

# Ensayos de Política Económica

## Año 2021

Año XV Vol. III Nro. 3  
ISSN 2313-979X

**COVID-19 a nivel local: SEIR+ un modelo para proyectar escenarios epidemiológicos y demandas hacia el sistema sanitario**  
Alejandro Danón, Andrés S. Mena y Andrés Ramasco

**Dinámica discreta en un modelo de crecimiento de Solow con ahorro diferencial constante y crecimiento poblacional no constante**  
Fernando Suárez

**An estimation of expenditure needs for Argentinian provinces: A structural modeling approach**  
Héctor Cardozo

**Capital humano y ciclo económico. La inscripción en educación superior en la Unión Europea en el período 2000-2018**  
Ignacio Duran

**Caracterización del empleo doméstico en la Argentina**  
Juan Cruz Llambías



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA ARGENTINA  
Facultad de Ciencias Económicas  
Departamento de Investigación Francisco Valsecchi





Ensayos de Política Económica – Año XV Vol. III Nro. 3

---

**Editor Responsable:**

Dr. Mariano Rabassa (Universidad Católica Argentina, Argentina)

**Secretaria de Redacción:**

Dra. Patricia A. Saporiti (Universidad Católica Argentina, Argentina)

**Consejo Editorial:**

Dr. Daniel Aromí (Universidad Católica Argentina; Universidad de Buenos Aires, Argentina)

Dra. María Elisa Belfiori (Universidad Torcuato Di Tella, Argentina)

Dra. Ann Mitchell (Universidad Católica Argentina, Argentina)

Dr. Marcelo F. Resico (Universidad Católica Argentina, Argentina)

**Consejo Asesor:**

Dra. María Inés Barbero (Universidad de Buenos Aires, Argentina)

Dr. Eduardo Luis Fracchia (Universidad Austral, Argentina)

Dra. María Florencia Gabrielli (Universidad Nacional de Cuyo; CONICET, Argentina)

Dr. Javier García Cicco (Banco Central de la República Argentina, Argentina)

Dr. Leonardo Gasparini (Universidad Nacional de La Plata; CONICET, Argentina)

Dr. Nils Goldschmidt (Universidad de Siegen, Alemania)

Dr. Martín Grandes (Universidad de Buenos Aires; CONICET, Argentina)

Dr. Daniel Heymann (Universidad de Buenos Aires, Argentina)

Dr. Alejandro Jacobo (Universidad Nacional de Córdoba, Argentina)

Dr. José Luis Machinea (Universidad Torcuato Di Tella, Argentina)

Dr. Gabriel Montes Rojas (Universidad de Buenos Aires; CONICET, Argentina)

Dr. Stefano Solari (Universidad de Padua, Italia)

Dr. Jorge Streb (Universidad del CEMA, Argentina)

**Equipo técnico:**

María Florencia Lamas

Bianca Lombardo

**Universidad Católica Argentina**

Rector: Dr. Miguel Ángel Schiavone

**Facultad de Ciencias Económicas**

Decana: Dra. Alicia Caballero

**Departamento de Investigación Francisco Valsecchi**

Directora: Dra. Patricia A. Saporiti

Departamento de Investigación Francisco Valsecchi

Facultad de Ciencias Económicas

Av. Alicia Moreau de Justo 1400, 4º piso, oficina 470, (C1107AFB), Buenos Aires, Argentina.

E-mail: [repeconomica@uca.edu.ar](mailto:repeconomica@uca.edu.ar)

Teléfono: 43490200 - interno 2834

Para consultar la versión electrónica:

<https://erevistas.uca.edu.ar/index.php/ENSAYOS>

*El contenido del presente informe es responsabilidad de sus autores y no compromete la opinión de la Universidad Católica Argentina; se autoriza su reproducción citando la fuente. Los autores ceden sus derechos, en forma no exclusiva, para que se incorpore la versión digital de los artículos al Repositorio Institucional de la Universidad Católica Argentina, o a otras bases de datos que considere de relevancia académica.*

Año XV Vol. III Nro. 3 (2021)

ISSN 1853-6999 (edición impresa)

ISSN 2313-979X (edición on-line)

### Objetivos y cobertura temática

*Ensayos de Política Económica* es una revista de periodicidad anual, publicada en el mes de octubre por el Departamento de Investigación Francisco Valsecchi, perteneciente a la Facultad de Ciencias Económicas de la Pontificia Universidad Católica Argentina. Su primer número fue publicado en 2007.

*Ensayos de Política Económica* abarca la política económica y social, cubriendo áreas tales como macroeconomía, economía internacional, economía monetaria, economía financiera, políticas fiscales, crecimiento, desarrollo, historia de la política económica, instituciones, regulación económica, organización industrial, economía ambiental, políticas sociales, mercados de trabajo, pobreza y distribución del ingreso, entre otros.

*Ensayos de Política Económica* apunta a un balance entre cuestiones positivas y normativas de la política económica, desde diversos enfoques, considerando particularmente dentro de las cuestiones normativas aquellos temas relevantes para la Doctrina Social de la Iglesia.

*Ensayos de Política Económica* recibe artículos en español o inglés que no hayan sido publicados previamente ni estén bajo consideración en otras revistas.

El contenido de las publicaciones es responsabilidad de sus autores y no compromete la opinión de la Pontificia Universidad Católica Argentina.

### Editorial

Con el presente ejemplar la revista *Ensayos de Política Económica* cumple 15 años ininterrumpidos publicando artículos científicos bajo el formato de libre acceso. En los últimos años hemos concentrado nuestros esfuerzos en mejorar el proceso editorial. Como resultado de esto, desde el año 2018 la revista se encuentra incluida en el Catálogo 2.0 de Latindex y, a partir de este año, también está indexada por ERIHPLUS, un prestigioso catálogo europeo de revistas de ciencias sociales. Para facilitar la trazabilidad en el proceso editorial hemos comenzado a utilizar Open Journal System, un software libre para administrar revistas científicas. Además, la revista se encuentra alojada en el portal de revistas de la Pontificia Universidad Católica Argentina, lo cual asegura el cumplimiento de estándares de calidad editorial.

El presente ejemplar comprende una serie de artículos sobre temas relevantes. El ejemplar comienza con un artículo sobre la pandemia de COVID-19 y las demandas hacia el sistema sanitario. El siguiente artículo aborda una cuestión teórica con fuertes implicancias prácticas, el efecto del crecimiento poblacional y las decisiones de ahorro en los modelos neoclásicos de crecimiento económico. El tercer artículo retoma una discusión ya tratada en el ejemplar anterior, aquella referida a la coparticipación de ingresos en la Argentina. El siguiente artículo analiza empíricamente la relación entre la inversión en capital humano y el ciclo económico, utilizando datos de los países europeos. Finalmente, el último artículo trata sobre el mercado de empleo domésticos en la Argentina el cual, hasta el momento, era mercado muy poco estudiado. El ejemplar concluye con la reseña del libro *Behavioral Science and Public Policy* de Cass Sustein.

### Artículo Retractado

Por la mediante, las autoridades de la revista *Ensayos de Política Económica* informan que artículo "Modelos de reversión de cuenta externa: Los casos en comparativa de Argentina, Colombia y Brasil" de Ezequiel Martín Eliano Sombory, publicado oportunamente en Ensayos de Política Económica Vol. 2, No. 5, ha sido retractado.

El 9 de septiembre de 2020 las autoridades de la revista recibieron un correo electrónico disputando la autoría del mencionado artículo. Luego de contactar a los presuntos damnificados y al autor, fue este último quien solicitó retractar el artículo. Por lo tanto, en el correspondiente ejemplar alojado en el Portal de Revistas de la Pontificia Universidad Católica Argentina se puede leer "[ARTÍCULO RETRACTADO] Modelos de Reversión de cuenta externa: Los casos en comparativa de Argentina, Colombia y Brasil". Además, ya no se encuentra disponible el acceso al artículo.

Cabe agregar que el artículo en cuestión siguió el proceso editorial usual. Al ser recibido el manuscrito se le realizó el chequeo de detección de plagio, no encontrándose ningún impedimento para continuar el proceso de evaluación. Luego fue evaluado por dos revisores quienes recomendaron su publicación. La denuncia no estaba referida a una cuestión de plagio sobre un trabajo publicado en otro lugar, sino a una disputa por la autoría de un trabajo que no había sido previamente publicado.



## Índice

### Artículos

COVID-19 a nivel local: SEIR+ un modelo para proyectar  
escenarios epidemiológicos y demandas hacia el sistema sanitario.  
*Alejandro Danón, Andrés S. Mena y Andrés Ramasco* **1**

Dinámica discreta en un modelo de crecimiento de Solow con  
ahorro diferencial constante y crecimiento poblacional no constante.  
*Fernando Suárez* **25**

An estimation of expenditure needs for Argentinian provinces:  
A structural modeling approach  
*Héctor Cardozo* **41**

Capital humano y ciclo económico. La inscripción en educación superior  
en la Unión Europea en el período 2000-2018  
*Ignacio Duran* **77**

El empleo doméstico en la Argentina: un análisis sectorial  
*Juan Cruz Llambías* **107**

### Reseñas bibliográficas

Cass R. Sunstein (2020). Behavioral Science and Public Policy  
*J. Daniel Aromi* **157**

**Presentación y selección de trabajos** **162**





## **COVID-19 a nivel local: SEIR+ un modelo para proyectar escenarios epidemiológicos y demandas hacia el sistema sanitario\***

---

*Alejandro Danón<sup>†</sup>, Andrés S. Mena<sup>‡</sup>, Andrés Ramasco<sup>§</sup>*

### **Resumen**

---

Este trabajo presenta un modelo capaz de describir y proyectar la evolución del COVID-19 a nivel local. Para ello, diseñamos, programamos, y calibramos un modelo epidemiológico "SEIR plus" que además de los cuatro estados principales del modelo SEIR clásico, describe la trayectoria de enfermos severos y críticos, estados esenciales para la planificación del sistema de salud. Además, sumamos particularidades locales, como ser la curva etaria de la población y medidas de mitigación que impacten en el factor reproductivo. Asimismo, nuestro modelo es estocástico debido a la incorporación de incertidumbre en variables claves asociadas al virus y de difícil proyección para el hacedor de políticas. El modelo muestra un buen ajuste adentro y afuera de la muestra en su aplicación a Ciudad de Buenos Aires y Tucumán, Argentina. Finalmente, mostramos su aplicación para Tucumán, proyectando un escenario epidemiológico factible, y las demandas del sistema sanitario.

**Palabras claves:** COVID, pronóstico SEIR, demanda sanitaria

### **Abstract**

---

This article presents a model able to describe and forecast the evolution of Covid-19 at the local level. This involves the design, programming and calibration of an epidemiological model that, in addition to the four states of a SEIR model, describes the path of severe and critical patients, fundamental states in order to plan the health system. Our model embeds local characteristics, such as the age composition of the population and the effect of mitigation measures on the reproductive factor. Likewise, our model is stochastic due to the incorporation of uncertainty in key variables associated with the virus and of difficult projection for the policy maker. Besides, we show the goodness of fit inside and outside the sample for Tucumán and Ciudad de Buenos Aires, Argentina. Finally, we show its application at the local level, forecasting a likely epidemiological scenario, and demands to the health system for Tucumán, Argentina.

**Keywords:** COVID, SEIR forecasting, healthcare system demand

**JEL:** C60, I10, C00

DOI: <https://doi.org/10.46553/ensayos.3.3.2021.p1-24>

Fecha de recepción: 23/04/2021; Fecha de aceptación: 30/07/2021

---

\* Agradecemos las contribuciones de la Arq. Luisina Chiarello en la elaboración y diseño de imágenes, y de los doctores Agustín Reyes Cano y Benjamín Muedra en la elaboración de la base de datos de casos confirmados por provincia. También al equipo médico del Sanatorio 9 de Julio quienes organizaron una reunión de discusión donde recibimos valiosos comentarios, y a todos aquellos que lo leyeron y realizaron aportes. El resto de los errores son todos nuestros.

<sup>†</sup> Universidad Nacional de Tucumán y BICE. Email: ale.m.danon@gmail.com

<sup>‡</sup> Universidad Nacional de Tucumán y CONICET. Email: asmena@face.unt.edu.ar

<sup>§</sup> Universidad Nacional de Tucumán. Email: ramascoandres@gmail.com

## I. Introducción

---

Durante diciembre de 2019, una serie de casos de neumonía, luego conocido como COVID-19 (*coronavirus disease 2019*), fueron reportados en la ciudad de Wuhan (China) y el 9 de enero se identificó la primera muerte de una paciente diagnosticada con esta enfermedad. El 30 de enero, luego de que se registraran infectados que no habían visitado China (en Alemania, Estados Unidos, Japón, y Vietnam), la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró la "Emergencia de Salud Pública Internacional" y la definió como pandemia. En junio, habiendo superado los 10 millones de infectados y 500 mil fallecidos (comprobados), esta pandemia ya se compara con la Gran Gripe Española que azotó al mundo a principios del Siglo XX, la cual contagió al 20% de la población y mató al 2%.

En Argentina, hasta agosto de 2020, se registraban más de 200 mil infectados confirmados y casi 4.000 fallecidos. A nivel subnacional, se observa una evolución de la epidemia sumamente diversa en la enfermedad, mostrando un desarrollo más avanzado en el Área Metropolitana de Buenos Aires. En Tucumán esta cifra supera los 300 infectados y 5 muertes. Por supuesto, el número de confirmados sigue por detrás al número de infectados como resultado de que existe un porcentaje de pacientes asintomáticos y capacidades de testeo restringidas y rezagadas.

Esta situación presenta un desafío tanto para el sistema sanitario como para el sistema económico y social, los cuales deben ser capaces de sobrevivir al propio virus y a las medidas de mitigación que los agentes y gobiernos adoptan. En ese sentido, para mejorar las decisiones de los individuos y hacedores de políticas es clave tanto el acceso a información, como los modelos para interpretarla. El objetivo de este trabajo es brindar una herramienta, adaptada a nivel local, para comprender y trazar distintos escenarios para las demandas hacia el sistema sanitario. En particular, exponer posibles trayectorias acerca del número de infectados, hospitalizados y cuidados intensivos, y las demandas derivadas de ello (ej. médicos, respiradores, terapeutas), además de cuándo podemos esperar que esto suceda.

Para nuestras estimaciones partimos del modelo canónico para la predicción de las epidemias, conocido por sus siglas SEIR, correspondiente a los cuatro compartimentos o estados de la población: Susceptible; Expuestos; Infectados y Recuperados o "Removidos" (Atkeson (2020a), Berger *et al.* (2020), Guan *et al.* (2020), Wu *et al.* (2020))<sup>1</sup>. A estos grupos, sumamos compartimentos necesarios para la planificación del sistema sanitario: enfermos severos (hospitalizaciones), críticos -requieren Unidad de Cuidados Intensivos (UCI) y fatalidades, generando un modelo SEIR ampliado (SEIR+HC). El modelo permite trazar la trayectoria de estos grupos, utilizando para ello parámetros tales como el nivel inicial de infecciosos, el factor reproductivo, período de incubación e infeccioso, tasas de hospitalización y criticidad, entre otros.

---

<sup>1</sup> Brauer & Castillo-Chávez (2012) presentan un relevamiento de los modelos SEIR.

Asimismo, nuestro modelo incorpora extensiones para mejorar su ajuste a las particularidades de cada región: la distribución etaria, y sus correspondientes tasas de severidad y criticidad, el ingreso de casos infecciosos importados, el efecto de medidas de intervenciones no farmacéuticas y restricciones del sistema sanitario local. Además, incorporamos incertidumbre en el modelo a través de variables clave del modelo, de difícil medición para los hacedores de política y de alto impacto en los resultados, estos son: el número de infectados al inicio y la evolución del Factor Reproductivo.

Antes de aplicar nuestro modelo a un caso local, evaluamos el mismo mediante el ajuste a la evolución epidemiológica del virus en regiones con transmisión comunitaria, en particular, el modelo fue calibrado para describir de forma correcta trayectorias pasadas de la epidemia en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (dentro de la muestra). Encontramos un muy buen ajuste del mismo tanto en el número de casos, como hospitalizaciones, requerimientos de unidades de cuidado intensivo, y cantidad de fallecidos, variables de menor dificultad para la medición. Esto nos indica que partiendo del uso y calibración de variables fundamentales el modelo tiene potencial para reproducir las trayectorias epidemiológicas de la región una vez que el virus entra en circulación.

Además, con el objetivo de evaluar la precisión de las proyecciones realizadas testeamos el modelo fuera de la muestra. En particular, calibramos nuestro modelo SEIR+ para Tucumán una vez que la epidemia aumentó su velocidad (hospitalizados superando los 2 mil casos) y proyectamos los siguientes 40 días. Comparando nuestras proyecciones y los datos observados, verificamos que las proyecciones fueron efectivas anticipándose a los datos, las observaciones se encontraron dentro de los intervalos de confianza estimados. Estos resultados aumentan nuestra confianza en la precisión de las proyecciones surgidas del modelo para períodos temporales acotados.

Finalmente, mostramos el uso del modelo a nivel local, aplicándolo a Tucumán y generando una proyección de 60 días, a partir de un escenario con 100 infecciosos, factor reproductivo de 2.1, medidas de mitigación del 35%, con sus correspondientes distribuciones de probabilidad, y demás parámetros ajustados en función de lo indicado por la literatura.

Antes de continuar y presentar los resultados del modelo, haremos algunas advertencias. En primer lugar, no somos epidemiólogos, somos economistas, con especial interés en el diseño de políticas públicas. En este contexto, surge nuestra demanda de contar con proyecciones cuantitativas acerca del posible número de infectados, además del transcurso del tiempo en el cual esto puede ocurrir. No encontramos trabajos en progreso que nos permitan conocer cuantitativamente escenarios para el COVID19 a nivel local. En segundo lugar, como presentaremos en detalle, aún existe mucha incertidumbre respecto de parámetros clave del modelo, lo cual agrega incertidumbre a la proyección de los modelos. Finalmente, el modelo desarrollado, principio de parsimonia mediante, simplifica la realidad en numerosas dimensiones, si bien incorpora algunas variables importantes frente a otros modelos *naïve*.

La organización del documento es la siguiente. En la segunda sección describimos el comportamiento de las curvas epidemiológicas, que incluyen al COVID-19, destacando las particularidades que hacen a este virus tan especial. En la tercera sección describimos nuestro modelo epidemiológico. En la cuarta sección se discute la parametrización del mismo, de particular importancia dado el efecto de los parámetros en las proyecciones y la incertidumbre que aún existe acerca de ellos. En la quinta sección se presenta el ajuste, dentro de la muestra, del modelo para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y en la sexta sección evaluamos el ajuste fuera de la muestra para Tucumán. En la séptima sección mostramos el uso de modelo a nivel local. Finalmente, en la sección ocho, se presentan las conclusiones.

## II. Curvas epidemiológicas y particularidades del COVID-19

---

Lo que se observa en los primeros países donde el COVID-19 se desarrolló (China y Corea del Sur, en particular) es que la Curva de infectados del COVID-19 muestra un comportamiento muy similar al de otras curvas epidemiológicas, como la gripe estacional (Baldwin & di Mauro, 2020) (ver Anexo). Es decir, en la primera etapa, un crecimiento lento que luego se torna exponencial, en el cual el número absoluto de casos crece día a día, hasta alcanzar un pico a partir del cual la curva comienza su fase decreciente.

La evolución del número de infecciosos puede expresarse, sintéticamente, como la relación entre 3 variables: la población Susceptible de ser Infectada ( $S$ ), el/los Infecciosos ( $I$ ), y la *vedette* de una epidemia, la tasa de contagio (determinada en gran medida por el Factor Reproductivo  $R_0^2$ ). La relación entre estas tres variables, nos permite entender por qué la curva epidemiológica posee esta forma acampanada<sup>3</sup>.

En la primera etapa, el número de infectados son pocos, y en consecuencia son pocas las posibilidades de contagiar. Luego, una vez alcanzada una masa crítica de infecciosos se inicia la etapa de aceleración exponencial. Sin embargo, a medida que crece el *stock* de Infectados (el cual incluye a los recuperados no infecciosos), disminuye el de personas susceptibles, con lo cual la curva crece a un ritmo cada vez más lento. Esta dinámica implica que existe un límite en el crecimiento de la curva que está dado por el tamaño de la población por lo que el número de Infectados debe necesariamente alcanzar un pico. En caso de que no existan medidas de mitigación tales como cuarentenas o vacunas, el pico de la curva se produce cuando la población alcanza lo que se conoce como *herd-immunity* (inmunidad de manada)<sup>4</sup>. A partir de este punto la tasa de nuevos

---

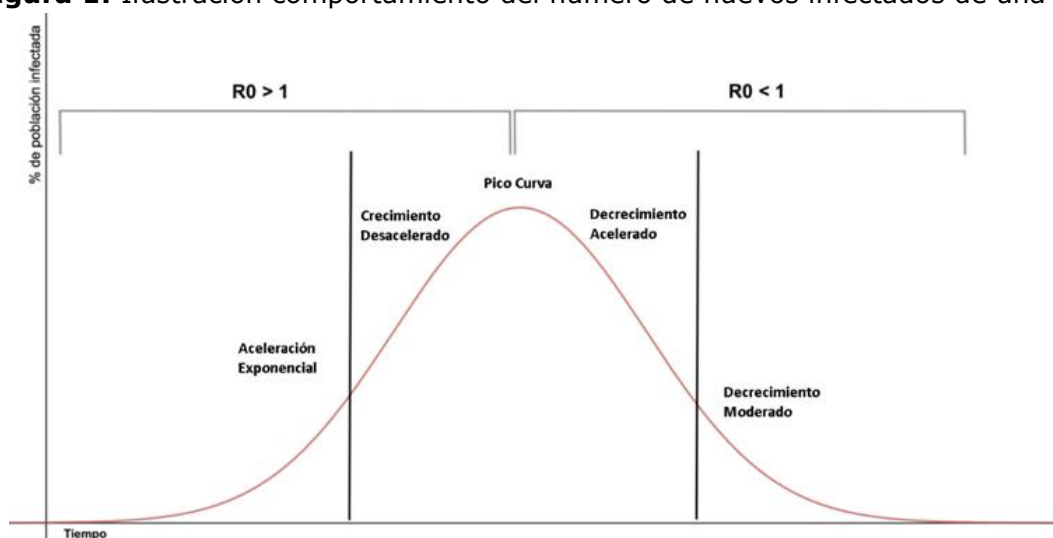
<sup>2</sup> El número reproductivo básico  $R_0$  es un concepto central en epidemiología de enfermedades infecciosas y representa el número promedio de contagios que genera una persona dentro de una población completamente desprevénida .

<sup>3</sup> Richard Baldwin realiza una excelente explicación sobre el comportamiento de la EPI (<https://www.weforum.org/agenda/2020/03/exponential-economist-epidemiological-curve-coronavirus-covid19/>).

