata al azar enunciada en la ecuación 4:

$$P(R_n) = \frac{\text{Relación marginal capital producto}}{\text{Total relaciones}} \pm \frac{1}{2\sqrt{N}} \quad \text{Ecuación (4)}$$

Con el fin de delimitar la dinámica de la relación marginal capital producto y determinar las predicciones se construyó un espacio de probabilidad que evalúa los últimos tres valores consecutivos de la dinámica de la relación marginal capital producto. Seguidamente se definió el promedio aritmético de estos tres períodos como el valor de la probabilidad para la longitud del período cuyo porcentaje fue predicho; finalmente se sustituyó este valor en la ecuación 1 y se despejó hasta obtener una ecuación cuadrática en función de Y (ecuación 5), obteniendo como solución dos valores que corresponden a la predicción.

$$Y_{\text{año a predecir}} = \frac{2Y_{\text{año a predecir}} \pm \sqrt{(-2Y_{\text{año a predecir}})^2 - 4\{Y_{\text{año a predecir}}^2 + (X_1 - X_0)^2 - [P(L)^2 \times (TL)^2]\}}{2}$$

Ecuación (5)

Donde: P(L) es el promedio aritmético de la probabilidad para los 3 últimos periodos, y TL es la sumatoria de las 3 longitudes de los tres últimos años.

Ulteriormente se construyó un espacio de probabilidad adicional compuesto por dos eventos: disminución (D) y aumento (A) de la relación marginal capital producto respecto del año anterior, y se estudió el comportamiento de períodos consecutivos de dos y tres años. Este espacio fue construido con el fin de determinar cuál de los dos valores cuantitativos ya obtenidos para la predicción es el que resulta más probable.

Finalmente se realizó una predicción para el 2017 y se comparó el resultado de la predicción con los valores reales reportados de la relación marginal capital producto por la base de datos Penn World Table, con el fin de confirmar las predicciones (Feenstra, Inklaar y Timmer, *et al.*).

RESULTADOS

Los valores de la relación marginal capital producto oscilaron entre -2,93 a 35,19 cuyas longitudes oscilaron entre 0,056 a 38,13 (ecuación 1) y sus probabilidades entre 0,0005 a 0,3067 (ecuación 2). Asimismo, los valores de la proporción de las distancias respecto de la distancia mínima encontrada para el periodo descrito estuvieron entre 0,001 y 1 (Tabla 1).

Por su parte, los valores de la desviación media cuadrática (ecuación 4) variaron entre 0,057 a 0,251 con valores de diferencia esperada entre -0,04 a 0,039 (Tabla 2), lo que evidencia que la relación marginal capital producto exhibe características de no equiprobabilidad, permitiendo su predicción.

TABLA 1

CALCULOS DE LONGITUDES POR PERIODO Y PROBABILIDAD DE LONGITUDES
PARA LA RMCP DE COLOMBIA

Año	Valor RMCP	L	Valor medio	P(L)
1993	4,704	-	-	
1994	5,339	0,635	0,017	0,0051
1995	5,181	0,158	0,004	0,0013
1996	10,852	5,671	0,149	0,0456
1997	6,345	4,507	0,118	0,0363
1998	35,191	28,846	0,757	0,2320
1999	-2,939	38,131	1,000	0,3067
2000	5,023	7,962	0,209	0,0640
2001	9,477	4,455	0,117	0,0358
2002	7,013	2,464	0,065	0,0198
2003	4,818	2,195	0,058	0,0177
2004	3,759	1,059	0,028	0,0085
2005	4,429	0,670	0,018	0,0054
2006	3,415	1,014	0,027	0,0082
2007	3,358	0,057	0,001	0,0005
2008	6,405	3,047	0,080	0,0245
2009	12,457	6,052	0,159	0,0487
2010	5,205	7,251	0,190	0,0583
2011	3,399	1,806	0,047	0,0145
2012	5,307	1,908	0,050	0,0153
2013	4,465	0,842	0,022	0,0068
2014	5,235	0,770	0,020	0,0062
2015	7,285	2,050	0,054	0,0165
2016	10,047	2,762	0,072	0,0222

RMCP: Relación marginal capital producto, L: Longitudes, P(L): Probabilidad de las longitudes.