<sup>4</sup> El concepto de *herd-immunity* es una de las razones por las que la vacunación es una política de sanidad pública. Si un individuo, gracias a la micro-infección producto de la vacuna, desarrolla anticuerpos que impidan el alojamiento de un virus en su cuerpo, en ese mismo acto no solo se protege a él mismo de adquirir la enfermedad en el futuro, sino que además está protegiendo a las personas que lo rodean de ser contagiadas por él.

contagios empieza a caer ( $R_0 < 1$ ) debido a que la inmunidad desarrollada por gran parte de la población impide que continúe la circulación del virus, entrando en la etapa de decrecimiento de la curva.

**Figura 1:** Ilustración comportamiento del número de nuevos infectados de una EPI

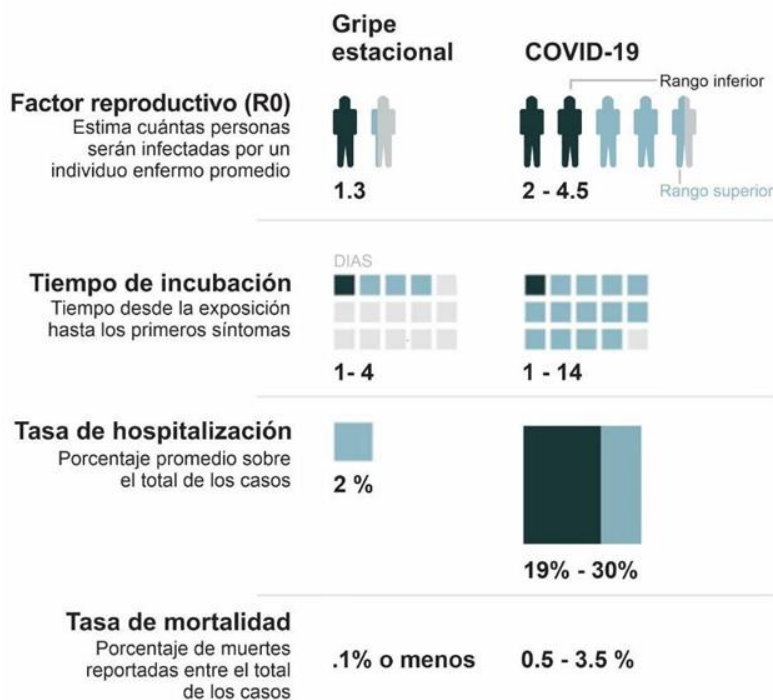


Resumidamente, nótese que la curva epidemiológica no tiene un comportamiento ni lineal ni exponencial en todo su dominio, con lo cual extrapolar su comportamiento en la etapa temprana nos hace subestimar el problema (miopía que sufrieron muchos países que demoraron en tomar medidas para evitar la epidemia), mientras que extrapolar el comportamiento durante la etapa de crecimiento exponencial (como suele ocurrir en los momentos de pánico) nos lleva a sobredimensionar las posibilidades de expansión de la epidemia. Es por esto que la utilización de un modelo de Contagio epidemiológico cobra relevancia para realizar proyecciones que permitan la correcta toma de decisiones.

¿Pero, entonces, qué tiene de distinto la gripe COVID-19 que genera un impacto tan grande en nuestra población? La clave está en dos de sus parámetros, el Factor Reproductivo y la criticidad de la enfermedad. Los infectados de una gripe estacional infectan en promedio a 1.3 personas, mientras que el COVID-19 evidencia tener un rango de contagio 2 o 3 veces superior. Además, mientras que la gripe estacional demanda un 2% de hospitalización sobre infectados, el COVID-19 se estima demanda alrededor de un 20%. Por supuesto, este último varía de acuerdo a la edad y enfermedades preexistentes del infectado. Es la conjugación de alta velocidad de contagio y fuertes requerimientos de hospitalización, lo que pone en jaque las capacidades del sistema sanitario.



**Figura 2:** Comparación de Gripe Estacional y COVID-19



### III. Modelo

El modelo canónico para la predicción de las epidemias es conocido por sus siglas SEIR (Kermack & McKendrick, 1927), correspondiente a los cuatro compartimentos o estados de la población: **S**usceptible, **E**xpuestos; **I**nfectados; **R**ecuperados o “Removidos”<sup>5</sup>. En nuestro caso, nos basamos en el modelo desarrollado por Neher *et al.* (2020), el cual suma a estos compartimentos tres grupos sumamente importantes para la planificación del sistema sanitario: enfermos severos (requieren hospitalizaciones), críticos (requieren cuidados intensivos) y fatalidades. Cabe destacar que nuestro modelo SEIR supone una dirección única de un compartimento a otro, i.e. un individuo recuperado no puede volver a ser expuesto ni infectado. El trabajo de Giannitsarou *et al.* (2020) relaja el mismo, y hace hincapié en la “inmunidad debilitada”, dando lugar a la posibilidad de reinfección en ciertos individuos.

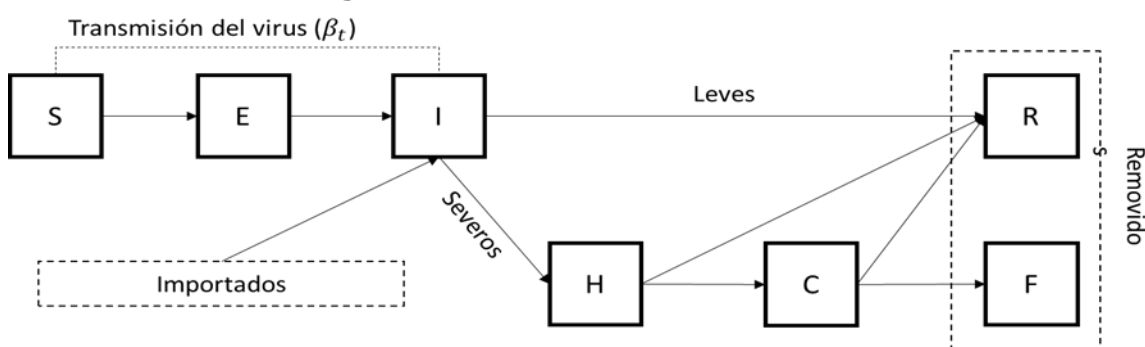
El modelo permite trazar la trayectoria de estos grupos utilizando para ello: el número inicial en estos compartimentos (ej. nivel inicial de Infectados, etc.), parámetros de transición entre estados/compartimentos (período de incubación, infeccioso, hospitalización, criticidad), parámetros de severidad de la enfermedad condicionales a cada grupo etario (tasas de hospitalización, criticidad y fatalidad) y, por supuesto, la tasa de transmisión del virus (asociada al factor reproductivo y las medidas de mitigación adoptadas por la sociedad).

<sup>5</sup> Este modelo es utilizado por Atkinson (2020), Peng *et al.* (2020), y Wu *et al.* (2020), entre otros para el análisis del COVID-19. Brauer & Castillo-Chávez (2012) presentan un relevamiento de los modelos SEIR.

Entre las riquezas de nuestro modelo, programado mediante el software R, se encuentran:

- i. Su ajuste a la distribución etaria de la población local, con sus respectivas tasas de severidad. Nótese que, por ejemplo, la proporción mayor a 65 años en Tucumán es la mitad respecto de la de Ciudad de Buenos Aires (8% vs. 16%) y la tasa de severidad del COVID-19 se estima al menos 6 veces superior en este grupo respecto de la población menor a 18 años<sup>6</sup>;
- ii. El ingreso de infecciosos importados, de particular relevancia en un contexto de contagio en zonas próximas a la región bajo estudio;
- iii. Efectos de medidas de mitigación en el Factor Reproductivo, práctica ya habitual en el actual contexto de desarrollo de la pandemia (Flaxman *et al.*, 2020a; 2020b).

**Figura 3:** Ilustración del Modelo SEIR +



*Notas:* S: Susceptible; E: Expuestos; I: Infectados, H: Hospitalizados; C: Críticos; F: Fallecidos; R: Recuperados. *Fuente:* Elaboración propia en base a Noll et al. (2020)

Nuestro modelo resuelve el siguiente sistema de ecuaciones diferenciales, dada unas condiciones iniciales para los compartimentos (Infectados, Expuestos, etc.) y la calibración de los parámetros clave

$$S_{a,t+1} = S_{a,t} - \frac{1}{N} \beta_{a,t} S_{a,t} \sum I_{a,t} \quad (1)$$

$$E_{a,t+1} = E_{a,t} + \frac{1}{N} \beta_{a,t} S_{a,t} \sum I_{a,t} - \frac{E_{a,t}}{t_l} \quad (2)$$

$$I_{a,t+1} = I_{a,t} + \frac{E_{a,t}}{t_l} - \frac{I_{a,t}}{t_i} + Imp_{at} \quad (3)$$

$$H_{a,t+1} = H_{a,t+1} + \frac{(1-m_a)I_{a,t}}{t_i} + (1-f_a) \frac{C_{a,t}}{t_c} - \frac{H_{a,t}}{t_h} \quad (4)$$

<sup>6</sup> The Novel Coronavirus Pneumonia Emergency Response Epidemiology Team, 2020.

$$C_{a,t+1} = C_{a,t} + c_a \frac{H_{a,t}}{t_h} - \frac{C_{a,t}}{t_c} \quad (5)$$

$$R_{a,t+1} = R_{a,t} + m_a \frac{I_{a,t}}{t_i} + (1 - c_a) \frac{H_{a,t}}{t_h} + (1 - f_a) \frac{C_{a,t}}{t_c} \quad (6)$$

$$D_{a,t+1} = f_a \frac{C_{a,t}}{t_c} \quad (7)$$

$$\beta_{a,t} = R_0 M(t) / t_i \quad (8)$$

Donde:

- La tasa de transmisión del virus está dada por  $\beta_a(t)$ : el Factor Reproductivo básico  $R_0$  y el efecto de las medidas de mitigación  $M_t$ .
- Las personas son expuestas al virus ( $E_{a,t}$ ), por el contacto entre los Susceptibles ( $S_{a,t}$ ) y los Infecciosos ( $\sum I_{a,t}$ ).
- Los Infecciosos pueden desarrollar la enfermedad en forma leve/asintomática ( $m_a$ ) o en forma severa ( $H_{a,t}$ ) y/o crítica ( $C_{a,t}$ ).
- Los individuos Recuperados [ $R_{a,t}$ ] no pueden infectarse nuevamente. Nótese que, de acuerdo a la WHO, no existe aún evidencia de que una persona recuperada no pueda contagiarse nuevamente<sup>7</sup>.
- Los subíndices  $a$  hacen referencia a los diferentes grupos etarios poblacionales.

### III.1. Incertidumbre

Como destacamos a lo largo de este trabajo, existe mucha incertidumbre alrededor de numerosos parámetros clave para la calibración del modelo y muchos de ellos están siendo mejor identificados por los nuevos estudios científicos (ej. ver los estudios referidos a los tiempos de latencia e infecciosos en Ganyani *et al.* (2020)).

En nuestra opinión existen tres aspectos clave, y de difícil medición, para pronosticar la trayectoria de una epidemia, dado que dependen del comportamiento específico de cada sociedad y de la capacidad de diagnóstico del sistema de salud, la cual durante el transcurso de la epidemia suele ser variable<sup>8</sup>. Estos factores son: la identificación del número de infecciosos y expuestos en un momento del tiempo ( $I_{a,0}, E_{a,0}$ ); el factor reproductivo básico ( $R_0$ ); y el impacto de las medidas de mitigación implementadas por las autoridades locales ( $M_t$ ). Es por esto que nuestro modelo es calibrado utilizando una distribución aleatoria normal, con medias y varianzas específicas para cada una de estas variables. Esto nos permite, mediante simulaciones de Montecarlo, hacer proyecciones con intervalos de confianza definidos para cada una de los *outputs* de interés, que

<sup>7</sup><https://www.who.int/news-room/commentaries/detail/immunity-passports-in-the-context-of-covid-19#:~:text=There%20is%20currently%20no%20evidence,multi%2Dstep%20process.>

<sup>8</sup> Una referencia que puede utilizarse para conocer la capacidad de diagnóstico de cada región es la tasa de positividad definida como el ratio de casos positivos por número de test realizados. Para Argentina, la tasa de positividad era 47% al 2 de Agosto (<https://ourworldindata.org/coronavirus-testing>). La OMS considera una positividad entre el 3% y 12% como *benchmark* de buena capacidad de diagnóstico.

permitan al hacedor de políticas públicas incorporar esta incertidumbre en las proyecciones.

#### **IV. Revisión de la literatura acerca de las variables y los parámetros del modelo**

Para hacer operativo el modelo SEIR es necesario definir un set de variables y parámetros claves, los cuales determinarán las trayectorias posibles. Entre los parámetros más importantes se encuentran: i) Duración del período de incubación ( $t_{inc}$ ); ii) Duración del período Infeccioso ( $t_{inf}$ ); iii) Tasa de hospitalización y criticalidad ( $m_a, c_a$ ); iv) Tasa de letalidad ( $l_a$ ); v) Factor reproductivo básico ( $R_0$ ) y efectos de las medidas de mitigación ( $M_t$ ).

- i. **Período de incubación ( $t_{inc}$ ):** Es el tiempo promedio que los individuos permanecen en el estado **E** del modelo SEIR. Es decir, el período de incubación es el tiempo transcurrido entre la infección de un individuo por un patógeno y la manifestación de los síntomas o enfermedad que este causa y el período a partir del cual el individuo comienza a infectar<sup>9</sup>. Uno de los estudios más citados sobre el período de incubación de COVID-19 es el de Lauer *et al.* (2020), que estudia 181 casos reportados fuera de la provincia Hubei (China)<sup>10</sup>, y encuentra que la mediana del período de incubación es 5.1 días (95% IC, 4.5-5.8) y que el 97.5% de los pacientes desarrolla síntomas antes del día 11.5. Este dato se encuentra en línea con lo reportado por Kucharski *et al.* (2020), Perera *et al.* (2020), y el reporte de la misión de la OMS a China en febrero 2020. Estos valores son similares también a los períodos de incubación del SARS Y MERS (Jiang *et al.*, 2020) familiares del C19, por lo que existe relativa confianza en estas estimaciones. La principal limitación de estos estudios es que utilizan una muestra de personas con sintomatología aguda, por lo que desconocemos el período para aquellos con síntomas leves.
- ii. **Período Infeccioso ( $t_{inf}$ ):** Es el tiempo promedio que los individuos permanecen en el estado **I** del modelo SEIR y determina el período en el que los individuos portadores contagian a los susceptibles. El valor de este parámetro es clave para determinar la duración de la pandemia y también es insumo clave para estimar el parámetro  $R_0$ . Existe poco consenso sobre el valor de  $t_{inf}$  y suele ser determinado de forma simultánea a  $R_0$ , mediante simulaciones y calibraciones generales que permitan copiar las curvas

---

<sup>9</sup> Los síntomas más comunes del COVID-19 son fiebre (87.9%), tos (67.7%), y fatiga (38.1%), y son los que se suelen utilizar como referencia para indicar el fin del período de incubación. El inicio del mismo es definido mediante entrevistas a pacientes diagnosticados que puedan indicar el momento o período de contagio, ya sea por viajes a zonas de transmisión comunitaria o por contacto directo con casos diagnosticados.

<sup>10</sup> Especialmente excluyendo Wuhan, la primera zona de transmisión comunitaria. El criterio de selección de estos casos es poder seguir el momento estimado del contagio. Dicho esfuerzo no está libre de errores de medición, por lo que los investigadores utilizan intervalos mínimos y máximos, y hacen supuestos funcionales sobre las distribuciones de probabilidad de los datos para estimar el parámetro.

empíricas. Es por ello que existe gran variabilidad en el mismo el cual puede ir desde 1.5 días (Bi *et al.*, 2020) hasta 10 (Sjödin *et al.*, 2020) o incluso 20 días (Shlomei *et al.*, 2020). Una práctica habitual es utilizar el mismo valor que el período de incubación (Read *et al.*, 2020), lo que coincide con lo que se conoce del comportamiento del virus SARS.

- iii. **Tasa de Hospitalización y criticalidad** ( $m_a, c_a$ ): Conocer las demandas sanitarias de la epidemia es fundamental para conocer si existirán suficientes camas, unidades de terapia intensiva, y respiradores mecánicos, entre otros. Frente a una ola masiva de pacientes con COVID-19, pequeñas diferencias en las estimaciones de requerimientos sanitarios pueden implicar grandes diferencias en las medidas de política que deberán tomarse. Por ejemplo, luego de que Ferguson *et al.* (2020) ajusta sus parámetros, indicando que dentro de los hospitalizados por COVID-19 no un 15%, sino un 30% requeriría camas de terapia intensiva, las predicciones de mortalidad se duplicaron<sup>11</sup>. Existen al menos dos dificultades para realizar estas estimaciones: i) Las necesidades de cuidado son diferentes entre poblaciones, especialmente por las distintas pirámides etarias y la existencia de comorbilidades específicas en cada población. ii) Existen grandes diferencias entre las capacidades de testeo y la detección de casos entre países, por lo que al no conocer el número total de infectados no se puede conocer la tasa efectiva de hospitalizados por cada infectado. De acuerdo a la OMS (Gomes, 2020) el criterio de hospitalización debe ser del 20% sobre infectados. Ferguson *et al.* (2020) utiliza tasas menores, pero hace supuestos importantes sobre el número de infectados pues incluye asintomáticos y personas con síntomas leves dentro del grupo de infectados. En relación a estas tasas, Guan *et al.* (2020), en base a un estudio de 1100 pacientes hospitalizados en China, reporta que el tiempo de hospitalización promedio es de 12 días, siendo 8 para los casos leves y 16 para los que requieren cuidados intensivos (un 16% de los hospitalizados). A su vez, estima que 6% requieren respiradores. Las Figuras 4a y 4b muestran las tasas de hospitalización empíricas para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires a principios de agosto (2020).
- iv. **Tasa de letalidad** ( $l_a$ ): La tasa de letalidad está definida como el número de portadores de SARS-COV-2 que fallecen por cada persona infectada con el virus<sup>12</sup>. Existe una gran controversia sobre el valor efectivo de dicha tasa, en gran parte porque a la fecha no conocemos a ciencia cierta la tasa de portadores asintomáticos del virus que podrían estar entre el 18% y 75% de los infectados<sup>13</sup>. A su vez, la tasa de letalidad se ve fuertemente afectada por

---

<sup>11</sup> Estas nuevas predicciones hicieron que el Reino Unido modificara su política sanitaria previa para alinearla con la del resto de Europa (Adam, 2020).

<sup>12</sup> Esta ratio no debe confundirse con el impacto en la mortalidad del COVID-19 que implica una interpretación causal sobre el efecto de la enfermedad en la probabilidad de muerte de una persona. Un análisis causal necesita un análisis más sofisticado, que posiblemente utilice excesos de mortalidad, tal como el ejercicio realizado por Barro *et al.* (2020) para el estudio del impacto de la Gripe Española.

<sup>13</sup> La cota inferior del 18% corresponde al estudio realizado a bordo del crucero Princess Diamond, el cual tiene el valor de que se testeó a toda la población a bordo del crucero, y no solo los sintomáticos. Sin embargo, la mayor parte de la tripulación tenía más de 60 años y la circulación del virus podría haber intensificado la

la calidad de la atención sanitaria de cada región, la curva etaria de la población, y la prevalencia de comorbilidades tales como deficiencias cardíacas, pulmonares, y diabetes<sup>14</sup> (Istituto Superiore di Sanita, 2020). Para evitar este tipo de errores debido a la medición, una práctica modelística aconsejable es utilizar tasas de letalidad por cantidad de internados en terapia intensiva, clasificados según edad.

- v. **Factor reproductivo básico ( $R_0$ ):** El número reproductivo básico  $R_0$  es un concepto central en epidemiología de enfermedades infecciosas y representa el número promedio de contagios que genera una persona dentro de una población completamente desprevendida<sup>15</sup>. Estimar  $R_0$  empíricamente es muy difícil porque para ello se requiere información sobre la cantidad de infectados<sup>16</sup>, que en general no puede ser observado de forma precisa. Así, la cantidad e intensidad de testeo, la presencia de asintomáticos, la definición de casos sospechosos, y las actividades generales de prevención de la enfermedad, afectarán los valores estimados de  $R_0$ . Estos factores intentan ser controlados o modelados por los epidemiólogos, los cuales utilizan criterios diferentes, y, también, obtienen resultados diferentes. Liu *et al.* (2020) encuentra que las estimaciones de  $R_0$  para China<sup>17</sup> van desde 1.4 hasta 6.49, con una mediana de 2.79 y media de 3.28. La Tabla 1 muestra una revisión sobre los valores de  $R_0$  estimados por diez trabajos.
- vi. **Intervenciones:** Ante el aumento creciente de números de casos y muertes por COVID-19, y con la intención de mantener la capacidad de los sistemas sanitarios de atender los casos severos, las personas y los gobiernos de todo el mundo han implementado diferentes intervenciones “no farmacéuticas” de gran escala. Estas intervenciones incluyen, por ejemplo, medidas de aislamiento individual voluntario (AIV), distanciamiento social (DS), prohibición de eventos públicos (EP), suspensión de clases y actividades académicas (SC), y, más recientemente, medidas de cuarentena generalizada

---

sintomatología, lo que implicaría una subestimación de la tasa de asintomáticos. La tasa del 75% es un aproximado, y corresponde a lo informado por un médico a cargo de testear 3000 habitantes en Vo'Euganeo, 50 km oeste de Venecia. Para una recopilación de algunos estudios además de los citados ver el artículo de Heneghan *et al.* (2020) COVID-19: What proportion are asymptomatic?

<sup>14</sup> Por un estudio de las tasas de mortalidad por región y edad en base a 70.418 casos reportados en Italia ver el informe publicado regularmente por el Instituto Superior de Sanidad de Italia.

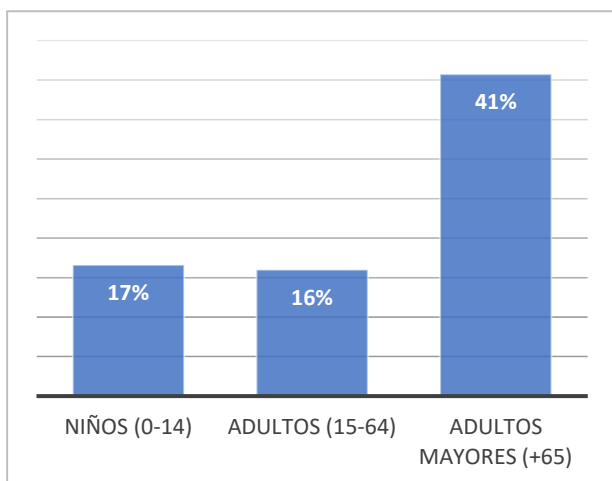
<sup>15</sup> Una vez que la población está alerta de la enfermedad y toma medidas para prevenirla suele analizarse la evolución, en distintos períodos  $t$ , del valor del índice reproductivo  $R_t$ .  $R_t$  es un indicador del riesgo de transmisión y expansión de la enfermedad que cuando tiene valores mayores nos indica que el número total de infectados está creciendo (etapa creciente de la EPI). Las políticas de mitigación tales como la cuarentena buscan disminuir el índice reproductivo e idealmente lograr un  $R_t < 1$  (etapa decreciente de la EPI) de manera que disminuya el número diario de infectados. Dentro del modelo SEIR,  $R_0 = \beta * \text{tinf} = r$ , donde  $\beta$  es la probabilidad de transmisión por contacto. Esta representación de  $R_0$  expresa claramente que cuanto mayor sea la probabilidad de transmisión, y el tiempo infeccioso de la enfermedad, mayor será el factor de reproducción de la misma. También nos dice que cuanto mayor sea la tasa de recuperación de los infectados, menor será  $R_0$ .

<sup>16</sup> Una alternativa es estimarlo utilizando el número de decesos. Si bien este dato posee menores errores de medición que el número de infectados, no está exento de dificultades dado los diferentes criterios de clasificación de mortalidades entre países.

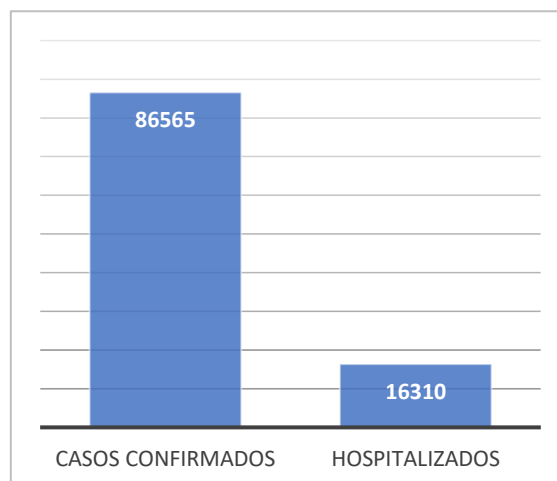
<sup>17</sup> La gran mayoría de los investigadores utilizan el período que va desde el 1 de enero al 22 de enero para ajustar sus estimaciones, dado que a partir de allí se decretó la cuarentena en China.

(CG). La forma y *timing* de las medidas de intervención varía entre países<sup>18</sup> (Ministerio de Salud Argentina,2020; Flaxman *et al.*, 2020a), pero todas coinciden en su objetivo de disminuir el índice reproductivo  $R_t$  y así “aplanar la curva” epidemiológica para amesetar los picos de contagio y ampliar el plazo disponible para acondicionar los sistemas sanitarios. Por ejemplo, Flaxman *et al.* (2020a) encuentran que las medidas de cuarentena estricta reducen  $R_t$  alrededor del 75%, mientras que otras medidas como la cancelación de eventos públicos, cierre de escuelas, y distanciamiento social tendrían moderados impactos de entre 0% y 20%. Es preciso mencionar que, en adición a las medidas de mitigación que puedan ordenar los gobiernos con el fin de mitigar los contagios y por consiguiente el impacto sanitario de la epidemia, los individuos tienden a tomar medidas preventivas en contextos de enfermedades altamente infecciosas.

**Figura 4a:** Hospitalizados por COVID-19 sobre Confirmados en CABA (por Grupo Etario)



**Figura 4b:** Casos detectados y Hospitalizados Buenos Aires al 3 de agosto



Fuente: elaboración propia en base a datos del Ministerio de Salud de la República Argentina.

## V. Bondad de ajuste del modelo

Según Eksin *et al.* (2019) los modelos SEIR simples presentan una gran debilidad a la hora de predecir el número de infectados a mediano o largo plazo debido principalmente a que hacen uso de  $R_0$  para predecir el sendero de largo plazo de la infección y por ende no incorporan los cambios en el comportamiento de los individuos. Estos autores realizan una simulación modelando el cambio en comportamiento mediante una función de *social-distancing*, encontrando que, dependiendo de los parámetros, el modelo SEIR

<sup>18</sup> Para una línea temporal y detalle de medidas tomadas hasta el 19 de marzo en el mundo ver: Sala de Situación COVID-2019 (19/03) – Ministerio de Salud Argentina, p.23. Una recopilación de las medidas tomadas en Europa al 30 de marzo, en inglés, se puede encontrar en el informe del Imperial College London, p.5.

simple sobrestima entre un 85% y un 250% el número de contagiados en el pico. Toxvaerd (2020) revela, a partir de un modelo SIR de equilibrio general, que los individuos mediante un proceso de toma de decisiones descentralizado tienden a incrementar de manera endógena el distanciamiento social, aumentando este comportamiento de manera drástica cuando la epidemia alcanza un pico.

**Tabla 1:** Revisión de literatura sobre  $R_0$

Autor	Fecha	Cobertura geográfica	Parámetro (Media aritmética)	Desviación Estándar
Zhuang et al. (2020)	15-06	Corea del Sur e Italia	2.6 - 3.2	0.15
Khosravi et al. (2020)	19-05	Shahroud, Iran	2.7	0.3
Song et al. (2020)	10-04	China	3.16 - 3.91	-
D'Arienzo & Coniglio (2020)	31-03	Italia	2.765	0.17
Li et al. (2020)	26-3	Wuhan, China	2.2	0.4
Alimohamadi et al. (2020)	20-03	China	3.38	0.7
Chen et al. (2020)	28-02	China	3.58	-
Wu et al. (2020)	31-01	Wuhan, China	2.68	0.1
Zhao et al. (2020)	27-01	China	2.24 - 3.58	0.14 - 0.35
Majunder & Mandel (2020)	26-01	Wuhan, China	2.55	0.27

*Notas:* los casos en los que la columna de parámetros exhibe más de un valor, los mismos corresponden a un límite inferior y superior, respectivamente. *Fuente:* elaboración propia.

Shen *et al.* (2020) refuerza este argumento mencionando que el hecho de no tener en cuenta la sensibilidad de la curva epidemiológica a las distintas intervenciones (gubernamentales y de los individuos) hace las simulaciones poco realistas. A su vez, refutan los modelos SEIR en general, debido a que estos no permiten incorporar las condiciones del mundo real, principalmente la dinámica interactiva local y cómo estas afectan los parámetros, distribuciones no-normales del número de infecciones por persona y la fluctuación de los parámetros causados por las diferencias en distribuciones muestrales como así también la respuesta de estos parámetros a los cambios sociales. En contraste con lo anterior, Hu *et al.* (2020) presentan un modelo SEIR que predice con relativamente buena precisión los casos de infectados y el pico para el caso de China.

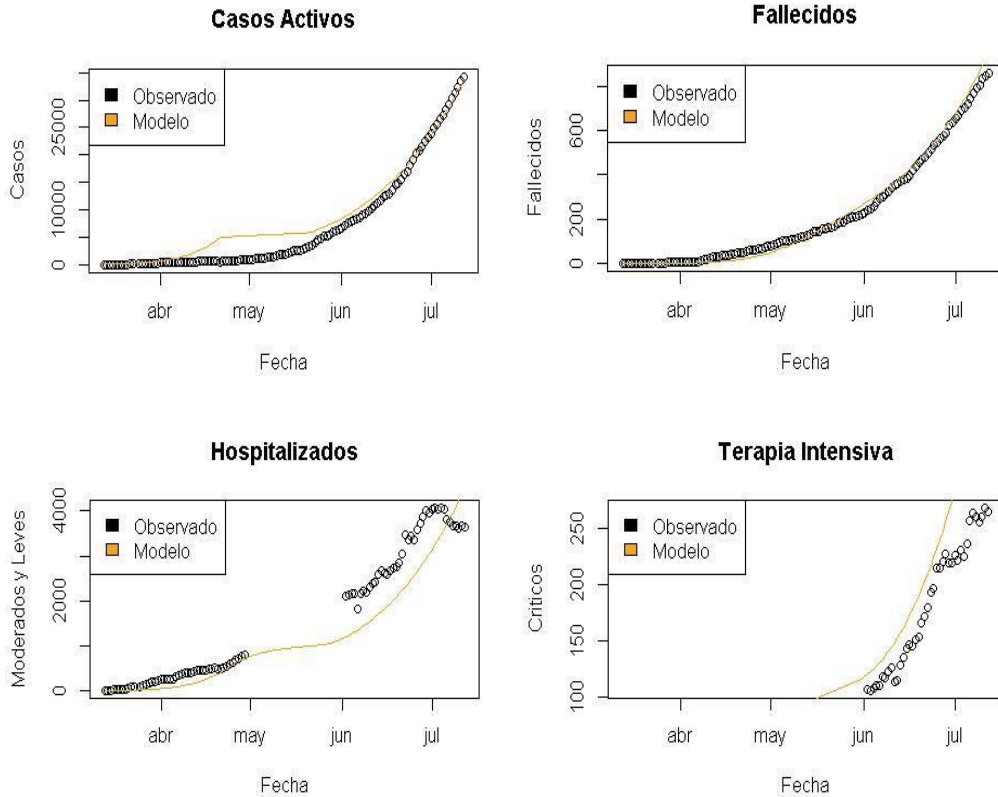
Dada la heterogeneidad local en el desarrollo de esta epidemia es posible mirar el comportamiento de nuestro modelo para otros países o regiones en donde la epidemia se encuentra en desarrollo y comparar los datos de infectados, hospitalizados, críticos y fatalidades observados y estimados. En nuestro caso lo que hacemos es ajustar el modelo mediante el Factor reproductivo de contagio que minimice los errores cuadráticos



de las fatalidades acumuladas, ajustando el resto de los parámetros a los valores indicados en la literatura previa. Es decir,

$$\hat{R}_0 = (f - \hat{f})^2 \quad \text{s.a. modelo SEIRHC y parámetros calibrados}$$

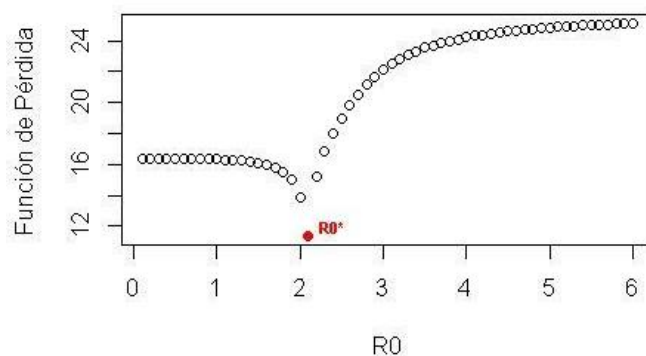
**Figura 5:** Ajuste Modelo SEIR para datos observados en CABA



*Notas:* Ajuste del modelo SEIR para Casos Activos, Fallecidos, Hospitalizados Leves y Moderados, y para camas de Terapia Intensiva. Se lo contrasta con lo observado entre 13-Mar y 12-Jul en CABA. Los resultados surgen de un  $R_0=2.1$ , sumado a una intervención que simula el impacto de la cuarentena en dos fases a partir de los días 21-Abr y 22-May reduciéndolo en un 50% y 35% respectivamente. *Fuente:* elaboración propia.

En la Figura 5 mostramos el ajuste de nuestro modelo al comportamiento de la epidemia en CABA. En particular, las estimaciones del número de casos activos, hospitalizados con patologías leves y moderadas, Unidades de Terapia Intensiva y Fallecidos de nuestro modelo es muy similar a los observados en los datos informados por el Ministerio de Salud de CABA. Además, el  $R_0$  que resulta de la minimización (2.1) está en línea con lo estimado por la literatura, lo cual refuerza el buen funcionamiento del modelo (ver Figura 6).

**Figura 6:** Estimación  $R_0$  óptimo



*Notas:* Cada punto representa el log. de la suma cuadrada de los desvíos de la función de muertes acumuladas estimada por el modelo SEIR respecto de las muertes observadas entre el 13-Mar y 12-Jul en CABA. Este ejercicio se repite para una grilla de  $R_0$  entre 0 y 6, encontrando que  $R_0=2.1$  es el que minimiza la función de pérdida y ofrece el mejor ajuste. *Fuente:* Elaboración propia.

## **VI. Ajuste fuera de la muestra: el caso de Tucumán**

En la sección anterior, mostramos como calibrando el modelo con especial atención al parámetro  $R_0$  es posible reproducir series de datos epidemiológicos con relativa precisión. Sin embargo, es importante remarcar que dicho ejercicio es realizado *ex-post*, es decir, luego de que las variables epidemiológicas se realizaron efectivamente, y para ello utilizamos toda la información disponible con el objetivo de imitar las series observadas.

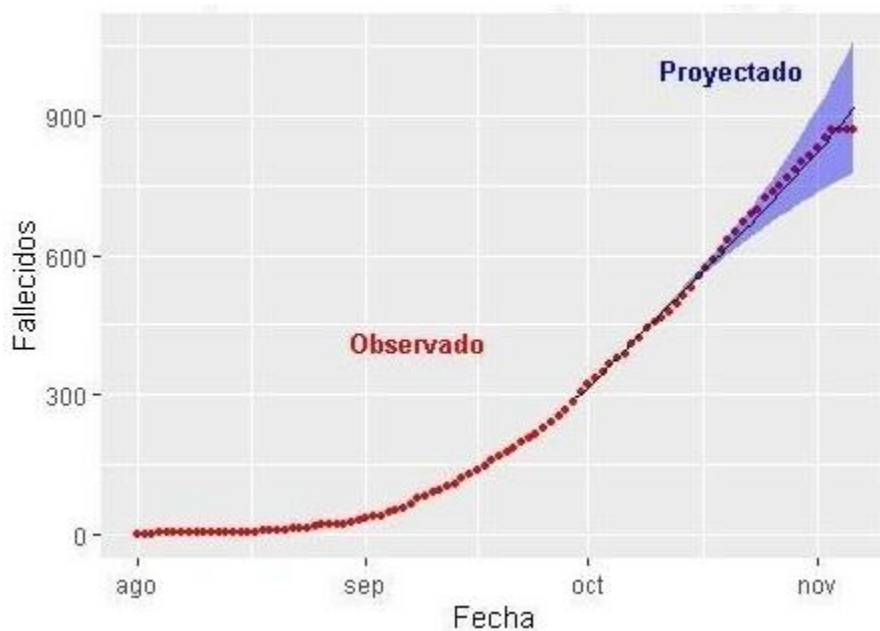
Dado que uno de los objetivos de los modelos SEIR+ es anticiparse a las tendencias en los contagios para asistir la planificación de los hacedores de políticas públicas, nos preguntamos además si las proyecciones del modelo se asemejan a datos futuros.

Para testear el ajuste fuera de la muestra, utilizamos la misma metodología detallada anteriormente y calibramos nuestro modelo SEIR+ con datos observados en Tucumán entre el 1ro de agosto y el 29 de septiembre de 2020. Estos fueron los meses en los que la pandemia empezó a tomar ímpetu en la provincia de Tucumán, los decesos acumulados aumentaron desde un puñado hasta casi 300, ocurriendo lo mismo con los hospitalizados que llegaron a aproximadamente 2 mil. En base a esta información, proyectamos los siguientes 40 días de las series epidemiológicas y pasado ese periodo y verificamos si es que las proyecciones habían sido similares a los datos observados.

En la Figura 7 podemos ver la comparación entre las proyecciones y lo observado para el caso de decesos acumulados. La misma nos muestra cómo las proyecciones realizadas por el modelo SEIR+ fueron efectivas anticipándose a los datos realizados pues salvo en unos pocos casos, las observaciones se encontraron dentro de los intervalos de confianza estimados. Para distinguir este ejercicio de lo realizado en la sección anterior es importante destacar que en aquella oportunidad el ajuste de los datos surge por

construcción, pues el mismo se realiza utilizando todos los datos dentro de la muestra, mientras que en esta oportunidad el ajuste del modelo se realiza utilizando solo una parte de los datos presentados, por lo que se trata de un ajuste fuera de la muestra. Los resultados presentados en esta sección son alentadores y aumentan nuestra confianza en la precisión de las proyecciones surgidas del modelo para periodos temporales acotados.

**Figura 7:** Ajuste fuera de la muestra



*Notas:* cada punto rojo representa la cantidad de fallecidos acumulados a la fecha en la Provincia de Tucumán. La línea negra es la proyección media del modelo SEIR+ realizada para el periodo 29-Sep a 6-Nov de 2020. El área sombreada representa un intervalo de confianza del 90% para nuestras estimaciones. *Fuente:* elaboración propia.

## VII. Aplicación local: el caso de Tucumán

Habiendo descrito el modelo y presentado evidencia respecto de su buen ajuste dentro y fuera de la muestra, a continuación, mostramos su uso calibrándolo a un caso local (Tucumán, Argentina), de acuerdo a los parámetros detallados en la Tabla 2. En síntesis, se proyecta un escenario para los próximos 60 días, para la población y distribución etaria de Tucumán, con una esperanza de contagios de 100 (70 expuestos y 30 infecciosos), factor reproductivo básico ( $R_0$ ) de 2.1, un factor de mitigación del 35% (con sus respectivas desviaciones estándar) y otros modelos calibrados de acuerdo a la revisión de la literatura.

**Tabla 2:** Parámetros de Calibración de un Modelo SEIR para Tucumán

Parámetros Modelo SEIR Tucumán			
Población total	1,448,188	Intervención (60 días)	Media: 35%
Distribución etaria	Tucumán (censo)		Sd: 1%
Expuestos inicial	Media: 70	Días de incubación	5
	Sd: 5	Días de duración de infección	4
Infecciosos inicial	Media: 30	Días de hospitalización	8
	Sd: 5	Días en UTI	8
Casos Importados por día	0.5	Factor Reproductivo R0	Media: 2.1
Cantidad Simulaciones	1000		Sd: 0.1
		Periodo Simulado	60 días

Fuente: elaboración propia.

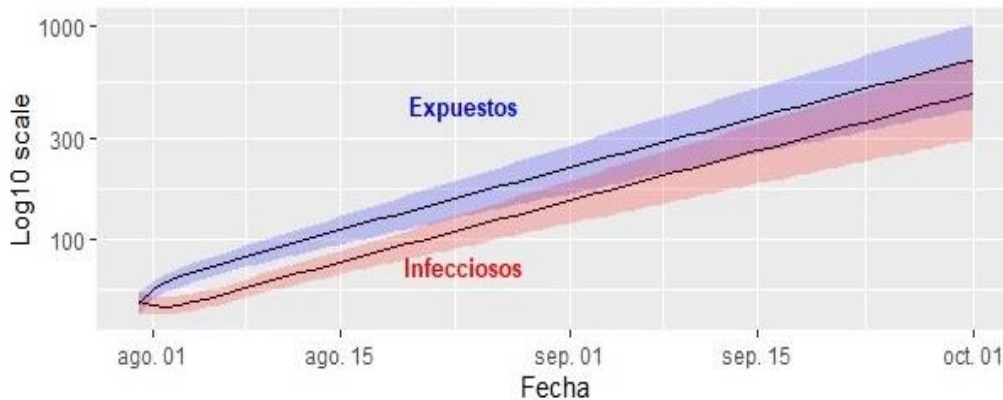
Los resultados presentados hacen referencia a la evolución de los infecciosos (nótese su diferencia respecto al número total de contagios informados, debido al testeo y debido al *outflow*), demanda de hospitalizaciones y cuidados intensivos. Entendemos que estas tres variables son los principales insumos para diseñar una estrategia sanitaria. Especial atención, además de a los valores centrales, debe prestarse a los intervalos de confianza expresados por la presentación de los límites delimitados por los deciles 1 y 9.

El número de infectados (infecciosos y expuestos) el cual comienza en 100, alcanza en un mes un total de 330 y finaliza los 60 días con aproximadamente 1.100. Nótese que las "pequeñas" desviaciones estándar en estos parámetros claves generan intervalos de confianza del 90% con límites inferiores y superiores que se alejan un 40% de la media.

En el caso de las personas que requieren cuidados intermedios (hospitalizados), se estima a los 30 días un número de 32 hospitalizaciones (con un rango entre 27 y 38) y a los 60 días este valor alcanza los 112 (rango entre 73 y 160). Para los cuidados intensivos, se estima a los 30 días 3 pacientes con requerimientos de UCI y a los 60 días 11 (rango entre 7 y 15). Finalmente, las fatalidades se estiman podrían alcanzar entre 14 y 22 de los infecciosos.

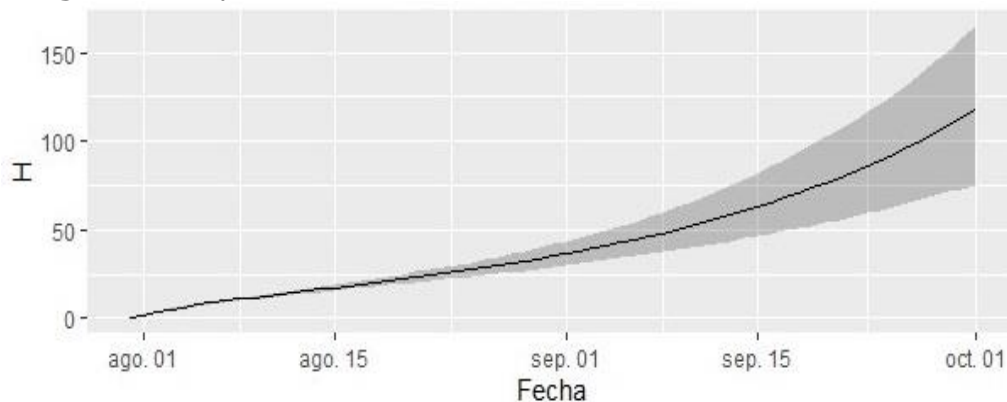
En un marco de incertidumbre respecto de las políticas del gobierno y la respuesta de los habitantes, el modelo se presenta como una herramienta útil para analizar distintos escenarios respecto de las demandas al sistema sanitario. Sin embargo, las estimaciones puntuales de los números de infectados y muertes deben ser tomadas con cautela pues pequeños cambios en el comportamiento de la población, producen importantes diferencias en los resultados de largo plazo.

**Figura 8:** Proyección de expuestos e infecciosos para Tucumán

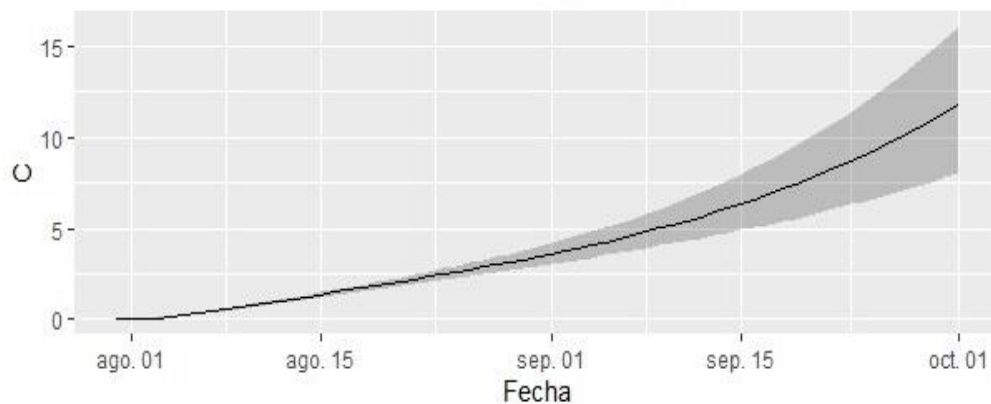


Nota: Bandas de confianza al 80%.