El análisis probabilista de los aumentos y disminuciones consecutivas permitió evidenciar que el evento con mayor probabilidad de ocurrencia para el año a predecir correspondía al aumento con una magnitud asociada de 0,54 (Tabla 3), asimismo se analizó la probabilidad de aparición de periodos de 3 años consecutivos, en los que se evalúa el comportamiento probabilista de las combinaciones de aumentos y disminuciones en la serie, encontrando que el evento más probable para el siguiente año era un aumento, estos datos no se muestran.

Luego, se tomaron los datos correspondientes a los tres años previos al año a predecir para reemplazar estos valores en la ecuación 5 y obtener dos valores para el 2017, de los que se obtiene la predicción.

TABLA 2

CÁLCULO DE VALORES DE PROBABILIDAD Y DE DESVIACIÓN MEDIA CUADRÁTICA PARA LA RMCP DE COLOMBIA

Año	P(N)	DMC+	DMC-	DMC+ P(N)	DMC- P(N)
1993	0,0284	0,0672	-0,0105	0,0388	-0,0388
1994	0,0322	0,0710	-0,0066	0,0388	-0,0388
1995	0,0313	0,0701	-0,0076	0,0388	-0,0388
1996	0,0655	0,1043	0,0266	0,0388	-0,0388
1997	0,0383	0,0771	-0,0006	0,0388	-0,0388
1998	0,2123	0,2511	0,1735	0,0388	-0,0388
1999	-0,0177	0,0211	-0,0566	0,0388	-0,0388
2000	0,0303	0,0691	-0,0085	0,0388	-0,0388
2001	0,0572	0,0960	0,0183	0,0388	-0,0388
2002	0,0423	0,0811	0,0035	0,0388	-0,0388
2003	0,0291	0,0679	-0,0098	0,0388	-0,0388
2004	0,0227	0,0615	-0,0162	0,0388	-0,0388
2005	0,0267	0,0656	-0,0121	0,0388	-0,0388
2006	0,0206	0,0594	-0,0182	0,0388	-0,0388
2007	0,0203	0,0591	-0,0186	0,0388	-0,0388
2008	0,0386	0,0775	-0,0002	0,0388	-0,0388
2009	0,0751	0,1140	0,0363	0,0388	-0,0388
2010	0,0314	0,0702	-0,0074	0,0388	-0,0388
2011	0,0205	0,0593	-0,0183	0,0388	-0,0388
2012	0,0320	0,0708	-0,0068	0,0388	-0,0388
2013	0,0269	0,0658	-0,0119	0,0388	-0,0388
2014	0,0316	0,0704	-0,0073	0,0388	-0,0388
2015	0,0439	0,0828	0,0051	0,0388	-0,0388
2016	0,0606	0,0994	0,0218	0,0388	-0,0388

DMC: Desviación media cuadrática, P(N): probabilidad del número de casos.

TABLA 3

CÁLCULO DE PROBABILIDADES PARA AUMENTOS Y DISMINUCIONES CONSECUTIVAS PARA EL PERIODO 1993-2016 PARA COLOMBIA

Periodos consecutivos	A		D	
	V	P	V	P
1	2	0,154	2	0,154
2	1	0,154	2	0,308
3	1	0,231	0	0,000
4	0	0,000	0	0,000
Total	7	0,538	6	0,462

A: aumentos, D: disminuciones, P: probabilidad, V: valor, corresponde al número de repeticiones, en la serie temporal evaluada, de periodos en los que se dan aumentos o disminuciones consecutivos específicos.