**Figura 9:** Proyección de demanda de Cuidados Intermedios en Tucumán



**Figura 10:** Proyección de demanda de Cuidados Intermedios en Tucumán



## **VIII. Conclusiones**

---

Elaboramos y calibramos un modelo SEIR que además de los cuatro estados principales del modelo SEIR clásico, describe la trayectoria de enfermos severos y críticos, estados esenciales para la planificación del sistema de salud. Además, sumamos particularidades locales, como ser la curva etaria de la población y medidas de mitigación que impacten en el factor reproductivo, los cuales varían geográficamente y hacen que el factor local importe. Asimismo, incorporamos la incertidumbre en variables claves asociadas al virus y de difícil proyección para el hacedor de políticas mediante un modelo estocástico.

Para testear el modelo examinamos su bondad de ajuste dentro y fuera de la muestra, para dos regiones diferentes. En primer lugar, examinamos la bondad de ajuste para la evolución de la enfermedad en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y encontramos un muy buen ajuste respecto de evolución del número de casos infecciosos, hospitalizados leves y moderados, demandas de cuidado intensivo y fallecidos. Describir estas trayectorias es posible gracias a la identificación de parámetros estimados de forma empírica en el trabajo y otros estimados previamente por la literatura. En segundo lugar, testeamos el modelo mediante una proyección fuera de la muestra para Tucumán y los datos observados se mantienen dentro de los intervalos de confianza predichos por el modelo.

Finalmente, para mostrar el uso del modelo, proyectamos posibles escenarios futuros para la trayectoria epidemiológica del COVID-19 en la provincia de Tucumán, cuando se inicia la transmisión comunitaria. Esperamos que esta herramienta pueda ser de utilidad para la previsión de necesidades sanitarias de la provincia y para la toma de decisiones sobre políticas de mitigación del COVID-19.

## IX. Referencias

---

Adam, D. (2020). Special report: The simulations driving the world's response to COVID-19. *Nature*, 580(7802), 316-319.

Alimohamadi, Y., Taghdir, M., & Sepandi, M. (2020). The estimate of the basic reproduction number for novel coronavirus disease (COVID-19): a systematic review and meta-analysis. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 53(3), 151-157.

Atkeson, A. (2020a). *How deadly is COVID-19? Understanding the difficulties with estimation of its fatality rate*. Working Paper No. w26965, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Atkeson, A. (2020b). *What will be the economic impact of COVID-19 in the US? Rough estimates of disease scenarios*. Working Paper No. w26867, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Baldwin, R., & di Mauro, B. W. (Eds.) (2020). *Economics in the Time of COVID-19*. CEPR Press, Centre for Economic Policy Research, London.

Berger, D. W., Herkenhoff, K. F., & Mongey, S. (2020). *An SEIR infectious disease model with testing and conditional quarantine*. Working Paper No. w2690, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Bi, Q., Wu, Y., Mei, S., Ye, C., Zou, X., Zhang, Z.... & Gao, W. (2020). Epidemiology and Transmission of COVID-19 in Shenzhen China: Analysis of 391 cases and 1,286 of their close contacts. *MedRxiv*.

Brauer, F., Castillo-Chavez, C., & Castillo-Chavez, C. (2012). *Mathematical Models in Population Biology and Epidemiology* (Second edition). Springer.

Chen, T. M., Rui, J., Wang, Q. P., Zhao, Z. Y., Cui, J. A., & Yin, L. (2020). A mathematical model for simulating the phase-based transmissibility of a novel coronavirus. *Infectious diseases of poverty*, 9(1), 1-8.

D'Arienzo, M., & Coniglio, A. (2020). Assessment of the SARS-CoV-2 basic reproduction number,  $R_0$ , based on the early phase of COVID-19 outbreak in Italy. *Biosafety and Health*, 2(2), 57-59.

Eksin, C., Paarporn, K., & Weitz, J. S. (2019). Systematic biases in disease forecasting—The role of behavior change. *Epidemics*, 27, 96-105.

Ferguson, N., Laydon, D., Nedjati Gilani, G., Imai, N., Ainslie, K., Baguelin, M. ... & Dighe, A. (2020). *Report 9: Impact of non-pharmaceutical interventions (NPIs) to reduce COVID-19 mortality and healthcare demand*. Imperial College London.

Flaxman, S., Mishra, S., Gandy, A., Unwin, J.T... & Bhatt, S. (2020a). Estimating the effects of non-pharmaceutical interventions on COVID-19 in Europe. *Nature*, 584(7820), 257-261.

Flaxman, S., Mishra, S., Gandy, A., Unwin, H., Coupland, H., Mellan, T. ... & Schmit, N. (2020b). *Report 13: Estimating the number of infections and the impact of non-*

*pharmaceutical interventions on COVID-19 in 11 European countries*. Imperial College London.

Ganyani, T., Kremer, C., Chen, D., Torneri, A., Faes, C., Wallinga, J., & Hens, N. (2020). Estimating the generation interval for coronavirus disease (COVID-19) based on symptom onset data, March 2020. *Eurosurveillance*, 25(17), 2000257.

Giannitsarou, C., Kissler, S., & Toxvaerd, F. (2020). Waning immunity and the second wave: Some projections for SARS-CoV-2. *American Economic Review: Insights* (forthcoming).

Gomes, C. (2020). Report of the WHO-China Joint Mission on Coronavirus Disease 2019 (COVID-19). *Brazilian Journal of Implantology and Health Sciences*, 2(3).

Guan, W. J., Ni, Z. Y., Hu, Y., Liang, W. H., Ou, C. Q., He, J. X., ... & Du, B. (2020). Clinical characteristics of coronavirus disease 2019 in China. *New England Journal of Medicine*, 382(18), 1708-1720.

He, J., Guo, Y., Mao, R., & Jiming, Z. (2020). Proportion of asymptomatic coronavirus disease 2019 (COVID-19): a systematic review and meta-analysis. *Journal of Medical Virology*, 93(2), 820-830.

Heneghan, C., Brassey, J., & Jefferson, T. (2020). COVID-19: What proportion are asymptomatic? *The Centre for Evidence-Based Medicine*.

Hu, Z., Ge, Q., Jin, L., & Xiong, M. (2020). Artificial intelligence forecasting of COVID-19 in china. *arXiv:2002.07112*.

Jiang, X., Rayner, S., & Luo, M. H. (2020). Does SARS-CoV-2 has a longer incubation period than SARS and MERS? *Journal of Medical Virology*, 92(5), 476-478.

Ministerio de Salud Argentina (2020). Sala de Situación COVID-2019 (19/03), 23.

Kermack, W. O., & McKendrick, A. G. (1927). A contribution to the mathematical theory of epidemics. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical and Physical Character*, 115(772), 700-721.

Khosravi, A., Chaman, R., Rohani-Rasaf, M., Zare, F., Mehravaran, S., & Emamian, M. H. (2020). The basic reproduction number and prediction of the epidemic size of the novel coronavirus (COVID-19) in Shahroud, Iran. *Epidemiology & Infection*, 148, 1-7.

Kucharski, A. J., Russell, T. W., Diamond, C., Liu, Y., Edmunds, J., Funk, S., ... & Davies, N. (2020). Early dynamics of transmission and control of COVID-19: a mathematical modelling study. *The Lancet Infectious Diseases*, 20(5), 553-558.

Lauer, S. A., Grantz, K. H., Bi, Q., Jones, F. K., Zheng, Q., Meredith, H. R., ... & Lessler, J. (2020). The incubation period of coronavirus disease 2019 (COVID-19) from publicly reported confirmed cases: estimation and application. *Annals of Internal Medicine*, 172(9), 577-582.

Li, Q., Guan, X., Wu, P., Wang, X., Zhou, L., Tong, Y., ... & Xing, X. (2020). Early transmission dynamics in Wuhan, China, of novel coronavirus-infected pneumonia. *The New England Journal of Medicine*, 382(13), 1199-1207.



Liu, Y., Gayle, A. A., Wilder-Smith, A., & Rocklöv, J. (2020). The reproductive number of COVID-19 is higher compared to SARS coronavirus. *Journal of Travel Medicine*, 27(2).

Neher, R., Aksamentov, I., Noll, N., Albert, J., & Dyrdak, R. (2020). COVID-19 scenarios.

Perera, R. A., Mok, C. K., Tsang, O. T., Lv, H., Ko, R. L., Wu, N. C., ... & Peiris, M. (2020). Serological assays for severe acute respiratory syndrome coronavirus 2 (SARS-CoV-2), March 2020. *Eurosurveillance*, 25(16), 2000421.

Read, J. M., Bridgen, J. R., Cummings, D. A., Ho, A., & Jewell, C. P. (2020). Novel coronavirus 2019-nCoV: early estimation of epidemiological parameters and epidemic predictions. *MedRxiv*.

Shen, C., Taleb, N., & Bar-Yam, Y. (2020). Review of Ferguson et al "Impact of non-pharmaceutical interventions..." New England Complex Systems Institute, School of Engineering, New York University.

Shlomai, A., Leshno, A., Sklan, E. H., & Leshno, M. (2020). Global versus focused isolation during the SARS-CoV-2 pandemic-A cost-effectiveness analysis. *MedRxiv*.

Sjödin, H., Wilder-Smith, A., Osman, S., Farooq, Z., & Rocklöv, J. (2020). Only strict quarantine measures can curb the coronavirus disease (COVID-19) outbreak in Italy, 2020. *Eurosurveillance*, 25(13), 2000280.

Song, Q. Q., Zhao, H., Fang, L. Q., Liu, W., Zheng, C., & Zhang, Y. (2020). Study on assessing early epidemiological parameters of coronavirus disease epidemic in China. *Zhonghua liu xing bing xue za zhi=Zhonghua liuxingbingxue zazhi*, 41(4), 461-465.

Task force COVID-19 (2020). *Epidemia COVID-19, Aggiornamento nazionale: 23 marzo 2020*. Dipartimento Malattie Infettive e Servizio di Informatica, Istituto Superiore di Sanità, Italia.

Toxvaerd, F. (2020). Equilibrium Social Distancing. Cambridge Working Papers in Economics CWPE2021, Faculty of Economics, University of Cambridge <https://doi.org/10.17863/CAM.52489>

Wilder-Smith, A., Chiew, C. J., & Lee, V. J. (2020). Can we contain the COVID-19 outbreak with the same measures as for SARS? *The Lancet Infectious Diseases*, 20(5), e102-e107.

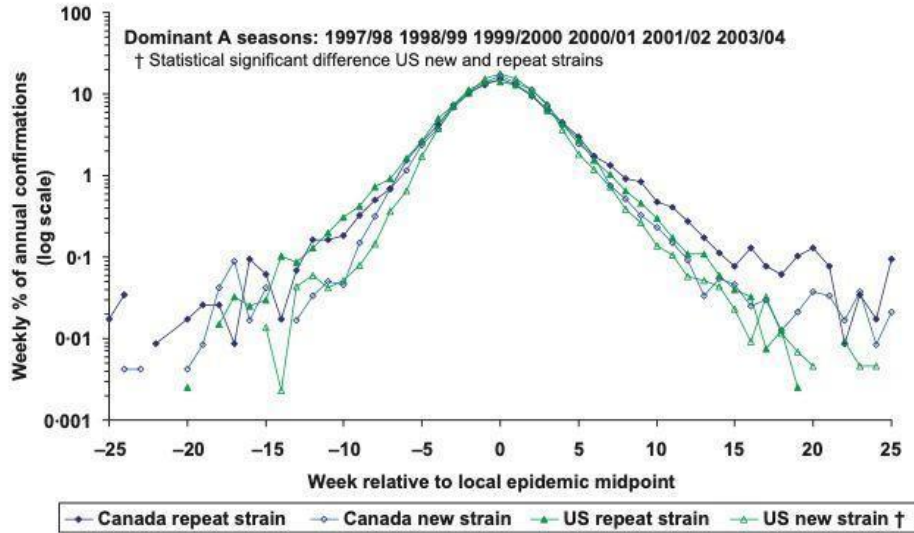
Wu, J. T., Leung, K., & Leung, G. M. (2020). Nowcasting and forecasting the potential domestic and international spread of the 2019-nCoV outbreak originating in Wuhan, China: a modelling study. *The Lancet*, 395(10225), 689-697.

Zhao, S., Lin, Q., Ran, J., Musa, S. S., Yang, G., Wang, W., ... & Wang, M. H. (2020). Preliminary estimation of the basic reproduction number of novel coronavirus (2019-nCoV) in China, from 2019 to 2020: A data-driven analysis in the early phase of the outbreak. *International Journal of Infectious Diseases*, 92, 214-217.

Zhuang, Z., Zhao, S., Lin, Q., Cao, P., Lou, Y., Yang, L., ... & Xiao, L. (2020). Preliminary estimating the reproduction number of the coronavirus disease (COVID-19) outbreak in Republic of Korea and Italy by 5 March 2020. *International Journal of Infectious Diseases*, 95, 308-310.

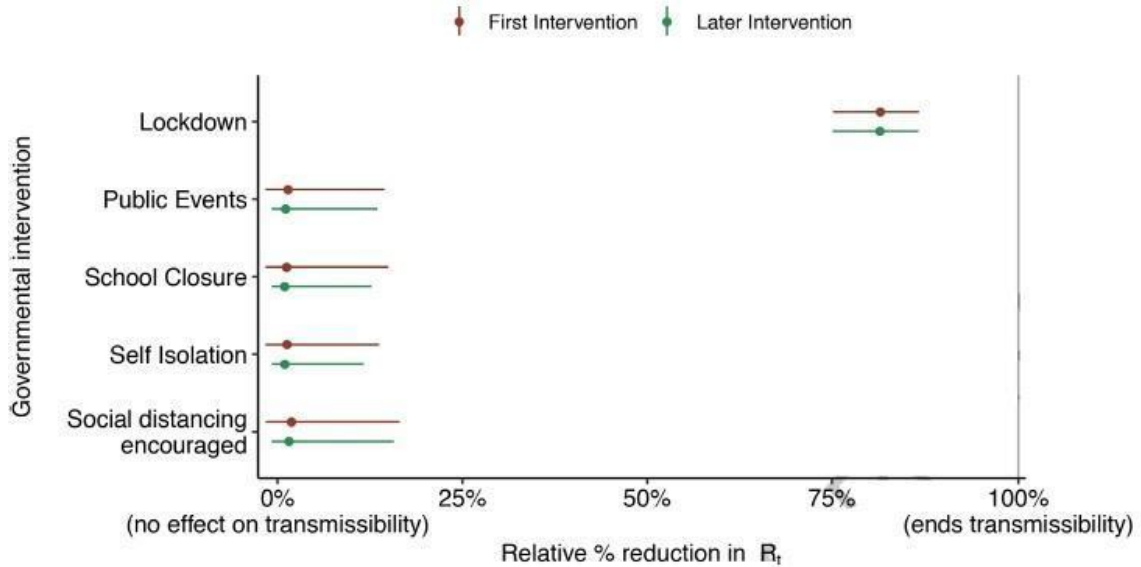
**X. Anexo**

**Figura A1:** Curva Gripe Estacional en Estados Unidos (1997 a 2003)



Fuente: Center for Disease Control Prevention

**Figura A2:** Impacto de las Políticas Públicas en Europa sobre  $R_t$



Notas: Estimación en base a 14 países europeos. Los puntos representan los valores de estimación media del impacto y las líneas el intervalo de confianza del 95%. Este gráfico nos dice que solo las cuarentenas (*lockdown*) tuvieron un impacto significativo en la reducción de  $R_t$ , mientras que el resto de las medidas tuvieron impactos más moderados o nulos dependiendo el país. Fuente: Flaxman *et al.* (2020)

**Tabla A1:** Tabla de Hospitalización y Mortalidad utilizada por Ferguson et al (2020)

Age-group (years)	% symptomatic cases requiring hospitalisation	% hospitalised cases requiring critical care	Infection Fatality Ratio
0 to 9	0.1%	5.0%	0.002%
10 to 19	0.3%	5.0%	0.006%
20 to 29	1.2%	5.0%	0.03%
30 to 39	3.2%	5.0%	0.08%
40 to 49	4.9%	6.3%	0.15%
50 to 59	10.2%	12.2%	0.60%
60 to 69	16.6%	27.4%	2.2%
70 to 79	24.3%	43.2%	5.1%
80+	27.3%	70.9%	9.3%

Fuente: Ferguson et al. (2020)

**Tabla A2:** Parametrización del Modelo SEIR para la Ciudad Autónoma de Bs As (CABA)

Parámetros Modelo SEIR CABA			
Población total	2,890,151	Intervención 1 (21-Mar a 21-May)	50%
Distribución etaria	CABA (censo)	Intervención 2 (22-May a 12-Jul)	35%
Número de contagios inicial	100	Días de incubación	5
Casos Importados por día	3	Días de duración de infección	4
Período Simulado	13-Mar a 12-Jul	Días de hospitalización	8
Factor Reproductivo $R_0$	2.1	Días en UTI	8

Fuente: elaboración propia.

## **Dinámica discreta en un modelo de crecimiento de Solow con ahorro diferencial constante y crecimiento poblacional no constante**

---

*Fernando Suárez*<sup>1</sup>

### **Resumen**

---

El presente trabajo considera el modelo de crecimiento de Solow en tiempo discreto, con tasas de ahorro constantes y distintas para los trabajadores y accionistas, y tasa de crecimiento poblacional no constante dada por la ecuación de Richards discreta. Se estudia su comportamiento dinámico incluyendo la aparición de ciclos y caos, complementando herramientas analíticas con simulación computacional. Finalmente se cuantifica la aparición de caos mediante la utilización de exponentes de Lyapunov, interpretando el modelo presentado en términos económicos.

**Palabras claves:** métodos matemáticos, sistemas dinámicos discretos, mapas bidimensionales no inversibles, crecimiento económico

### **Abstract**

---

This paper considers the Solow economic growth model in discrete-time, with constant but different saving rates for workers and shareholders, and non-constant population growth rate given by discrete Richards's equation. Its dynamical behavior is investigated including cycles and chaos emerging, mixing analytical tools, and computational simulations. Finally, chaos emerging is quantified using Lyapunov exponents, understanding the introduced model in economic terms.

**Keywords:** mathematical methods, discrete dynamical systems, bidimensional non-invertible maps, economic growth.

**JEL:** C62, C63, O40

DOI: <https://doi.org/10.46553/ensayos.3.3.2021.p25-39>

Fecha de recepción: 08/04/2021; Fecha de aceptación: 03/08/2021

---

<sup>1</sup> Departamento de Matemática, Facultad de Ingeniería y Ciencias Agrarias, Universidad Católica Argentina, Alicia M. de Justo 1500, (C1107AAZ) C.A.B.A, Argentina. Email: fernandosuares@uca.edu.ar

## I. Introducción

---

En los últimos años se ha observado un interés creciente por el estudio de sistemas dinámicos no lineales en economía, en la medida en que los modelos económicos a menudo presentaban dinámicas complejas, sobre todo en el campo del crecimiento económico. Este hecho motivó a muchos autores a encarar el comportamiento asintótico de los modelos, sus propiedades y también la eventual aparición de dinámicas caóticas.

Los modelos dinámicos de crecimiento económico han considerado a menudo el modelo estándar neoclásico de Ramsey o el de Solow-Swan (Solow, 1956). Estos sistemas dinámicos convergen al estado estacionario (por ejemplo, el equilibrio del stock de capital per cápita) por lo que no conducen a ciclos ni a dinámicas complejas. Sin embargo, para ser más precisos, debemos aclarar que el modelo de Ramsey supone que el comportamiento del ahorro es tal que corresponde a maximizar la suma de las utilidades descontadas de un consumidor representativo con horizonte infinito, mientras que en el modelo de Solow-Swan se asume que la propensión al ahorro en promedio es constante.

La posibilidad de aparición de dinámicas complejas en modelos de crecimiento óptimo, incluyendo la aparición de caos, ha sido demostrada por Benhabib & Nishimura (1985), y Boldrin & Montrucchio (1986) cuando dos sectores se incluyen en dichos modelos.

Posteriormente otros autores consideraron diferentes propensiones al ahorro para dos grupos (trabajo y capital) dando lugar a equilibrios inestables y múltiples, como el caso de Kaldor (1955) y Chiang (1973), entre otros. Si bien con la modificación introducida se logra influir en la dinámica final del sistema, su dinámica cualitativa aún permanece relativamente simple.

El rol de las tasas de ahorro diferenciales pero constantes es recientemente retomado en 2000 por Böhm & Kaas (2000) en relación con el comportamiento cualitativo del modelo de crecimiento de Solow en tiempo discreto, donde el mismo exhibe inestabilidades y caos. En dicho modelo se vincula el stock de capital por trabajador  $k$  con el producto por trabajador  $y = f(k)$ , siendo  $f$  una función de producción genérica que satisface las condiciones de Inada, o sea, es estrictamente creciente, estrictamente

cóncava y tal que,  $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{f(k)}{k} = 0$  y  $\lim_{k \rightarrow 0} \frac{f(k)}{k} = \infty$ .

En este modelo la fuerza de trabajo crece a tasa constante, hipótesis usualmente asumida en distintos escenarios de crecimiento económico. Sin embargo, una implicancia de considerar la tasa de crecimiento poblacional constante es que la fuerza de trabajo crece exponencialmente, lo cual es claramente no realista. De hecho, una consideración lógica es que siempre existe un límite que es llamado capacidad de acarreo del entorno.

Un modelo de crecimiento más realista debería considerar que cuando la población es pequeña en relación a la capacidad de acarreo del entorno, entonces crece a una tasa constante; en cambio cuando la población es mayor en relación a la capacidad de acarreo

del entorno, los recursos resultan relativamente más escasos y como resultado esto debería afectar de forma negativa al crecimiento de dicha población.

A partir del modelo empleado por Böhm & Kaas, Brianzoni *et al.* (2007a, 2007b) han introducido modelos alternativos teniendo en cuenta la anterior consideración, utilizando distintos mapas para modelizar la fuerza de trabajo.

El presente trabajo considera el modelo de Solow en tiempo discreto, asumiendo la función de producción CES, y tasas de ahorro diferenciales pero constantes. Se introduce el mapa logístico generalizado conocido como ecuación de Richards para modelizar la fuerza de trabajo.

La elección de la ecuación de Richards está justificada porque la misma permite una mejor descripción de la dinámica de crecimiento de la fuerza de trabajo, al disponer de mayor flexibilidad en la ubicación del punto de inflexión de la curva. Al introducir estas funciones en el modelo se manifiestan nuevas posibilidades de equilibrios múltiples, dinámicas complejas y fluctuaciones, no contempladas en los modelos anteriormente descritos.

Sobre la base de esta elección el objetivo del trabajo es poner en evidencia el rol que juegan los parámetros del mapa de Richards y de la función de producción CES en la posible aparición de estas dinámicas complejas, a saber, ciclos de altos períodos o caos. Los resultados obtenidos apuntan a confirmar el rol central que juega la elasticidad de sustitución en la aparición y propagación de las mismas, en relación a la tasa de crecimiento poblacional y al resto de los parámetros del sistema.

El análisis desarrollado brinda las condiciones de estabilidad del modelo, junto con un estudio detallado de los valores de los parámetros que pueden presentar fluctuaciones en la dinámica de crecimiento económico, como aporte complementario a la toma de decisiones de política.