Para obtener el valor final predicho, se evaluó un último espacio de probabilidad, evaluando el comportamiento más probable respecto del aumento o descenso teniendo en cuenta los dos valores del último rango obtenido con la ecuación 5, encontrándose que el evento más probable fue aumento. Por tanto, se promedió el valor del rango cuantificado con la ecuación 5 para después promediar nuevamente el valor con el límite superior del rango, cuyo resultado fue 10,98 que, al ser comparado con el valor real, de 11,236, indicó un porcentaje de precisión del 97,69 %.

DISCUSION

Esta es la primera investigación en donde se desarrolló una metodología para predecir la relación marginal capital producto anual a partir de la caminata al azar y una ecuación de segundo grado. Los altos resultados predictivos obtenidos con este método sugieren que esta variable presenta órdenes matemáticos subyacentes que permiten establecer predicciones de su comportamiento, independiente de otros factores que complejizan este fenómeno. En este orden de ideas, este trabajo evidencia que la aplicación de las teorías físicas y matemáticas puede dar solución a fenómenos considerados indeterminados e impredecibles como las fluctuaciones de variables de interés en macroeconomía.

En 1961 Kaldor encontró seis hechos del crecimiento económico y uno de ellos hacía referencia a la relativa constancia o invariabilidad de la relación capital producto. Se afirma que, si esta relación es relativamente constante, entonces la relación marginal capital producto también es relativamente constante porque en el largo plazo el crecimiento del capital debería ser igual al crecimiento del producto o las variaciones del capital deberían ser proporcionales a las variaciones de ese producto de la economía. Esta propuesta es aceptada en general por la academia (Jones, 1988; Grabowski y Shields, 2000; Melhum, 2005), es decir, la relación capital producto es igual a la marginal por medio de la ecuación 6:

$$\frac{K}{Y} = \frac{\Delta K}{\Delta Y} \quad \text{Ecuación (6)}$$

De esta manera, es una de las variables o parámetros del modelo tradicional de Harrod (17) que define la tasa de crecimiento de la economía como la relación entre la tasa de inversión o de ahorro dividida por la relación incremental capital producto como se muestra a continuación en la ecuación 7:

$$G_y = \frac{s}{C} = \frac{i}{C} \quad \text{Ecuación (7)}$$

De donde G_y es la tasa de crecimiento del producto, es la tasa de inversión “ i ” que debe ser igual a la tasa de ahorro de la economía igual a “ s ” definida como la propensión marginal o media a ahorrar y C es la relación incremental capital producto. Este indicador C expresa la productividad de la inversión de forma inversa en la ecuación 8:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta K} = \frac{\Delta Y}{I} \tag{Ecuación (8)}$$

Donde las variaciones en el capital son exactamente iguales a la inversión ($\Delta K=I$).

Sin embargo, a partir de un análisis de 88 países de 5 continentes, se evidenció que la relación capital producto es constante, pero difiere sustancialmente de la relación marginal capital producto para todos los países analizados, tanto a nivel regional de Asia y África como para los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, Centroamérica y Suramérica (Bernal, 2009).

Así, se demostró que la relación marginal capital producto es muy volátil, que los datos de los diferentes países muestran que la relación capital producto es diferente de la marginal y mientras que $\frac{K}{Y}$ es relativamente constante, la relación marginal es la que determina la tasa de crecimiento a pesar de su alta volatilidad (Bernal *et al.*, 2009), con la cual valores bajos de $\frac{\Delta K}{\Delta Y}$ se vincularán con una tasa de crecimiento alta y a la inversa. En este contexto, se hace necesario generar nuevas aproximaciones conceptuales que permitan comprender esta volatilidad para lograr predicciones efectivas del crecimiento económico, lo que puede ser abordado mediante métodos altamente variables.

Al utilizar la ecuación 7 para definir la tasa de crecimiento, se toma el valor de la tasa de inversión para 2016 y se divide por el valor de la relación marginal capital producto derivado con base en la caminata aleatoria que es 10,98 y el valor obtenido de la tasa de crecimiento de la economía para el 2017 es de 1,83 que difiere de su valor real (1,77) en 0,06, es decir este valor pronosticado de la tasa de crecimiento equivale al 98,96%.