En lo que sigue, este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se desarrolla el modelo y se obtiene el sistema dinámico triangular. La tercera sección es un análisis local de la estabilidad de los puntos fijos que pertenecen al sistema. La sección cuarta se dedica al análisis de ciclos y dinámicas complejas, en tanto que la quinta sección estudia mediante simulaciones numéricas el incremento en la complejidad de la dinámica asintótica del sistema utilizando diagramas de fase. La sexta sección introduce una forma alternativa de poner en evidencia la presencia de caos, cuantificándolo mediante exponentes de Lyapunov. La séptima sección recoge las interpretaciones económicas del modelo. Por último, en la octava sección, se resumen las conclusiones del trabajo.

## **II. Obtención del modelo**

---

De acuerdo a Böhm & Kaas (2000), la acumulación de capital está dada por:

$$k_{t+1} = \frac{1}{1+n} \left[ (1-\delta)k_t + s_w \left( f(k_t) - k_t f'(k_t) \right) + s_r f'(k_t) \right] \quad (1)$$

donde  $\delta \in (0,1)$  es la tasa de depreciación del stock de capital,  $n$  es la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo,  $s_w \in (0,1)$  y  $s_r \in (0,1)$  son las tasas de ahorro constante de los trabajadores y de los accionistas respectivamente, asumiendo  $s_w \neq s_r$ .

Consideraremos ahora la ecuación de producción y la elección del mapa que describa la fuerza de trabajo:

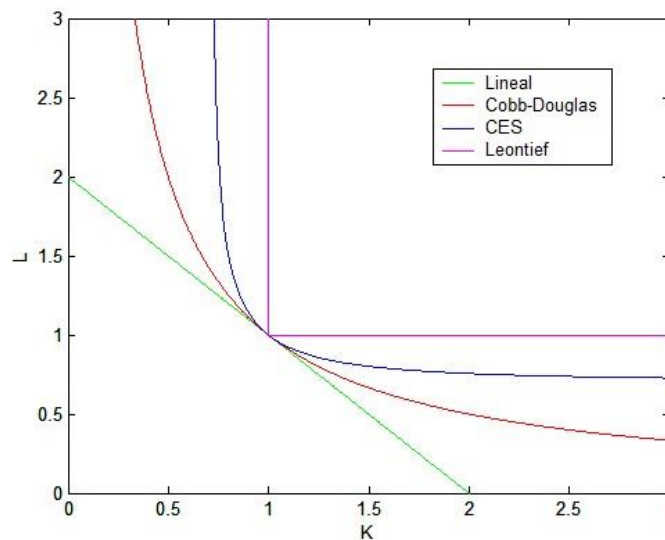
- i. La función de producción que vincula el stock de capital con el producto por trabajador es de tipo CES, introducida en 1961 por Arrow *et al.* (1961):

$$y = f(k) = \left( 1 + k^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad (2)$$

donde  $\rho < 1$ ,  $\rho \neq 0$ .

La función de producción CES generaliza tres funciones de producción bien definidas según el valor que le otorguemos a la elasticidad de sustitución entre los factores capital y trabajo. En la Figura 1 se pueden apreciar las diferencias y similitudes de las funciones de producción resultantes

**Figura 1:** Funciones de producción Lineal, Cobb-Douglas, CES con  $\rho=-2$  y Leontief.



Fuente: elaboración propia.

- ii. La tasa de crecimiento para la fuerza de trabajo debe ser no constante. En Brianzoni *et al.* (2007a), la tasa de crecimiento es modelada por la ecuación de Beverton-Holt:

$$n_{t+1} = \frac{rh}{h+(r-1)n_t} n_t$$

donde  $h > 0$  es la capacidad de acarreo (por ejemplo, la disponibilidad de recursos) y  $r > 0$  es la tasa de crecimiento intrínseca. Por otra parte, en Brianzoni *et al.* (2007b), la misma es descrita por el bien conocido mapa logístico:

$$n_{t+1} = \mu n_t (1 - n_t)$$

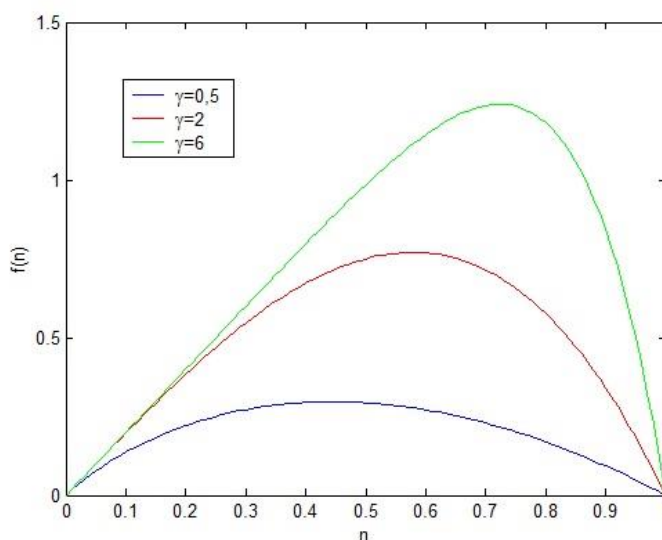
con  $\mu \in (1,4)$  para el cual la dinámica es no trivial pero invariante en el intervalo  $[0,1]$ .

En este trabajo se propone modelar la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo mediante el mapa de Richards (Radwan, 2013; Richards, 1959) en tiempo discreto:

$$n_{t+1} = rn_t \left(1 - n_t^\gamma\right) \tag{3}$$

donde  $\gamma > 0$  es un parámetro que permite lograr mayor flexibilidad en la ubicación del punto de inflexión de la curva, con la consecuente aparición de nuevas fluctuaciones. Las distintas variantes que presenta el mapa de Richards en función de sus parámetros pueden ser apreciadas en la Figura 2.

**Figura 2:** Mapa de Richards con  $r = 2$  y  $\gamma = 0,5, 2$  y  $6$ .



Fuente: elaboración propia.

Relacionando (1), (2) y (3), resulta:



$$\begin{cases} n_{t+1} = rn_t(1-n_t^\gamma) \\ k_{t+1} = \frac{1}{1+n_t} \left[ (1-\delta)k_t + \left(k_t^\rho + 1\right)^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left(s_w + s_r k_t^\rho\right) \right] \end{cases} \quad (4)$$

que es un sistema dinámico discreto determinado por un mapa triangular  $T$  en el plano:

$$T: \begin{matrix} \mathbb{R}^2 \\ + \end{matrix} \rightarrow \begin{matrix} \mathbb{R}^2 \\ + \end{matrix}, T \begin{pmatrix} n \\ k \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} f(n) \\ g(n,k) \end{pmatrix}$$

$$\text{con } f(n) = rn(1-n^\gamma) \text{ y } g(n,k) = \frac{1}{1+n} \left[ (1-\delta)k + \left(k^\rho + 1\right)^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left(s_w + s_r k^\rho\right) \right].$$

### III. Estabilidad de puntos fijos

---

Los puntos fijos del mapa  $T$  son las soluciones del sistema algebraico  $T(n,k)=(n,k)$ . De la primera ecuación se deduce que los puntos fijos pertenecen a las rectas  $n=0$  y

$$n = n^* = \left(\frac{r-1}{r}\right)^{\frac{1}{\gamma}}.$$

De la segunda ecuación tenemos que la segunda coordenada  $k$  de los puntos fijos de  $T$  son los puntos fijos de los mapas unidimensionales  $g_0(k) := g(0,k)$  y  $g_{n^*}(k) := g(n^*,k)$ . Dependiendo de los parámetros del modelo, por utilizar la función de producción CES y la ecuación de Richards, estos modelos pueden tener múltiples equilibrios. La estructura triangular de  $T$  hace más sencillo el análisis debido a que la matriz jacobiana de  $T$  tiene autovalores reales ubicados en su diagonal principal dados por

$$\lambda_1(n) = r - r(\gamma+1)n^\gamma \text{ y } \lambda_2(n,k) = \frac{\partial g(n,k)}{\partial k}.$$

Por resultar  $\lambda_1(0) > 1$  los puntos fijos que pertenecen a la recta  $n=0$  pueden ser *saddles* o nodos inestables. Por otro lado  $|\lambda_1(n^*)| < 1$  se verifica si y sólo si  $r \in (1, (2/\gamma)+1)$ , por lo que la recta  $n=n^*$  atrae las trayectorias con las condiciones iniciales  $(n_0, k_0)$  si  $n_0 \in (0,1)$ . Los parámetros  $\rho$ ,  $\delta$ ,  $s_r$  y  $s_w$  inciden de forma directa tanto en el comportamiento de  $g_{n^*}(k)$ , la cual puede resultar monótona o bien bimodal en  $k$ , como en el valor de  $|\lambda_2(n^*,k)|$ . Mediante un estudio detallado se obtienen los siguientes resultados:

- i. Supongamos  $\rho \in (0,1)$ . Si  $s_r < \left(\frac{r-1}{r}\right)^{\frac{1}{\gamma}} + \delta$  entonces  $T$  tiene un punto fijo con  $n=n^*$ .  $g(n^*,k)$  resulta creciente y cóncava por lo que  $|\lambda_2| < 1$  y dicho punto fijo es asintóticamente estable. En caso contrario  $T$  no posee puntos fijos con  $n \neq 0$ .
- ii. Supongamos que  $\rho < 0$ . Se distinguen los siguientes casos:

- a) Asumamos que  $s_r < s_w$  y  $\rho < \frac{s_r}{s_r - s_w}$ . Si  $s_r > \left(\frac{r-1}{r}\right)^{\frac{1}{\gamma}} + \delta$  entonces  $T$  posee un punto fijo con  $n=n^*$  que es asintóticamente estable. En caso contrario  $T$  no posee puntos fijos con  $n \neq 0$ .

- b) Asumamos que  $s_r < s_w$  y  $\rho < \frac{s_r}{s_r - s_w}$ . Entonces  $T$  posee dos puntos fijos con  $n=n^*$ , uno es de tipo *saddle* y el otro asintóticamente estable.

- c) Asumamos que  $s_r < s_w$ . Si  $s_r \leq \left(\frac{r-1}{r}\right)^{\frac{1}{\gamma}} + \delta$ ,  $T$  no posee puntos fijos con  $n \neq 0$ .

Si  $s_r > \left(\frac{r-1}{r}\right)^{\frac{1}{\gamma}} + \delta$  y además  $\rho > \frac{-s_w}{s_r - s_w}$ , entonces  $T$  posee un punto fijo con  $n=n^*$  que es asintóticamente estable.

Si se cumple  $\left\{ \rho < \frac{-s_w}{s_r - s_w} \right\} \wedge \left\{ \varphi(\rho, s_r, s_w) > \delta - \left(\frac{r-1}{r}\right)^{\frac{1}{\gamma}} - 2 \right\}$ , donde

$\varphi(\rho, s_r, s_w) = \rho(s_r - s_w) \left[ \frac{\rho(s_r - s_w) + s_w}{(2\rho - 1)(s_r - s_w)} \right]^{\frac{2\rho - 1}{\rho}}$ , entonces  $T$  posee un

punto fijo con  $n=n^*$  que es asintóticamente estable.

#### IV. Ciclos y dinámicas complejas

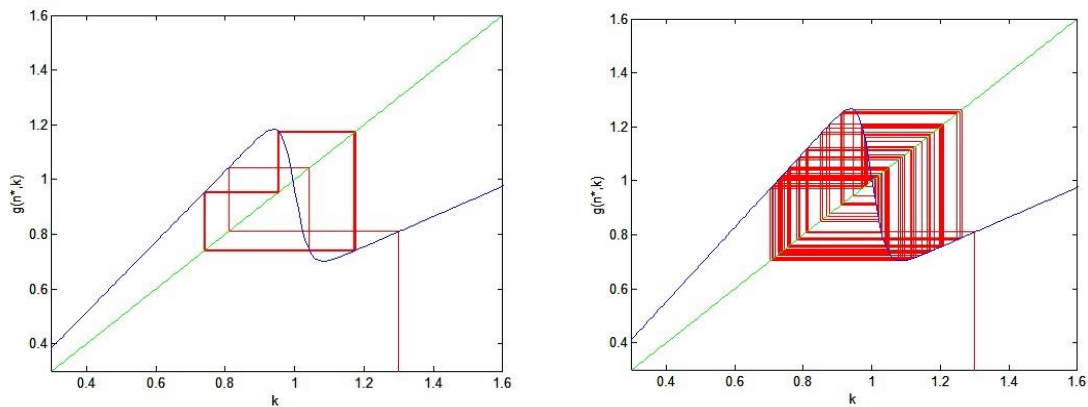
---

Para indagar en la aparición de otros comportamientos dinámicos, consideraremos valores de los parámetros no contemplados en el esquema anterior.

Si se cumplen las condiciones del ítem (ii)-c) pero  $\varphi(\rho, s_r, s_w) < \delta - 1$ , podemos demostrar que el ingreso del capital dado por  $s_r f'_k(k_t)k_t$  no es monótono y  $g_n^*(k)$  resulta bimodal, razón por la cual aparecen ciclos o caos en la dinámica de (4). Ejemplos sobre la aparición de ciclos se muestran en la Figura 3, mediante el recurso gráfico conocido como *cobweb*.

Es más, para  $r=1,1$  y  $\rho \in (-70, -10)$ , se detecta una ruta al caos por duplicación de período que se ilustra en el diagrama de bifurcación de la Figura 4(a). Además, si  $r > (2/\gamma) + 1$ , la dinámica de (3) desarrolla una ruta al caos por duplicación de período como puede apreciarse en el diagrama de bifurcación de la Figura 4(b), con la consiguiente aparición de este comportamiento en la dinámica de (4).

**Figura 3:** (a) Ciclo 3-periódico para  $\delta=0,4$ ,  $\rho=-50$ ,  $r=1,1$ ,  $\gamma=1,1$ ,  $s_r=0,8$  y  $s_w=0,1$ . (b) Ciclo de mayor período para los mismos valores de parámetros que en (a) pero con  $s_r=0,9$ .



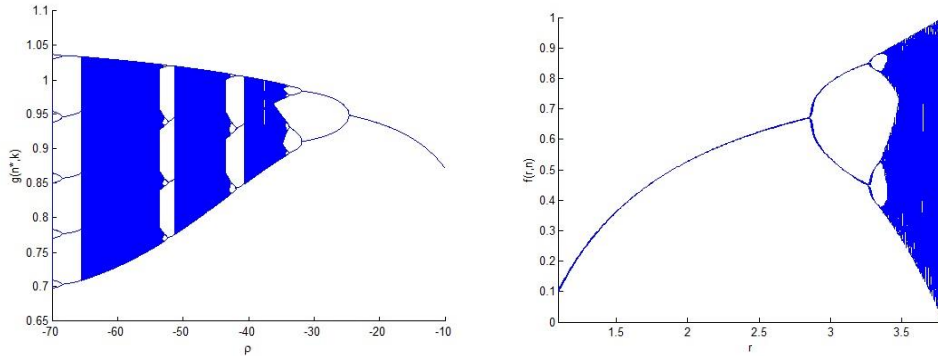
Fuente: elaboración propia.

## V. Simulaciones numéricas

Realizaremos algunas simulaciones numéricas para entender mejor la dinámica global de nuestro modelo. Fundamentalmente describiremos las bifurcaciones que incrementan la complejidad de la dinámica asintótica del sistema, teniendo en cuenta lo desarrollado en la sección anterior.

De todos los parámetros involucrados, se analizarán en los correspondientes diagramas de fases las variaciones debidas a  $\rho$  y a  $r$ , recordando que estos parámetros son los que juegan un rol importante para la aparición de dinámicas complejas.

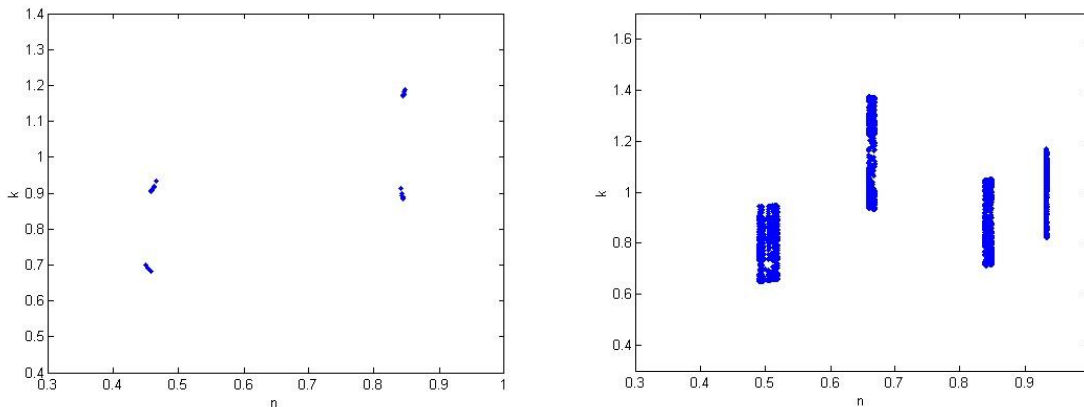
**Figura 4:** (a) Diagrama de bifurcación de  $\rho$  para  $\delta = 0,4$ ,  $r = 1,1$ ,  $\gamma = 1,1$ ,  $s_r = 0,6$  y  $s_w = 0,1$ . (b) Diagrama de bifurcación de  $r$  para  $\delta = 0,4$ ,  $\rho = -50$ ,  $\gamma = 1,1$ ,  $s_r = 0,9$  y  $s_w = 0,1$ .



Fuente: elaboración propia.

En la Figura 5 podemos apreciar la influencia del parámetro  $r$ . Vemos que en la Figura 5(a) el diagrama de fases es cíclico 4-periódico, pero a medida que  $r$  aumenta, una secuencia de duplicación de período da lugar a ciclos de período  $2^k$  y luego a un diagrama de fases cíclico caótico 4-periódico, evidenciado en la Figura 5(b). En esta situación el comportamiento de largo plazo del sistema está caracterizado por ciclos 4-periódicos, aunque en cada período no podemos predecir el estado exacto.

**Figura 5:** (a) Diagrama de fases cíclico de período 4 con  $\rho = -50$ ,  $\delta = 0,01$ ,  $r = 3,2$ ,  $\gamma = 1,1$ ,  $s_r = 0,9$  y  $s_w = 0,1$ . (b) Diagrama de fases cíclico caótico de período 4 con  $\rho = -50$ ,  $\delta = 0,01$ ,  $r = 3,5$ ,  $\gamma = 1,1$ ,  $s_r = 0,9$  y  $s_w = 0,1$ .

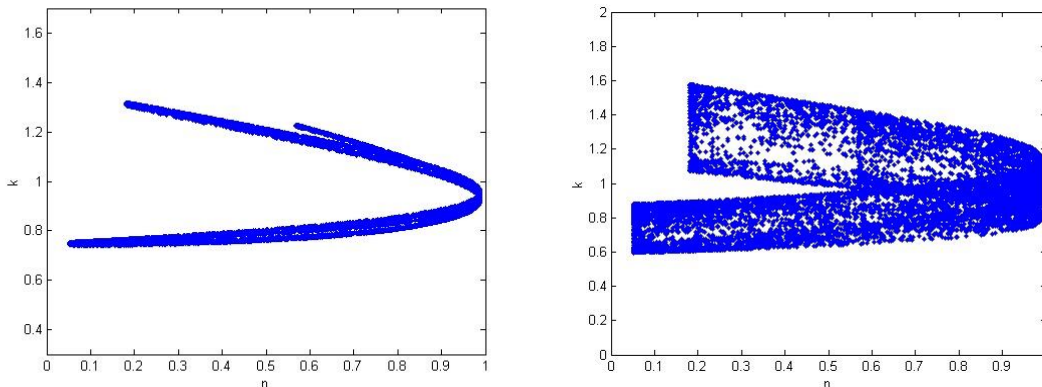


Fuente: elaboración propia.

En la Figura 6 podemos apreciar la influencia del parámetro  $\rho$ . En la Figura 6(a) vemos

que, con valores elevados de  $r$ , el diagrama de fases muestra un comportamiento caótico aún para valores altos de  $\rho$ , y a medida que  $\rho$  disminuye el diagrama de fases mostrado en la Figura 6(b) evidencia un comportamiento caótico más complejo aún. En esta situación el comportamiento de largo plazo del sistema se caracteriza por haber reemplazado el comportamiento cíclico por una evolución totalmente errática que cubre una gran parte del diagrama de fases del sistema dinámico.

**Figura 6:** (a) Diagrama de fases caótico con  $\rho = -10$ ,  $\delta = 0,01$ ,  $r = 3,7$ ,  $\gamma = 1,1$ ,  $s_r = 0,9$  y  $s_w = 0,1$ . (b) Diagrama de fases caótico con  $\rho = -50$ ,  $\delta = 0,01$ ,  $r = 3,7$ ,  $\gamma = 1,1$ ,  $s_r = 0,9$  y  $s_w = 0,1$ .



Fuente: elaboración propia.

## VI. Cuantificación del caos mediante exponentes de Lyapunov

A partir de ahora introduciremos una forma alternativa de poner en evidencia la existencia del caos a través de un número que lo cuantifique, partiendo del hecho que una órbita caótica es aquella que continúa experimentando indefinidamente un comportamiento inestable tal como una órbita cualquiera lo haría en las cercanías de una fuente, pero donde la misma no es ni periódica ni tampoco un punto fijo.

Si  $f$  es un mapa y  $x_1$  un punto fijo del mismo, y además se cumple que  $f'(x_1) = a > 1$ , entonces la órbita de cada punto  $x$  cercano a  $x_1$  se separará de este a una tasa de aproximadamente  $a$  en cada iteración. Por lo tanto, la distancia entre  $f^n(x)$  y  $f^n(x_1) = x_1$ , irá aumentando aproximadamente  $a$  veces por cada iteración.

El concepto de número de Lyapunov es el apropiado para cuantificar esta tasa promedio de separación de los puntos  $x$  que estén cercanos a  $x_1$ . El exponente de Lyapunov será tan sólo el logaritmo natural del número de Lyapunov. Siguiendo con el ejemplo dado, si el número de Lyapunov fuese  $C$ , para cada punto periódico  $x_1$  de período  $k$ , tendríamos:

$$\left| (f^k)'(x_1) \right| = |f'(x_1)| |f'(x_1)| \cdots |f'(x_1)| = C^k \quad (5)$$

Supongamos que  $f$  sea un mapa suave en la recta real. Entonces el número de Lyapunov  $L(x_1)$  de la órbita  $\{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n\}$  se define como:

$$L(x_1) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left( |f'(x_1)| |f'(x_2)| \cdots |f'(x_n)| \right)^{1/n} \quad (6)$$

si ese límite existe. El exponente de Lyapunov  $h(x_1)$  se define como:

$$h(x_1) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left( \frac{1}{n} \left[ \ln |f'(x_1)| + \ln |f'(x_2)| + \cdots + \ln |f'(x_n)| \right] \right) \quad (7)$$

si ese límite existe. Debemos notar que  $h$  existe sí y sólo sí  $L$  existe, y  $\ln L = h$ .