Como ejemplo de lo anterior, se ha observado que la alta variabilidad o aparente aleatoriedad de fenómenos complejos como la variación anual de los casos de malaria a nivel nacional y de los casos de obesidad, al igual que la mortalidad asociada a lesiones causadas por tránsito puede ser abordada mediante la caminata al azar probabilista, logrando predicciones que superan los modelos estadísticos convencionales, ya que en estos escenarios se han obtenido precisiones hasta del 95 %.

Las nociones fisicomatemáticas con las que se fundamenta el desarrollo de esta metodología se relacionan con el movimiento browniano, en donde se establece una generalización del mismo y que posibilita el estudio de dinámicas que presenten esta clase de movimiento aunado a que la dinámica cumpla con los axiomas de la

probabilidad, la función de la recta, y tener información de las variaciones en intervalos temporales constantes, con el fin de poder realizar una asociación entre los valores de la probabilidad y las rectas, desarrollando una predicción dinámica probabilista.

Finalmente, es importante destacar que este enfoque predictivo basado en el pensamiento acausal de la física teórica ha permitido estudiar características importantes de otros fenómenos. Por ejemplo, se han generado métodos diagnósticos de la dinámica cardíaca a partir de la entropía (Rodríguez, Villamizar, Correa, Laguado, Prieto y Pernet, 2020) y sus relaciones al igual que caracterizaciones del cáncer de tiroides a partir de la geometría fractal (Rodríguez, Grisales, Barrios, Correa, Prieto y Jattin J., *et al.*). Igualmente, se han desarrollado métodos predictivos de mortalidad en pacientes en la unidad de cuidados intensivos mediante la teoría de conjuntos (Rodríguez, Medina, Soracipa, Jattin, Páez y Guzmán, *et al.*) y de la unión de moléculas al HLA clase II (Rodríguez, 2008).

FINANCIACION

Producto derivado del proyecto 2021017 financiado por la Universidad Antonio Nariño sede Bogotá.

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a la Vicerrectoría de Investigaciones de la Universidad Antonio Nariño por apoyar nuestras investigaciones. Igualmente, agradecemos a Insight Research Group SAS por su apoyo administrativo y asistencial para ejecutar esta investigación.

REFERENCIAS

- BERNAL JR (2008). "La tasa de Crecimiento Garantizada de Harrod Como Ley del Crecimiento Económico: Una Comprobación Empírica". *Cuad. Econ.* 27 no. 49.
- BERNAL JR (2010). "Un Nuevo Hecho Estilizado Del Crecimiento: La Relacion Marginal Capital Producto Es Muy Volátil Y Determina La Volatilidad De La Tasa De Crecimiento De La Economía". *Global Journal of Management and Business Research*, 4-17.
- BERNAL JR (2008). "Inversión, progreso técnico y crecimiento económico. Más allá de Hussein y Thirlwall". *Revista CIFE*, 13:227-234.
- BERNAL JR (2011). "Reflexiones acerca de los desarrollos recientes del modelo de crecimiento de Harrod". *Revista CIFE*, 18:39-49.
- BERNAL JR (2009). "La volatilidad de la tasa de crecimiento de la economía: una explicación desde el teorema de Harrod". *Revista CIFE*, 15:31-47
- FEYNMAN RP, LEIGHTON RB, SANDS M (1964). "Probabilidad". En: Feynman RP, Leighton RB, Sands M. *Física*. Vol. 1. Wilmington: Addison-Wesley Iberoamericana, S.A., p. 6-1, 6-16.
- FEENSTRA RC, INKLAAR R, TIMMER MP (2015). "The Next Generation of the Penn World Table" *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182. Disponible en: at www.ggdc.net/pwt