Supongamos que  $f$  sea un mapa suave en la recta real y además  $\{x_1, x_2, \dots\}$  una órbita acotada de  $f$ . Entonces la órbita es considerada caótica si:

- i)  $\{x_1, x_2, \dots\}$  no es asintóticamente periódica.
- ii) El exponente de Lyapunov  $h(x_1)$  es mayor que cero.

Los conceptos estudiados anteriormente pueden ser generalizados a mapas en donde  $m \geq 1$ . La idea de medir tasas de separación entre puntos cercanos en el caso unidimensional, debe ser ampliada dado que en dimensiones mayores el comportamiento local puede depender también de la dirección, y entonces tendremos un número de Lyapunov por cada dimensión del mapa en cuestión.

Supongamos que  $f$  sea un mapa de,  $m \geq 1$ , y asumamos que  $\{v_0, v_1, v_2, \dots\}$  sea una órbita acotada de  $f$ . La órbita es considerada caótica si:

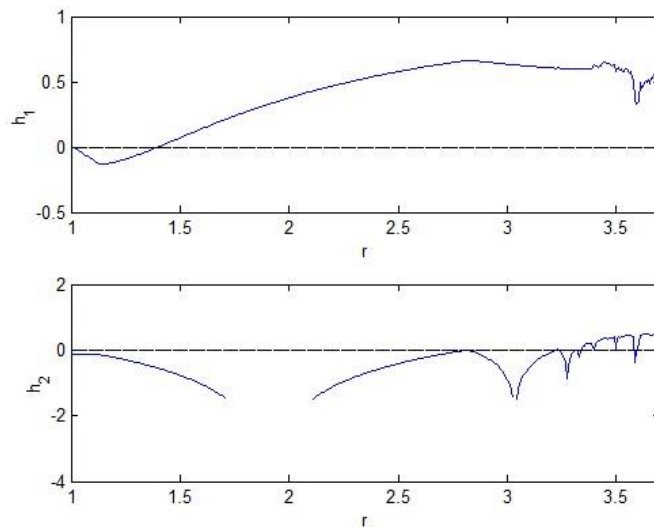
- i)  $\{v_0, v_1, v_2, \dots\}$  no es asintóticamente periódica.
- ii) Ningún número de Lyapunov es exactamente uno.
- iii)  $L_1(v_0) > 1$ .

En términos de los exponentes de Lyapunov, la parte (iii) de la definición anterior es equivalente a afirmar que  $h_1(v_0) > 0$ .

A continuación, se representarán los exponentes de Lyapunov correspondientes a nuestro modelo, es decir  $h_1$  y  $h_2$  para distintos valores de los parámetros  $r$  y  $\rho$ .

En la Figura 7 podemos apreciar como varían los exponentes de Lyapunov  $h_1$  y  $h_2$  cuando  $r$  varía desde 1 hasta 3,7; aquellos que pueden ser calculados y que se sitúan por arriba de cero son los que indican la presencia de órbitas caóticas.

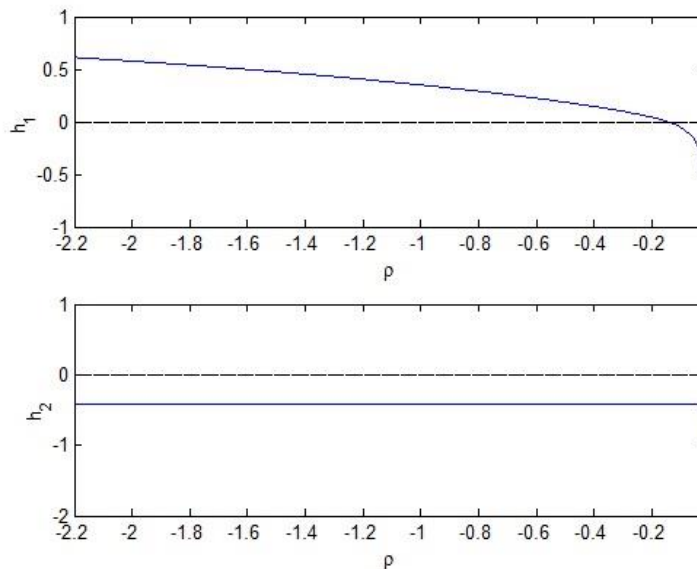
**Figura 7:** Exponentes de Lyapunov  $h_1$  y  $h_2$  en función de  $r$  con  $\rho = -2$ ,  $\delta = 0,2$ ,  $s_r = 0,9$ ,  $s_w = 0,1$  y  $\gamma = 1,1$ .



Fuente: elaboración propia.

En la Figura 8 podemos apreciar como varían los exponentes de Lyapunov  $h_1$  y  $h_2$  cuando  $\rho$  varía desde  $-2,2$  hasta  $-0,01$ ; aquellos que se sitúan por arriba de cero son los que indican la presencia de órbitas caóticas:

**Figura 8:** Exponentes de Lyapunov  $h_1$  y  $h_2$  en función de  $\rho$  con  $\delta = 0,2$ ,  $s_r = 0,9$ ,  $s_w = 0,1$ ,  $r = 2,5$  y  $\gamma = 1,1$ .



Fuente: elaboración propia.

## VII. Interpretación del modelo

---

El parámetro  $\rho$  de la función de producción CES está relacionado con la elasticidad de sustitución entre los factores capital y trabajo  $\sigma$ , dada por  $\sigma=1/1-\rho$ . La consideración económica resultante es que, si  $\rho$  resulta mayor que cero, la elasticidad de sustitución es elevada; si además el parámetro  $r$  de la ecuación de Richards es bajo, no se manifestarán dinámicas complicadas. Este caso correspondería a una economía no desarrollada, cuya población aún está lejos de su capacidad de acarreo del entorno y que podría exhibir un crecimiento económico con menor volatilidad.

Si la producción de una economía presenta una escasa elasticidad de sustitución entre los factores productivos, es decir cuando resulta  $\rho < 0$  como en el caso de una economía desarrollada con alto stock de capital de contenido tecnológico y además alto capital humano, la diferencia entre las tasas de ahorro de los accionistas y la de los trabajadores juega un papel fundamental en cuanto a la aparición de dinámicas complejas. En esa situación, la monotonicidad del Ingreso de capital no se verifica si  $\rho$  es lo suficientemente bajo y, además  $s_r > s_w$ , con la consiguiente aparición de dinámicas complejas y eventualmente caos.

## VIII. Conclusiones

---

En este trabajo se ha investigado la estabilidad local y las propiedades globales de un modelo de crecimiento de Solow en tiempo discreto con tasas de ahorro diferencial constante y crecimiento poblacional no constante. Las variantes novedosas del mismo han consistido en utilizar la función de producción CES y la ecuación de Richards para modelizar la fuerza de trabajo, con una tasa de crecimiento poblacional variable y la posibilidad de poder elegir con mayor flexibilidad el punto de inflexión de la misma dada por el parámetro.

El análisis de los puntos fijos concluyó la existencia de equilibrios múltiples según determinadas condiciones de valores de los parámetros del sistema. Luego se analizaron otros valores de los parámetros no contemplados en el análisis preliminar mediante el recurso gráfico *cobweb*, diagramas de bifurcación y diagramas de fases, especialmente para poner en evidencia las dinámicas complejas a las que puede arribar el presente modelo. Posteriormente el análisis de dichas fluctuaciones se complementó con la obtención de los exponentes de Lyapunov para poder cuantificar la existencia de caos.

Los resultados del análisis muestran que el modelo estudiado puede exhibir fluctuaciones, dinámicas complejas, ciclos de múltiples períodos, y también comportamiento caótico. Estas características se manifiestan a medida que el parámetro de la ecuación de Richards aumenta (lo cual produce un aumento en la fluctuación de la tasa de crecimiento poblacional) o también si el parámetro disminuye (lo cual también impacta en la elasticidad de sustitución de la función de producción).

De acuerdo a esto, ha quedado en evidencia el rol central que juega la elasticidad de sustitución en relación a la propiedad de monotonicidad del ingreso de capital, dado



que las dinámicas complejas emergen y propagan sus fluctuaciones al fallar esta condición.

En el caso de economías no desarrolladas, que verifican alta elasticidad de sustitución entre los factores capital y trabajo, y manifiestan una baja tasa de crecimiento poblacional, no es factible la aparición de fluctuaciones. Dichas dinámicas son propensas a manifestarse cuando la elasticidad de sustitución es baja, tal es el caso de una economía desarrollada con alto contenido de capital de índole tecnológico y elevado capital humano, verificando estas economías también los valores de tasas de ahorro diferenciales propicias al surgimiento de este fenómeno.

En este trabajo se han presentado las primeras herramientas analíticas y numéricas que permiten inferir la riqueza de esta dinámica según se varíen los valores de los parámetros del sistema. A futuro, se planea profundizar en las mismas con el objetivo de conseguir una descripción más detallada de esta dinámica.

## IX. Referencias

---

Arrow, K. J., Chenery, H. B., Minhas, S., & Solow, R. M. (1961). Capital-labor substitution and economic efficiency. *The Review of Economics and Statistics*, 43(3), 225-250.

Benhabib, J., & Nishimura, K. (1985). Competitive equilibrium cycles. *Journal of Economic Theory*, 35(2), 284-306.

Böhm, V., & Kaas, L. (2000). Differential savings, factor shares and endogenous growth cycles. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 24(5-7), 965-980.

Boldrin, M., & L. Montrucchio, L. (1986). On the indeterminacy of capital accumulation paths. *Journal of Economic Theory*, 40(1), 26-39.

Brianzoni, S., Mammana, C., & Michetti, E. (2007a). Complex dynamics in the neoclassical growth model with differential savings and non-constant labor force growth. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 11(3), 1-19.

Brianzoni, S., Mammana, C., & Michetti, E. (2007b). Nonlinear dynamics in a business-cycle model with logistic population growth. *Chaos, Solitons and Fractals*, 40(2), 717-730.

Chiang, A. C. (1973). A simple generalisation of the Kaldor–Pasinetti theory of profit rate and income distribution. *Economica*, 40(159), 311-313.

Kaldor, N. (1955). Alternative theories of distribution. *Review of Economic Studies*, 23(2), 83-100.

Radwan, A. G. (2013). On some generalized discrete logistic maps. *Journal of Advanced Research*, 4(2), 163-171.

Richards, F. J. (1959). A flexible growth function for empirical use. *Journal of Experimental Botany*, 10(2), 290-300.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.



## **An estimation of expenditure needs for Argentinian provinces: A structural modeling approach**

---

*Héctor Cardozo*<sup>1</sup>

### **Resumen**

---

Argentina ha estado incumpliendo su Constitución desde 1994 al no aprobar una ley que determine completamente las transferencias fiscales intergubernamentales nacionales. Este trabajo utiliza un marco estructural innovador para estimar y finalmente proponer un nuevo esquema de distribución para tales transferencias. El enfoque estructural permite recuperar los parámetros profundos para estimar adecuadamente las necesidades de gasto de cada provincia y utilizarlas para establecer las tasas de distribución que deben asignarse a cada jurisdicción.

**Palabras claves:** necesidades de gasto, enfoque estructural, esquema de distribución, transferencias fiscales.

### **Abstract**

---

Since 1994 Argentina has failed to honor its Constitution by not passing a law that fully determines intergovernmental fiscal transfers at a national level. This paper uses an innovative structural framework to estimate, and ultimately propose, a new distribution scheme for such transfers. The structural approach allows for the recovery of deep parameters to accurately estimate the expenditure needs for each province, which can then be used to establish the distribution rates that should be assigned to each jurisdiction.

**Keywords:** expenditure needs, structural approach, distribution scheme, fiscal transfers

**JEL:** H71, H72, H77

DOI: <https://doi.org/10.46553/ensayos.3.3.2021.p41-75>

Fecha de recepción: 30/04/2021; Fecha de aceptación: 01/09/2021

---

<sup>1</sup> Department of Economics, Arizona State University. Email: hcardozo@asu.edu. I am grateful to M. Florencia Gabrielli and two anonymous referees for their helpful comments and suggestions. I would also like to thank Universidad de San Andrés (UdeSA) for encouraging me to write this paper based on my Master's thesis.

## I. Introduction

---

The main goal of this paper is to analyze Argentina's current fiscal transfer system using a structural modeling approach for estimating subnational expenditure needs. By doing so, I propose a different method to distribute the national intergovernmental fiscal transfers to the present equalization scheme.

The current fiscal transfer scheme in Argentina is called *Coparticipación Federal de Recursos Fiscales* (i.e. federal coparticipation of taxes) and its main purpose is to distribute part of the income raised by the federal state. Even though the National Constitution of 1994 established this system, a proper law that fully determines how it should work does not exist.

Since 1935 when Argentina adopted the coparticipation system, it has been subject to several modifications, the last major one being in 1988 (for a thoughtful analysis of Argentina's coparticipation scheme progression see Porto, 2003a). In 1994, the newly modified National Constitution recognized the importance of this fiscal transfer scheme and dictated a period of two years to establish a new coparticipation law and how the federal fiscal body would be regulated. However, sanctioning of the new law has not been complied with, and instead a set of rules and agreements with different distribution criteria governs; this intricate system is usually thus referred to as the "coparticipation labyrinth". In this regard, Law 23548 determines the rates of primary distribution (42.34% to the National Treasury, 56.66% to the provinces and 1% to National Treasury contributions) and secondary distribution (rates of distribution for each province), as well as some distribution of particular taxes, such as the Income Tax Laws 20628 and 26078, and the Value Added Tax Laws 23966 and 26078.

One of the last official mentions of the need to pass a law that regulates the coparticipation system took place in 2017 during the signing of a new national fiscal consensus. In the final document, the federal government and the provinces agreed to pass a new law for the federal coparticipation of taxes to fulfill the constitutional mandate. Many of the points in the fiscal consensus have been fulfilled but some were postponed. Among the latter was the approval of the law for the coparticipation system.

Streb (2019) argues that one of the main problems arising from the current coparticipation scheme is that the system does not meet any of the constitutional requirements established in 1994. That is, the author claims that the actual system is not based on objective criteria and therefore fails to fulfil the principles of equity and solidarity. Furthermore, according to Piffano (2019), the "coparticipation labyrinth" not only violates a specific mandate in the National Constitution but, given the discretion that can be applied due to its complexity, it also ultimately infringes the basic principles of accountability and transparency in fiscal and financial matters expected of governments.

Several authors have discussed the problems created by the current distribution system. Nicolini *et al.* (2002) warn about the level of vertical fiscal imbalance that arises from

the existing fiscal federalism, which, as a result, affects the provinces' fiscal behavior. Jones *et al.* (2000) explain that the coparticipation scheme produces an expansionary bias in provincial expenditures, inducing fiscal profligacy. Meanwhile, Streb (2019) claims that not only the economic but also the social and political effects derived from this distribution system are considerable. The author names the lack of competitive democracies and the crowding out of the private sector as some of the most terrible consequences. Therefore, strong consensus can be found in the literature on the current coparticipation system being in dire need of change.

Since a definitive fiscal transfer system in Argentina is yet to be determined, this paper aims to contribute to the ongoing debate about the most desirable distribution mechanism that might be implemented once the topic is back on the public agenda. The analysis will focus primarily on estimating the expenditure needs for the Argentinian provinces, which will be recovered using the structural modeling approach proposed by Langørgen (2015). As for the fiscal capacity part of the fiscal equation, this paper determines the national intergovernmental fiscal transfers based on the actual regional income raised. More specifically, it proposes the distribution each province should receive based on their expenditure needs.

The results are in line with previous works (for example, Porto (2016)), especially the well-known conclusion that Buenos Aires obtains significantly less money from the coparticipation system than it should. However, other results stand out as well. For instance, once hydrocarbon royalties are considered, some provinces such as Neuquén or Santa Cruz should receive significantly less transfers from coparticipation than other authors suggest. Moreover, one of the main contributions of this paper is to provide the amount in Argentinian pesos that every jurisdiction needs to be compensated for in order to properly offer its own bundle of basic services to the population. Lastly, the paper reaches a new level of detail by discriminating between fixed and variable costs, something that has never been done before for Argentina.

The remainder of the paper is organized as follows: Section 2 reviews the literature on the matter; Section 3 presents the model in Langørgen (2015) that will be used to estimate expenditure needs in Argentina; Section 4 offers a description of the data; Section 5 introduces the estimation method; Section 6 presents the empirical results for the Argentinian provinces; finally, Section 7 discusses the most relevant conclusions.

## **II. Literature review**

---

The debate about the justification of equalization transfers based on equity and efficiency is a barren and never ending one. There have always been arguments over how equalization payments induce inefficiency in the regional allocation of resources, whether they be human (discouraging outmigration of labor to more productive regions) or capital. For more on this subject see Boadway (2003), where he discusses the optimality of decentralized decision-making and the efficiency and equity arguments for

equalization, as well as Porto (2004). Similarly, Porto (2003b) also presents a discussion about economic efficiency, political participation and decentralization.

All of these concepts can be found in what Oates (2005) calls the First-Generation Theory of Fiscal Federalism. According to the author, this benchmark view of public finance studied equalizing lump-sum grants from the central government to regional (or local) governments and justified them on both equity and efficiency grounds. This first generation was built by the seminal papers of Kenneth Arrow, Richard Musgrave and Paul Samuelson. Musgrave (1959) constitutes one of the seminal contributions on public finance, by recognizing the constraints on redistributive and macroeconomic stabilization that decentralized levels of government may generate, thus advocating for an active and positive role of the government in several areas ranging from market failures, income distribution, employment, and more.

However, if one is willing to ignore the conceptual objections and, as Shah (1994) says, embraces the prevalent view that equalization transfers are justified on efficiency and equity grounds, then the design of the fiscal transfer system would be the main concern. One common approach has been to think in terms of horizontal equity.

Horizontal equity refers to the principle that individuals who are equally well off before government policy is implemented should be equally well off after: equals should be treated equally. This concept has been extended by Buchanan's seminal paper to fiscal federalism to mean that the federal government should ensure that all its citizens are treated equally regardless of their place of residence. To begin with, Buchanan (1950) defines the horizontal equity at the individual level. However, the author recognizes the importance of the political hierarchy, stating that if there are subordinate state units of varying economic characteristics within the nation, the equity principle applied to the whole hierarchy will require that the central government take some action to transfer funds from one area to another.

This paper will analyze horizontal equity on a sub-national level, where the Argentinian provinces are the main concern. According to this view, the overall condition of the individuals should be taken into consideration when designing the fiscal system. Hence, it is clear that a comprehensive equalization scheme should include both fiscal capacity and differential expenditure measures.

## **II.1. Expenditure needs**

Expenditure needs have always been thought to be much more difficult to define and measure than is its revenue equivalent, fiscal capacity. Broadly, expenditure needs may be measured in three ways (Martinez-Vazquez & Boex, 2001). One method is to estimate the cost of providing a standardized set of public services. A simpler alternative is to rely on historical expenditure patterns and use observed average costs for various expenditures. A third possible approach is to set out a representative expenditure system (RES) analogous to the representative tax system (RTS) on the revenue side that I will describe later. Shah (1996) proposes a five-step way to determine such a system that was summarized by Vaillancourt & Bird (2004) as follows:

- I. Disaggregate sub-national governments (SNG) expenditures into major functional categories such as health services, education, transportation and communication, etc. Identify significant determinants (needs/costs factors).
- II. Determine the influence on spending levels of cost and need indicators such as those listed above, usually through regression analysis. This step requires thorough understanding of not only differences in service areas, populations and local needs but also of the objectives of public policy and the production functions (input-output relationships) of public services. It is also critical to understand possible strategic behaviors of recipient governments.
- III. Establish the per capita standardized expenditure of SNG for each category ( $PCSE_{x,i}$ ), employing national average values for the fiscal capacity indicators. What this procedure does is to establish how much a SNG would spend, given its needs and costs profile, for each specific expenditure category if it had “average” revenue. The weight of each factor is obtained empirically using data on all regions; hence, in principle this method should have the advantage of requiring objective standards.
- IV. Estimate the standardized per capita national expenditure for each category ( $PCSE_{na,i}$ ) by evaluating the regression results at national mean values for all variables.
- V. The equalization grant each SNG is entitled to can then be calculated as:  
$$EE_{x,i} = POP_x * [PCSE_{x,i} - PCSE_{na,i}]$$
donde  $EE_{x,i}$  represents the equalization entitlement for region  $x$  for the spending category  $i$ ,  $POP_x$  is the population of region  $x$  and  $PCSE_{x,i}$  and  $PCSE_{na,i}$  are the per capita standardized expenditure for region  $x$  and at national average for spending category  $i$ .

As was mentioned before, to ensure that the concept of horizontal equity is fulfilled not only the resources potentially available to finance public services but also the cost of providing those services must be considered.

Many authors who try to approximate the expenditure needs for the Argentinian provinces have used this approach, such as Otero *et al.* (2006), Minatta *et al.* (2013), and Porto (2016). While, Castells Oliveres & Solé Ollé (2000) and De la Fuente (2017) tries something similar for Spain. The main difference among them is the method used in the second step to estimate the weights of each cost factor. While some use regression analysis, other ones relies on comparing relative spending amounts to determine the participation of each factor.

In this paper, however, I use a different approach from the previous three listed by Martinez-Vazquez & Boex (2001). This novel framework is based on Langørgen (2015) and I will explain the main reasons why it is a more holistic and factual representation of the reality.

First, as Vaillancourt & Bird (2004) point out, expenditure differences in providing public services reflect two factors: cost differences and need differences.



- Cost differences are differences in the cost per unit of a 'standardized' public service. They may arise from climatic or geographic features, density or distance factors, or differences in labor cost across regions.
- Need differences are differences in the number of units of standardized service required per capita. They usually arise owing to demographic reasons such as the age structure of the population and different participation rates in social programs by persons of different ages.

The structural model proposed by Langørgen (2015) considers both this matters in depth. It does so by exploiting the properties of a maximization problem over a Stone–Geary utility function for a given budget constraint for local governments, unlike just using a linear regression for each cost with relevant variables in a reduced form matter as it is common in the literature. I will discuss the model more deeply in the next section.

Second, it highlights the importance of comparing results between a reduced form and a structural model. As Langørgen (2015) points out, measures of expenditure needs are frequently derived by employing regression-based methods. However, the biggest problem with them is that it turns out to be very difficult to provide a valid definition of expenditure needs as a function of reduced form parameters. The main issue is that structural parameters are defined to characterize preferences and cost functions, whereas reduced form parameters measure the partial marginal effect of a change in a given exogenous variable on different endogenous variables. It is natural to think that this partial marginal effect combine different effects and it is impossible to precisely determine the impact of each one.

In his paper, Langørgen claims that: "... the information contained in reduced form parameters does not distinguish between effects on minimum expenditure needs and discretionary incomes. (...) This is because the reduced form parameters identify marginal effects on expenditures rather than on expenditure needs."

## **II.2. Fiscal capacity**

On the other side, going back to general equalization scheme models, the fiscal capacity of a province is defined by its ability to raise revenues from its own tax bases. Assuming that 'own' tax bases are clearly defined, there are several methods that may be employed to determine fiscal capacity in this sense, as Shah (1994) and Martinez-Vazquez & Boex (2001) demonstrate.

The simplest to implement are measures based on current or past years' revenue collections. However, such measures raise some problems that need to be considered. For instance, the potential ability to raise revenue is not directly affected by tax rates, but fiscal effort and taxpayer compliance and actual revenues are affected, so it may produce an endogenous response to it. Hence, when current revenue collection is used as a measure of fiscal capacity, it may provide provinces with an obvious incentive to impose lower tax rates or to make less effort to collect taxes in order to receive higher equalization grants. Although using past collections would seem to alleviate this problem

there remains a problem of time-inconsistency if the rates are expected to be updated every once in a while, using this past information.

There exist other methods to study the fiscal capacity of the SNG. For instance, I may use the regional income or output. Even though it is a more reliable method than past data on taxes information, it still can arise some issues. For instance, the measured personal income for a given SNG may be a reasonable measure of the average ability of its residents of generating wealth liable to be taxed, but it may not be an accurate indication of the ability of the SNG to impose taxes. Nevertheless, the biggest problem when using this method for Argentina is that an official source for Gross Regional Product (GRP) estimation does not exist. There have been many authors who produce their own data series of GRP, see Ferrer (2004), and many publications about their own GRP by each province.

The other possible method the literature usually refers to is the representative tax system (RTS), which measures the amount of revenue that could be raised by a SNG if it uses 'standard' tax bases and 'standard' (usually average) tax rates. As expected, is very similar to the representative expenditure system (RES) mentioned before. The biggest difficulty with this approach is that, to use it properly, information on tax bases and tax revenues for every region is needed and, unfortunately, is not something publicly available for most provinces, especially the tax bases.

Despite its numerous problems, I choose to use the first method of actual data of provinces' incomes because even though some information about their tax rates and bases could be obtained from different sources, there are several differences among their incomes. For example, the most important one is the hydrocarbon royalties. The hydrocarbon royalties are the right to collect compensation for the extraction of the hydrocarbon product, given that the oil or gas belongs to the province in which underground territory the resource was found. Besides this, there are some provinces benefiting from regional development programs, therefore they have significant tax benefits, and, in some cases, they receive relatively more resources of national origin outside the co-participation system that is the central objective of analysis in this paper. The basic taxes a province usually collect are gross income tax, property taxes on housing and stamp tax, to name the most important ones.

### **II.3. Coparticipacion labyrinth**

There exists a substantial literature on the problems arising from the current distribution scheme. Nicolini *et al.* (2002) discuss about the high degree of vertical fiscal imbalance that arises from the existing fiscal federalism. They explain that while 50 percent of total public spending occurs at the sub-national level, the most important taxes are collected at the national level. The authors argue that this problematic is best explained by the fact that, from 1985 to 1995, an average of 65 percent of provincial expenditures were financed through transfers from a common pool of national taxes, with only 35 percent financed from direct own-provincial revenues. Nicolini *et al.* (2002) claim that this vertical imbalance is responsible for some visible consequences in some provinces' fiscal behavior. Namely, Jones *et al.* (2000) analyze this issue through a common pool game

model. The empirical results support the idea that the system of inter-governmental grants has implied an expansionary bias in provincial expenditures by de-coupling tax and spending decisions. Thus, inducing provinces more favored by the distribution scheme to fiscal profligacy.

Streb (2019) further discuss the issues stemming from the current distribution scheme. The author argues that it carries terrible social consequences for the Province of Buenos Aires, where the basic infrastructure is lacking in some of the most productive agricultural areas of the country, while there are shortages of all kinds in urban areas. On the other hand, it is not clear that the provinces that have benefited the most from the coparticipation system are necessarily better off. For instance, Streb (2019) mentions that the districts where the democracy is less competitive are the ones that receive the most in terms of per capita transfers from the current distribution scheme. The main explanation from this phenomenon being that the national transfers work similar as natural resources rents, crowding out the private sector.

Furthermore, Gasparini & Porto (2008) analyze the coparticipation scheme as a non-cooperative game among the provinces and argue that the current distribution system does not constitute an equilibrium. However, their results imply a pessimistic outlook regarding the possibility to reach an equilibrium situation mainly due to the existing distribution of provinces' political power in the National Congress. Streb (2019) calls this current situation a "minority tyranny", where the largest districts do not possess the votes they should at the Legislature. Gasparini & Porto (2008) believe the most promising path to modify the coparticipation system is by strengthening the Provincial Tax Systems and the prohibition of "mechanisms of federalism coercive".

### **III. Model**

---

As was mentioned above, the structural model proposed by Langørgen (2015) takes into consideration the two fundamental factors that determine the expenditure differences among provinces and justify the intervention of the national government: costs differences and needs differences. Similarly, Aaberge & Langørgen (2003) use an analogous model.

Even though the model used by Langørgen (2015) is quite general, for this paper I use it but with some simplifications discussed in the following section. Despite that, all the variable names and descriptions come from his paper, so the notation will be the same.

In the model presented by Langørgen (2015) local governments are assumed to have preferences regarding tax burden and levels of output on  $S$  service sectors, distributed to  $J$  different target groups. A target group is defined as a group of people with equal needs for public services. Tax burden is treated as a negative good and depends both on the local tax rate and on the size of the local tax base. The utility  $U_k$  of local government  $k$  is assumed to be given by the following specification of a Stone–Geary utility function:

$$U_k = \theta_k \log(\kappa_k - v_k) + \sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^J \beta_{ijk} \log(x_{ijk} - \gamma_{ij}) \quad (1)$$

where  $v_k$  is interpreted as the tax income, and  $x_{ijk}$  is the production of service  $i$  per person of target group  $j$  in municipality  $k$ . In Langørgen (2015), the sub-national government agent is the municipality, however, for this paper the local government would be the province. The parameter  $\gamma_{ij}$  denotes the minimum quantity per person of service  $i$  targeted to group  $j$  -Langørgen (2015) proposes it can also be considered as a measure of the local governments' common assessment of the need for different services targeted to different population subgroups. Hence, minimum quantity parameters can be named needs parameters. By contrast, the parameter  $\beta_{ijk}$ , which can be interpreted as the marginal budget share for spending on group  $j$  in service sector  $i$ , can vary across municipalities. The parameter  $\theta_k$  is equal to the marginal budget share distributed to the private sector as a reduction in the tax burden. To be consistent with the budget constraint, the marginal budget share parameters satisfy the adding-up constraint  $\theta_k + \sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^J \beta_{ijk} = 1$ . The parameter  $\kappa_k$  is interpreted as the maximum acceptable level of local taxes.

The Stone–Geary utility function introduces a subsistence level of consumption to the usual Cobb–Douglas utility, and has most of the same properties (i.e. monotone, concave and additively separable), however it is not homothetic. The intuition behind the Stone–Geary utility function is that consumers (or in this case, local governments) first set aside subsistence levels of goods, then allocate remaining budget in proportion to the marginal budget shares. Since the expenditure function for the Stone–Geary utility is linear in income and prices, it is often called the linear expenditure system (for further discussion see Pollak & Wales, 1978).

To better describe the cost composition, the author decomposes it in fixed and variable costs. Local governments face fixed costs in the production of public services because municipalities need administrative and political management, have a legal duty to keep accounts, and must maintain a basic stock of buildings and service functioning to be able to operate. These costs are considered fixed because at least in the short run, they hardly vary with the amount of production of different services. Moreover, fixed costs do not increase with the size of the municipality and are supposed to be the same for every local government. Hence, it is expected for fixed costs to be relatively high for small municipalities.

As for the variable costs, the paper assumes that the cost per unit of service of production may vary across municipalities and service sectors. However, the unit cost does not vary as a function of output in the model, which implies that the production functions are assumed to exhibit constant returns to scale. In order to distinguish between fixed and variable costs, Langørgen (2015) defines total expenditure in service sector  $i$  as:

$$u_{ik} = \frac{\alpha_{ik}^F}{n_k} + \pi_{ik} x_{ik}, i = 1, 2, \dots, S, \quad (2)$$

where  $u_{ik}$  is expenditure per capita in service sector  $i$ ,  $a_{ik}^F$  denotes the fixed cost in service sector  $i$ ,  $n_k$  is the population size of municipality  $k$ , the unit cost in the production of service  $i$  is  $\pi_{ik}$ , while variable costs in sector  $i$  are defined by  $\pi_{ik} x_{ik}$ . The production  $x_{ik}$  in service sector  $i$  is allocated to target groups as follows:

$$x_{ik} = \sum_{j=1}^J x_{ijk} z_{jk}, i = 1, 2, \dots, S, \quad (3)$$

where  $z_{jk}$  is the population share that belongs to target group  $j$ .

Using these equations, the author defines the budgets of the local governments. The budget constraint requires total incomes (minus fixed costs) to be allocated to spending on different service sectors and target groups. From (2) and (3), the budget constraint is defined as:

$$y_k + v_k = \sum_{i=1}^S u_{ik} = \sum_{i=1}^S \frac{\alpha_{ik}^F}{n_k} + \sum_{i=1}^S \pi_{ik} \sum_{j=1}^J x_{ijk} z_{jk} \quad (4)$$

where  $y_k$  is the block grant per capita received by local government  $k$ . Total income ( $y_k + v_k$ ) is the sum of block grant and tax income.

By maximizing the utility (1) subject to the budget constraint (4), the following expenditure system is obtained, for  $i = 1, 2, \dots, S$  and  $j = 1, 2, \dots, J$ :

$$\begin{aligned} \pi_{ik} x_{ijk} z_{jk} &= \alpha_{ijk}^V + \beta_{ijk} \left( y_k + \kappa_k - \frac{\alpha_{+k}^F}{n_k} - \alpha_{++k}^V \right) \\ v_k &= \kappa_k - \theta_k \left( y_k + \kappa_k - \frac{\alpha_{+k}^F}{n_k} - \alpha_{++k}^V \right) \end{aligned} \quad (5)$$

where Langørgen (2015) describes  $\alpha_{ijk}^V = \pi_{ik} \gamma_{ij} z_{jk}$  as the minimum variable cost in sector  $i$  targeted to group  $j$ ,  $\alpha_{++k}^V = \sum_{i=1}^S \pi_{ik} \sum_{j=1}^J \gamma_{ij} z_{jk}$  as the total minimum variable cost in municipality  $k$ , and  $\alpha_{+k}^F = \sum_{i=1}^S a_{ik}^F$  as the total fixed cost in municipality  $k$ . Discretionary income is defined by  $y_k + \kappa_k - \frac{\alpha_{+k}^F}{n_k} - \alpha_{++k}^V$ , which is the potential income remaining when the fixed costs and minimum variable costs have been covered.

The author points out that the actual allocation of expenditures and production to target groups is usually not observed in the data, which means that the  $\beta_{ijk}$  parameters are not directly identified. Therefore, Langørgen (2015) considers an aggregate version of the equation system, in order to overcome the problem that data for local governments account for spending in service sectors, rather than production towards target group. The modified equations are obtained by inserting (3) and (5) into (2):

$$\begin{aligned} u_{ik} &= \frac{\alpha_{ik}^F}{n_k} + \alpha_{i+k}^V + \beta_{ik} \left( y_k + \kappa_k - \frac{\alpha_{+k}^F}{n_k} - \alpha_{++k}^V \right), i = 1, 2, \dots, S, \\ v_k &= \kappa_k - \theta_k \left( y_k + \kappa_k - \frac{\alpha_{+k}^F}{n_k} - \alpha_{++k}^V \right) \end{aligned} \quad (6)$$

where  $\beta_{ik} = \sum_{j=1}^J \beta_{ijk}$  is the marginal budget share for service sector  $i$  and

$$\alpha_{i+k}^V = \pi_{ik} \sum_{j=1}^J \gamma_{ij} z_{jk} \quad i = 1, 2, \dots, S, \quad (7)$$

is equal to the minimum variable cost in service sector  $i$ . Minimum required expenditure is defined by the sum of fixed costs and minimum variable costs in each service sector and poses a spending commitment which local governments are expected to meet.

The equation system in (6) is the main result from Langørgen (2015), because it determines the equations to be estimated in order to obtain the measures of expenditure needs required to propose an alternative equalization scheme.

For the purpose of this paper, however, I need to make some modifications to the original above model. This is due to the fact that some of the data are not accessible or, if attainable, using them will require the inclusion of many more variables and parameters that would end up significantly reducing the number of degrees of freedom in the data that, as I will show in the next section, it is really low when compared to the data set used by Langørgen (2015).

For instance, one of the modifications that I will need to apply is the simplification of target groups  $j$ . That is, all the service sector  $i$ 's production will be allocated only into one target group. This does not mean the target group will necessarily be the entire population. For example, the education provided by the provinces will be destined to the young people based on enrollment data, but Langørgen (2015) takes into account other target groups for this service sector considering refugee status as well. I will elaborate on these modifications to the original model in the following section.

#### **IV. Data**

---

For the estimation of the model, I use data from the 23 provinces of Argentina, excluding the City of Buenos Aires. This decision is a common practice when analyzing certain aspects of the Argentine case. For example, Vegh & Vuletin (2015) decide to exclude the district from their flypaper effect empirical analysis. The City of Buenos Aires was not considered because its expenditure's attributions are considerably different from those of the rest of the jurisdictions. For instance, within its territorial boundaries it presents a limited exercise of the security and justice functions. Historically, the City of Buenos Aires did not have its own police force and its security depended on the Federal Police. It was not until 2008 when the City created its own police force: the Metropolitan Police, to later merge with a division of the Federal Police to found the City Police. Hence, Buenos Aires City's spending on security has been increasing ever since so it is difficult to compare with the rest of the provinces. Moreover, the City of Buenos Aires does not have a prison system of their own, even though some prisons are located within its territory; they are under the federal jurisdiction. Hence, the overall spending on the security and justice functions are quite different from the other provinces. On the other hand, Buenos Aires City oversees the provision of many urban services that, in the case of the other provinces, are mainly exercised by the municipalities, since it has to take care of streets' maintenance, parks, streetlights, garbage collection, and so on. The local

municipalities inside each province usually provide most of these services, so it constitutes a relevant difference in spending allocation as well.

The data sample size given by the 23 provinces that make up Argentina is significantly small compared to the one used by Langørgen (2015). The author gets his dataset from a cross section of 402 observations of Norwegian municipalities from 2008. Minatta *et al.* (2013) comment about the potential problems arising from using the provinces sample when studying several regressors. Thus, in order to obtain representative results, I combine cross section data from four years for the 23 Argentinian jurisdictions, totaling 92 observations. The year selection is based on available data, some standard time separation and the avoidance of electoral years. Taken into account these considerations, I choose 2006, 2010, 2014 and 2018 as years from which to extract the data. Given the high rates of inflation through this period, I use real variables as of 2006, to enable comparison among data from different years. Therefore, all the information expressed in monetary unit should be understood as measured by the price level from 2006.

The main concern when creating the dataset was the limitations that such a small sample may have when estimating a system of equations. Thus, I decide to follow the cross section approach Langørgen (2015) uses but applied to a new "country" made up of 92 provinces. One of the main disadvantages of this approach is the fact that most of the spending into the different services generally increase over time, even at constant prices. So, there are certain results and conclusions that Langørgen (2015) obtains in his paper that I will not be able to reproduce for Argentina. For instance, considering that the total amount of national transfers in my data does not totalize the whole grants of a certain year but the summation of many periods, it cannot be used to calculate the optimal level of central government allocation that satisfies the condition of horizontal equity for a given year, which is one of Langørgen (2015) main results. Accordingly, if I try to estimate it with the complete data for all the provinces for the four years the conclusion that arises is that the provinces from 2006 and 2010 receive too much national intergovernmental fiscal transfers, while the same districts between 2014 and 2018 receive, in general, too little of these transfers to obtain horizontal equity. Despite the fact this may or may not be true for some cases, the real reason behind this result is that, as expressed before, the per capita spending at constant prices increases consistently over the years for all provinces.

One possible alternative approach could be to combine the yearly cross sections to create a panel data. This opens the possibility for new tools to control for undesired biases the combined cross section data could have. However, I consider that using a fixed effect model, as Vegh & Vuletin (2015) do, would eliminate the very component that I need to estimate: the time-invariant propensities to spend in each sector. Given that provinces do not modify their spending structure that much in short period of times, controlling by their constant-over-time characteristics would leave little to none variation in the regressors. Even though these fixed-effects do not exhaust all the tools that panel data offers, I choose to stick to the cross section framework in this paper.

The data on provinces' spending during the period under analysis comes from the National Directorate of Provincial Affairs (DNCFP for its acronym in Spanish). The same is true for the information about provincial tax resources. It is worth mentioning, however, a few considerations about this information.

First, the spending at the provincial level in Argentina is quite heterogeneous (for a thoughtful analysis see Porto, 2004). This does not only imply that every local government has a rather wide range of possibilities when it comes to choosing in what to spend their income, but also that not every jurisdiction spend in every single type of service. For instance, there are a few provinces that do not have their own social security system, which means that their employees contribute and retire using the national system (ANSES for its acronym in Spanish). The same occur with Other Urban Services, when some provinces register zero spending into that service category. On the other side, there exist several spending categories that are usually funded by both provincial and the national government, such as Housing and Urban Planning or Drinking Water and Sewerage or some Economic Services and Promotion and Social Assistance programs. In all these cases, there usually are national funds allocated to the local governments, using somewhat discretionary distribution criteria. Therefore, some of the spending into these services is funded by special national transfers that do not obey a standardized distribution scheme. Vegh & Vuletin (2015) further discuss this issue as a source of endogeneity in their model. In fact, they are rather political and is quite difficult to keep track of all of them and even more, to collect information about the distribution criteria and the amount received by every district. Given that most of these transfers are designated to a specific purpose they cannot be used to pay salaries or to buy goods outside those of the particular program's goal. For that reason, special national transfers of this kind can be circumscribed into some of the spending categories that were mentioned before. Consequently, in order to control for this political and discretionary spending and to avoid the categories that are not shared by all the districts, I decide to focus on the spending into four major services that are common to every province and that are funded either by the local government or by the national coparticipation system which is the main object of study in this paper. These spending categories are Government Administration, Security Services, Health Care, and Education and Culture. Together these four services constitute more than 75% of the total provinces' spending, so it is safe to say they are a representative sample of how the local governments use their available income.

The information about spending is presented in Table 1. The quantities should be considered in millions of pesos as of 2006. To better analyze the data, the combined cross section sample is featured first (with the 92 observations) and the summary statistics for each year (with 23 observations each) follow.

As was mentioned before, the average spending grows with time. Moreover, it can be noted that there is an increase in the standard deviation as well. This implies that not only the average per capita spending increases, but also the dispersion of data grows over time meaning the differences among provinces do not seem to converge during the years in the sample in real terms.



Secondly, the provincial tax resources data that can be downloaded from the National Directorate of Provincial Affairs was also modified because the information obtained by this source consists of the basic taxes a province can collect: gross income tax, property taxes on housing and stamp tax, to name the most important ones. However, there exist other sources of income that certain provinces possess, and that can be extremely important for their local economy. The most significant one is the hydrocarbon royalties. The hydrocarbon royalties are the right to collect compensation for the extraction of the hydrocarbon product, given that the oil or gas belongs to the province in which underground territory the resource was founded. There are certain provinces such as Chubut, Neuquén and Santa Cruz for which these royalties more than double their income from the previously named taxes. Undoubtedly, they are incomes that should be considered for a proper analysis on the matter. This criterion is also followed by Porto (2016). The data about hydrocarbon royalties comes from the Secretary of Energy, who inform quantities and prices sold from each province of oil, natural gas, gasoline and liquefied natural gas.

**Table 1:** Provinces' spending by categories

Sector	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
	2006, 2010, 2014, 2018			
Administration	1,208.87	1,567.81	273.58	9,390.46
Security	450.57	818.89	68.76	5,395.16
Health Care	470.25	516.49	103.11	3,210.18
Education and Culture	1,408.86	2,219.95	277.75	12,751.64
	2006			
Administration	913.81	1,141.62	273.58	5,859.11
Security	296.53	526.65	68.76	2,607.91
Health Care	313.20	360.89	103.11	1,869.78
Education and Culture	1,036.97	1,780.30	277.75	8,950.00
	2010			
Administration	1,138.70	1,543.11	352.39	7,845.10
Security	378.19	637.28	93.48	3,130.26
Health Care	441.79	505.73	126.94	2,592.41
Education and Culture	1,375.85	2,257.02	352.87	11,370.68
	2014			
Administration	1,317.09	1,692.03	406.89	8,632.95
Security	538.05	914.41	124.26	4,524.99
Health Care	531.53	520.63	172.12	2,668.60
Education and Culture	1,569.00	2,333.65	398.57	11,687.18
	2018			
Administration	1,465.87	1,855.37	461.21	9,390.46
Security	589.49	1,093.48	127.80	5,395.16
Health Care	594.47	632.19	159.54	3,210.18
Education and Culture	1,653.60	2,537.74	424.55	12,751.64

*Notes:* 92 observations in the combined data and 23 observations for each year. Values are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos. *Source:* Own calculation based on DNCFP data.

The information about provincial tax resources is summarized in Tables 2 and 3. First, there is a complete list for every province's tax income, and then some summary statistics. All the numbers are expressed in millions of pesos of 2006.

We can see that the tax income went through a similar path that the provinces' spending counterpart. The average tax income increased over time and the same happened to the standard deviation. Even though this process is worth studying in more depth, it can be argued that the provinces' financing scheme did not drastically changed during the time period included in the sample, since both their average spending and average income experience similar growth paths.

**Table 2:** Provinces' tax income per year

Province	2006	2010	2014	2018
Buenos Aires	10,602.00	12,896.80	16,836.51	17,845.30
Catamarca	115.78	156.78	195.41	207.97
Chaco	249.24	347.13	540.15	572.39
Chubut	1,325.28	1,217.79	1,407.95	1,489.26
Córdoba	1,848.88	2,541.10	3,363.67	3,633.94
Corrientes	202.32	259.60	371.03	421.89
Entre Ríos	622.76	675.45	1,176.98	1,215.78
Formosa	95.77	122.80	172.98	189.42
Jujuy	146.32	178.85	256.85	313.49
La Pampa	325.09	344.18	442.96	487.23
La Rioja	79.27	79.05	113.22	146.23
Mendoza	1,509.98	1,364.31	2,182.86	2,276.38
Misiones	370.81	444.84	845.10	854.99
Neuquén	2,075.34	1,682.04	2,001.48	2,930.36
Río Negro	621.45	594.97	856.06	939.28
Salta	625.34	623.34	670.96	963.37
San Juan	229.92	302.32	385.63	387.35
San Luis	266.29	315.62	430.32	477.27
Santa Cruz	1,155.47	894.65	1,217.00	1,102.68
Santa Fe	1,886.45	2,434.82	2,962.81	3,397.14
S. del Estero	184.99	221.35	287.65	326.82
Tierra del Fuego	446.17	318.44	458.27	567.36
Tucumán	602.07	826.84	1,117.45	1,256.22

*Notes:* 92 observations. Values are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own calculation based on DNCFP and the National Secretary of Energy data.

**Table 3:** Provinces' tax income per year - summary statistics

Year	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
2006	1,112.48	2,162.43	79.27	10,602.00
2010	1,254.05	2,631.30	79.05	12,896.80
2014	1,664.93	3,424.31	113.22	16,836.51
2018	1,826.18	3,637.22	146.23	17,845.30

*Notes:* 23 observations per year. Values are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos. *Source:* Own calculation based on DNCFP and the National Secretary of Energy data.