- GRABOWSKI R., SHIELDS M (2000). A Dynamic, “Keynesian Model of Development”. *Journal of Economic Development*, 25(1):1-15
- JONES HG (1988). *Introducción a las Teorías Modernas del Crecimiento Económico*. Antoni Bosch Editor.
- LAPLACE P (1995). *Ensayo filosófico sobre las probabilidades*. Barcelona: Atalaya.
- LAVENDA B (1990). El Movimiento Browniano. En: A. Fernández-Rañada. Orden y Caos. *Scientific American*. Barcelona: Prensa Científica S.A., p. 28-37.
- MELHUM H (2005). A Note on Ramsey, Harrod-Domar, Solow and a Closed Form Saddle Path. Universitet I Oslo. Oslo. Disponible en: <http://folk.uio.no/hmehlum/publications/atlast.pdf>
- MOOD A., GRAYBILL F., BOES D (1974). *Introduction to the theory of statistics*. 3a Ed. Singapore Mc. Graw-Hill.
- MULLIGAN CB, THREINEN L (2010). The Marginal Products of Residential and Non-Residential Capital Through 2009. NBER Working Papers. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/15897.html>
- RODRIGUEZ JO, PRIETO SE, CORREA SC, PEREZ CE, SORACIPA MY (2017). Dinámica de la epidemia de malaria en Colombia: Predicción probabilística temporal. *Rev. Salud pública*, 19(1):52-59.
- RODRIGUEZ J., PRIETO S., FAJARDO E., CORREA C., LOPEZ F., CASTRO J., *et al.* (2015). “Predicción de la dinámica temporal de egresos hospitalarios por obesidad en niños y jóvenes en Estados Unidos”. *Rev Chil Nutr*, 42(4):345-350.
- RODRIGUEZ J., JATTIN J., SORACIPA Y (2020). Probabilistic temporal prediction of the deaths caused by traffic in Colombia. Mortality caused by traffic prediction. *Accident Analysis and Prevention*. 105332.
- RODRIGUEZ JO, VILLAMIZAR ML, CORREA SC, LAGUADO E., PRIETO SE, PERNETT FB, *et al.* (2020) Aplicación de una metodología diagnóstica de los sistemas cardíacos en pacientes hipertensos fundamentada en las proporciones de la entropía. *Revista Latinoamericana de Hipertensión*, 15:339-344.
- RODRIGUEZ JO, GRISALES C., BARRIOS F., CORREA S., PRIETO S., JATTIN J., *et al.* (2020) Application of fractal and Euclidean methods to differentiate normal and neoplastic thyroid cells. *Indian J Med Paediatr Oncol*. 41:874-8.
- RODRIGUEZ JO, MEDINA S., SORACIPA MY, JATTIN JJ, PAEZ K., GUZMAN E., *et al.* (2019) Confirmación de la metodología diagnóstica diseñada para evaluar la dinámica cardíaca aguda durante 15 horas. *Gac Med*. Bilbao. 116(1):09-15.
- RODRIGUEZ J (2008). Teoría de unión al HLA clase II teorías de Probabilidad Combinatoria y Entropía aplicadas a secuencias peptídicas. *Inmunología*. 27(4): 151-66.
- WIENER N (1958). *Nonlinear problems in random theory*. Cambridge: Technology Press.

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 49 • Nº 2 / DICIEMBRE 2022

ARTÍCULOS

The elasticity of substitution and labor-saving innovations in the Spanish regions

Antonio Cutanda

Intellectual property rights and North-South trade:

Exports vs. foreign direct investment

Quan Dong, Juan Carlos Bárcena-Ruiz, María Begoña Garzón

Does college make you *progre*? Evidence from Bolivia

Antonio Saravia

Herding behavior in the Chinese stock market and the impact of COVID-19

Carlos Maquieira, Christian Espinosa-Méndez

Credenciales universitarias y diferenciales salariales

en la estructura productiva argentina

Martín Trombetta, Gisella Pascuariello, Nicolás Sidicaro,

Pablo Sonzogni, Gisel Trebotic

SUSCRIPCIONES AÑO 2023

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