To estimate the variable cost of the inputs, the main source of information were the wages. The data on wages paid at different services is based on the Permanent

Households Survey (EPH for its acronym in Spanish) elaborated by the National Institute of Statistics and Census (INDEC). The EPH consists of interviews to a representative sample of households at different urban agglomerates (major cities) around the country. It collects information related to demographic and socioeconomic characteristics of the population. Among the many questions asked during its interview, there are inquiries about current main job, income received for such main job and a National Classifier of Occupations (CNO). With this information about a representative sample of a province's population, I can estimate the average salary paid at each public service for every year of the analyzed period.

The information about wages is presented in Tables A.1 to A.5 in the Appendix. The quantities should be considered in pesos from 2006. Once again, to study the data from every specific year, first, there is a table from the combined cross section sample and then there is one table for each year.

When we analyze the average salaries information, we may come up with some interesting conclusions. For instance, the average salaries in the Administration sector increased significantly from 2006 to 2010, but then it seems to have stagnated. The Education and Culture sector seems to have experienced the same process in term of its average salaries. Using this information, in order to explain the always increasing per capita spending on these sectors during the period analyzed, it can be argued that the rise is mostly driven by an expansion in public employment rather than an increase in wages.

As for the other two service sectors, Security and Health Care, their average salaries increased consistently from 2006 to 2014 to finally slow down and even get reduced in 2018. Hence, the previous argument about the expansion of public employment seems to be more relevant in the last couple of years, but it is not observable during the previous years in the sample.

## **V. Estimations**

---

The model is estimated using Seemingly Unrelated Regression (SUR). I make use of this method because in the model, there are several linear equations, and it is often unrealistic to expect that the equation errors would be uncorrelated. A set of equations that has contemporaneous cross-equation error correlation is called a seemingly unrelated regression (SUR) system. In addition, as was proved by Zellner (1962), under certain conditions, it is found that estimating using SUR may lead to more efficient estimates than running the models separately.

Seemingly unrelated regression models are so called because they appear to be joint estimates from several regression models, each with its own error term. The regressions are related because the errors associated with the dependent variables may be correlated.

When we fit models with the same set of right-hand-side variables, the seemingly unrelated regression results (in terms of coefficients and standard errors) are the same as fitting the models separately. However, when there are differences as in this case, then by allowing the error terms to be correlated the full variance-covariance matrix of the coefficients is estimated, and we should expect different results than those obtain by an equation-by-equation application of least square. In general, in this case the coefficients are slightly different, but the standard errors are uniformly smaller.

To test the hypothesis of existence of this correlation among the errors, there exists the Breusch and Pagan test. This consists of a  $\chi^2$  statistic (a Lagrange multiplier statistic) that for this model generates the results that can be seen in Table 4.

I find that, for the different equations of the model, the correlation of them is rather considerable. Hence, we can reject the hypothesis that this correlation is zero, which is the null hypothesis of the Breusch and Pagan test.

Now that the estimation method is decided, I can start analyzing some results from the Seemingly Unrelated Regression. The regressions come from equation (6) in the model section, however a detailed description of the regressors and estimations are presented in the following section.

**Table 4:** Correlation matrix of residuals

	Administration	Security	Health Care	Education and Culture	Tax Income
Administration	1.0000				
Security	0.4104	1.0000			
Health Care	0.3701	0.5844	1.0000		
Education and Culture	0.4349	0.6304	0.7426	1.0000	
Tax Income	0.4583	0.3429	0.3749	0.4214	1.0000

Notes: Breusch-Pagan test of independence:  $\chi^2(10) = 223.612$ ,  $Pr = 0.0000$

First, in terms of goodness of fit, the R-squared reported is the percent of variance explained by the predictors. Even though R-squared does not carry the same properties from OLS when GLS is used instead, it still can be used for descriptive purposes. The R-squared for this model are presented in Table 5.

**Table 5:** Seemingly Unrelated Regression

Equation	Obs.	Params.	RMSE	R2	chi2	pv.
Administration	92	6	243.97	0.883	724.80	0.00
Security	92	6	80.42	0.784	344.85	0.00
Health Care	92	6	133.82	0.748	271.62	0.00
Education and Culture	92	6	233.02	0.833	470.38	0.00
Tax Income	92	2	598.16	0.715	219.36	0.00

Notes: Obs.: observations. Params.: parameters. RMSE: root mean squared error. R2: R-squared. chi2:  $\chi^2$ . pv: p-value.

The model predicts more than 70% of each equation's variance. Moreover, the model fit is high for the larger service sectors such as Administration and Education and Culture.

For the estimation, as was mentioned at the end of Section III, I use a simpler version of the model. For instance, I use four different service sectors ( $S = 4$ ), but each one has associated only one targeted group  $j$  ( $J = 1$ ). This was done because of lack of data and to facilitate the estimation given the more parsimonious model. It could be argued that the targeted group used for each of the four sectors is fully representative. This remark is made since for Administration, Security and Health Care, the complete population was considered as the targeted group, and for Education it was aimed only to children in schools based on enrollment data. However, Langørgen (2015) uses other categories such as employment status, poverty status and so on. Despite this simplification, the model takes into account every important feature of reality and predicts the real costs a province must incur in order to provide every public service.

Finally, it is worth mentioning that there may exist some endogeneity problems whenever we try to estimate optimal distribution schemes. Mainly, we would like to use variables that cannot be directly modified or affected by the local governments; otherwise, they could change their policies and try to receive a larger portion of the transfers. For the model used in this paper the spending by sectors, the local government can alter the salaries and even the tax income. However, since the proposed distribution scheme has never been implemented, it can be argued that the provinces have not manipulated these variables in order to maximize their distribution rates. If the actual scheme were to be changed, then it is likely to give rise to these endogeneity issues, especially when updating the distribution rates along time.

Another relevant source of endogeneity may come from the fact that, even though the system of equations is deduced from a structural model, the regressions that are being estimated represent a reduced form approach where the recurrent problem of omitted variables arise. The detailed explanation on how the reduced form SUR estimates become the model's structural parameters is discussed in the following section. However, it is usually the case that a system of equations that relates expenditure and income is highly correlated and simultaneously determined. Some authors like Vegh & Vuletin (2015) address these endogeneity problems. Their paper, using a panel data framework, "exploits the changes over time in provincial over-representation in the National Congress as a plausible source of exogenous variation that helps explaining the residual variation in fiscal transfers per capita". In other words, because overrepresented jurisdictions have tended to receive larger federal transfers per capita, they use national deputies and senators per capita as instruments. However, given the cross section nature that I work with in this paper, this kind of identification strategy is hard to implement. Specifically, such instrument would not be valid for my data since the provinces' representation in the National Congress have not changed during the analyzed period.

In conclusion, the estimated system of equations does not rely on endogenous variables that are being determined simultaneously. Nevertheless, in the SUR there exists some sources of heterogeneity that may biased the estimation results. For instance, according to Vegh & Vuletin (2015), the national transfers from the coparticipation system accounts for nearly 65% of the total fiscal transfers a province receives. Thus, there exists 35% of non-coparticipated and discretionary funds that do not appear as an income source in my data but for sure affect the amount each province spends. Hence, there may be some provinces that using lobbying and/or political partisanship receive more funds that are discretionary. This way, it may be possible for a province to have a relatively high spending per capita while receiving a low level of coparticipation transfer per capita. In other words, it may be possible to report a large propensity to spend in a province that is actually receiving significant non-coparticipated funds, thus not spending that much of their entire income in that particular sector. Therefore, I believe my estimates presented in the following section work better as an upper bound estimation for marginal budget shares.

## VI. Results

---

As was mentioned at the end of Section III, the equation system in (6) is the main result from Langørgen (2015) that I want to reach in order to estimate the measures of expenditure needs required to propose an alternative equalization scheme. However, they cannot be obtained directly from a linear regression since their relationship is quite complex and endogenous, as can be seen in equations (6). Therefore, I use the Seemingly Unrelated Regression presented in the previous section to estimate the reduced form parameters for the four service sectors and the provincial tax income. These estimates allow me to recover the deep parameters that define the expenditure needs for each province. The results from the estimation are presented in the Table 6.

Using the notation introduced before, the regressors are: the inverse population size to estimate the fixed cost in each service ( $a^{F+k}$ ), the average wages in each service times the share of the population that receives such service ( $a^{V_{i+k}}$ ), the per capita national transfers that each province received ( $y_k$ ) and the per capita labor income earned by the province's population as a measure of fiscal capacity ( $\kappa_k$ ).

Consequently, from this SUR I estimate a set of reduced form parameters. One useful way to write these estimates in terms of regressors is according to the following general equation:

$$u_{ik} = \lambda_i \frac{1}{n_k} + \phi_{ij} \pi_{ik} z_{jk} + \beta_i y_k, i = 1, 2, \dots, S, \quad (8)$$

where  $\lambda_i$  is the reduced form parameter for the fixed cost estimated through the inverse of population, and  $\phi_{ij}$  is the reduced form parameter for the population share times the unit cost for spending on service sector  $i$ . The reduced form parameter for provincial tax income is the marginal budget share  $\beta_i$ , which turns out to be equal to the structural parameter for the local government's preferences.

**Table 6:** SUR estimates

	Administration	Security	Health Care	Education and Culture	Tax Income
Inverse population * one million	252.87*** (30.09)	15.07 (10.53)	16.38 (17.28)	84.71*** (29.37)	
Adm. wages * pop. %	0.614*** (0.155)	0.160*** (0.054)	0.005 (0.089)	0.455*** (0.151)	
Sec. wages * pop. %	0.265** (0.124)	0.177*** (0.043)	0.033 (0.071)	0.259** (0.121)	
Hea. wages * pop.%	-0.214* (0.125)	-0.016 (0.044)	0.268*** (0.072)	0.072 (0.122)	
Edu. wages * pop.%	0.424 (0.683)	0.199 (0.239)	0.885** (0.393)	1.866*** (0.667)	
National transf. p.c.	0.188*** (0.044)	0.029* (0.015)	0.074*** (0.025)	0.129*** (0.042)	-0.176** (0.080)
Labor income p.c.					2.662*** (0.184)
Constant	-645.83*** (157.009)	-246.40*** (54.166)	-333.84*** (89.139)	-741.29*** (152.430)	-1452.20*** (211.622)

Notes: \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

Using equation (8), the structural parameters can be recovered from a system of linear equations where each reduced form parameter can be decomposed into several structural ones according to the equations in (6) as follows:

$$\begin{aligned}\lambda_i &= \alpha_{ik}^F - \beta_i \sum_{i=1}^S \alpha_{ik}^F, i = 1, 2, \dots, S, \\ \phi_{ij} &= \gamma_{ij} - \beta_i \sum_{i=1}^S \gamma_{ij}, i = 1, 2, \dots, S,\end{aligned}\tag{9}$$

As Langørgen (2015) points out, the reduced form parameters for the case of normal goods such as these services will differ from structural parameters. The author also interprets these differences between parameters as the change in discretionary income allocated to services sector  $i$  given a marginal change on some of the variable costs. Hence using the reduced form parameter is not enough to estimate the marginal effects on expenditure needs because they cannot be distinguished from effects on discretionary incomes, but rather they both are combined in a single estimated parameter.

Consequently, to estimate the expenditure needs I need to use the structural parameters. Since reduced form parameters are a linear combination of structural parameters, I solve the system of linear equations to recover them.

Using the equations just shown, I estimate the per capita costs that every province should face in order to provide its citizens with the four aforementioned public services. It is important to remember that the monetary values are in real terms as of 2006. The estimated fixed cost for each service using both approaches are displayed in Table 7.

**Table 7:** Fixed Costs per province

Sector	Structural Form	Reduced Form
Administration	\$ 372.70	\$ 252.87
Security	\$ 33.68	\$ 15.07
Health Care	\$ 63.19	\$ 16.38
Education and Culture	\$ 167.04	\$ 84.71

*Notes:* Values are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own estimations.

The reduced form fixed costs are simply the estimates I obtained from the SUR for each service sectors. As for the structural values, I got them from solving the system of linear equations obtained from (9).

Table 7 shows that the estimated reduced form parameters are consistently smaller than the structural form estimates. This result comes from the following explanation given by Langørgen (2015):

“... the information contained in reduced form parameters does not distinguish between effects on minimum expenditure needs and discretionary incomes. Moreover, when cost factor  $h$  or target group  $j$  affects expenditure needs in more than one service sector, the corresponding reduced form parameters conflate expenditure needs from different service sectors. This is because the reduced form parameters identify marginal effects on expenditures rather than on expenditure needs.”

In other words, whenever the marginal budget share parameters are positive (which is the case for normal goods), reduced form parameters differ from structural parameters and given the former are a linear combination of the latter, and then they should always be smaller. This could be interpreted as if the reduced form parameters consistently underestimate the effects on expenditure needs.

Undoubtedly, this result represents one of the main arguments in favor of the structural estimation. Any attempt to recover expenditure needs parameters using a reduced form approach will be downward biased. Therefore, a policy recommendation based on those estimates will consistently fall short in its attempt to alter the provinces' financial scheme as desired.

As for the total variable costs, they are estimated for every province in each year of the sample because the population and the cost per unit change for each case (unlike the fixed cost that is the same for the whole sample). Hence, there would be 92 values for structural and reduced form estimates. For the case of jurisdictions in 2018, the variable costs are presented in Table 8. The rest of the values for other years are presented in Tables A.6 to A.8 in the Appendix.



**Table 8:** Total Variable Costs for all sectors in 2018

Province	Structural Form	Reduced Form
Buenos Aires	\$ 48,761.46	\$ 34,123.91
Catamarca	\$ 1,004.03	\$ 705.44
Chaco	\$ 2,955.74	\$ 2,058.61
Chubut	\$ 1,923.67	\$ 1,355.87
Córdoba	\$ 11,118.73	\$ 7,800.93
Corrientes	\$ 2,308.22	\$ 1,625.42
Entre Ríos	\$ 3,475.90	\$ 2,421.82
Formosa	\$ 1,700.81	\$ 1,214.90
Jujuy	\$ 1,902.31	\$ 1,350.19
La Pampa	\$ 1,192.43	\$ 850.35
La Rioja	\$ 873.84	\$ 631.06
Mendoza	\$ 5,516.24	\$ 3,800.01
Misiones	\$ 3,088.86	\$ 2,167.18
Neuquén	\$ 2,306.37	\$ 1,632.11
Río Negro	\$ 2,223.28	\$ 1,593.56
Salta	\$ 4,076.41	\$ 2,883.33
San Juan	\$ 1,877.89	\$ 1,319.08
San Luis	\$ 1,397.41	\$ 996.80
Santa Cruz	\$ 1,092.58	\$ 765.98
Santa Fe	\$ 9,520.31	\$ 6,599.75
S. del Estero	\$ 1,848.60	\$ 1,304.86
T. del Fuego	\$ 693.40	\$ 487.69
Tucumán	\$ 4,324.76	\$ 3,072.19

*Notes:* Values are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own estimations.

The reduced form values come from multiplying the respective estimated parameter from the SUR times their regressor times the population and summing up for the four services (for example, to get the variable cost from security for some province, I multiply  $0.177 \times w\_sec^{*sh} \times population$ ). As for the structural form values the procedure is the same, except the deep parameter is obtained through the linear system of equations from (9). Like in the fixed costs case, the structural estimation results are consistently larger than the reduced form estimates.

It is easy to see that most of the cost the provinces should covered in order to provide all the services are variable costs, which main component are wages. Now we have a way to quickly compare the differences in spending needed for each local government. Buenos Aires is by far the province with the largest variable costs. Not surprisingly, it is also the largest province in terms of population.

Adding together the fixed costs and the variable costs I can obtain the Spending Needs (SN) for every province, together with their Relative Spending Needs (RSN) for a given year. The RSN is simply the relative weight of each province in the whole SN of the country in a particular year. Results for 2018 are displayed in Table A.9, in the Appendix.

On the other side of the fiscal equation, we have the Provincial Tax Income. As was already explained, although the literature tries to estimate the fiscal capacity using

different methods, I choose to use the actual data of provinces' income. The main purpose of doing so is because, even though some information about provinces' tax rates and bases could be obtained from different sources, there are several differences among their incomes, being the hydrocarbon royalties the most important one.

Using this information, I can approximate the Fiscal Capacity (FC) as well as the Relative Fiscal Capacity (RFC) for the same year as can be seen in Table A.10 in the Appendix. With this, I have estimated relative indicators of the needs and resources each province has. Note, however, that the biggest contribution of this paper is to calculate the amount in pesos that every jurisdiction needs to be compensated for in order to properly offer its own basic services to its population.

By doing simple math, I can compute the Fiscal Disparity (FD) that comes from the subtraction of the Fiscal Capacity minus the Spending Needs. The sum of these fiscal disparities from all provinces amounts for the total quantity the national government should transfer to the jurisdictions in order to allow them to provide the services of Government Administration, Security, Health Care and Education and Culture.

With the information of Fiscal Disparity, I can obtain relative rates of distribution of the national transfers each province needs. These rates represent a new equalization scheme, that distributes the money from the actual coparticipation system in a different manner. These results are presented in Table 9. Since the mapping between reduced form coefficients and distribution rates (DR) is not linear, the standard deviations were obtained by bootstrapping. I estimate the distributions rates for 1000 samples with replacement and calculate the standard deviation of those rates for each province.

By checking the distribution rates and their corresponding standard deviations it can be seen that most provinces present very little variation in their rates. The only exception being the case of Buenos Aires, but relatively to its distribution rate such variation is pretty small. This implies that the estimates are pretty robust to changes in the sample since the bootstrapping was done without any stratification (for example, given the time trend discussed in Section 4 it could be reasonable to stratify by year), which provides evidence for the model's internal validity. Thus, it can be argued that the estimates fulfill their role of being structural parameters representing utility and costs functions.

Finally, I can compare these estimated distribution rates (DR) for 2018 spending needs and fiscal capacity of each Argentinian province with the actual rates used to transfer the coparticipation funds to the local jurisdictions. The first column in Table 10 displays the estimated DR using the structural approach from this paper. The second column shows the DR from the actual scheme, while the next couple of columns presents the difference in percentage points and the percentage difference between the first two columns, respectively.

It is useful to compare these results with the distribution rates other authors have proposed. For example, Porto (2016) uses a reduced form method to estimate the distribution rates. His results are presented in the fifth column of Table 10. Same as before, the next two columns display the difference in percentage points and the

percentage difference between Porto (2016) estimates and the ones obtained using the structural approach.

From the analysis of the distribution rates, there are a few interesting results to discuss. First, after using an innovative structural framework to study the distribution scheme in Argentina, I have reached a well-known result in the national literature: Buenos Aires receives significantly less money from the coparticipation system than it should according to its spending needs and local fiscal resources. The key number here is the magnitude of such difference in percentage points: 14.90%. This difference implies that Buenos Aires should receive 70% more income from national transfers than what it is currently getting.

**Table 9:** Provinces' Distribution Rates in 2018

Province	Fiscal Disparity	DR	DR SD
Buenos Aires	\$ 31,552.76	35.93%	1.07%
Catamarca	\$ 1,432.66	1.63%	0.10%
Chaco	\$ 3,019.95	3.44%	0.07%
Chubut	\$ 1,071.00	1.22%	0.08%
Córdoba	\$ 8,121.39	9.25%	0.15%
Corrientes	\$ 2,522.92	2.87%	0.07%
Entre Ríos	\$ 2,896.72	3.30%	0.05%
Formosa	\$ 2,148.00	2.45%	0.09%
Jujuy	\$ 2,225.42	2.53%	0.08%
La Pampa	\$ 1,341.80	1.53%	0.10%
La Rioja	\$ 1,364.21	1.55%	0.11%
Mendoza	\$ 3,876.46	4.41%	0.11%
Misiones	\$ 2,870.47	3.27%	0.07%
Neuquén	\$ 12.62	0.01%	0.07%
Río Negro	\$ 1,920.60	2.19%	0.08%
Salta	\$ 3,749.64	4.27%	0.09%
San Juan	\$ 2,127.14	2.42%	0.08%
San Luis	\$ 1,556.75	1.77%	0.09%
Santa Cruz	\$ 626.50	0.71%	0.10%
Santa Fe	\$ 6,759.77	7.70%	0.15%
S. del Estero	\$ 2,158.38	2.46%	0.08%
Ti. del Fuego	\$ 762.63	0.87%	0.11%
Tucumán	\$ 3,705.15	4.22%	0.07%

*Notes:* DR: distribution rates. DR SD: distribution rates standard deviation. Values are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos. *Source:* Own estimations.

However, for any province to receive more transfers, or to be assigned a larger distribution rate, other provinces should see a reduction in theirs. In this regard and on the opposite situation from Buenos Aires, there is Neuquén, which according to the estimations should be almost excluded from this distribution system. The main reason behind this result comes from the high local tax income that Neuquén raises, especially after considering it collected almost 38% of the national hydrocarbon royalties in 2018. A similar conclusion can be reached when analyzing the case for Santa Cruz. Even though its participation in the national royalties was a little over 15%, such income represents more than 50% of its total tax income.

Another interesting result emerges from studying the percentage differences: Some of the poorer provinces are the ones that suffer the largest cuts. This is the case of Santiago del Estero, Catamarca, Formosa and Chaco. Despite it being clear that for Buenos Aires to increase its relative position, then some other provinces' rate of distribution should decrease, some of this reduction impacts largely on the already less developed jurisdictions. This may be due to a host of factors, but the one I argue is the most prominent is that these provinces spend relatively less in the four services sectors analyzed in this paper. In this regard, Santiago del Estero, Catamarca, Formosa and Chaco are four out of the six provinces that allocated a greater portion of their budgets on social spending, such as: Promotion and Social Assistance, Housing, Drinking Water and Sewerage, etc. (I have explained the reasons not to include these spending categories in the analysis in the Section 3). Thus, it is undoubtedly something to be cautious about when discussing or proposing normative changes to the distribution system. This result is important and should be further analyzed in a future research, because otherwise the less developed provinces could be punished for spending relatively less in the major services when they are actually allocating resources into other more urgent matters.

**Table 10:** Comparison of Provinces' Distribution Rates in 2018

Province	Structural		Actual Scheme		Porto (2016)		
	DR	DR	Diff.	% Diff.	DR	Diff.	% Diff.
Buenos Aires	35.93%	21.03%	14.90%	70.83%	35.44%	0.49%	1.38%
Catamarca	1.63%	2.66%	-1.03%	-38.59%	1.68%	-0.05%	-2.69%
Chaco	3.44%	4.95%	-1.51%	-30.49%	3.95%	-0.52%	-13.04%
Chubut	1.22%	1.55%	-0.33%	-21.34%	1.40%	-0.18%	-12.70%
Córdoba	9.25%	9.15%	0.09%	1.03%	8.16%	1.09%	13.38%
Corrientes	2.87%	3.70%	-0.83%	-22.40%	3.44%	-0.57%	-16.46%
Entre Ríos	3.30%	4.76%	-1.46%	-30.64%	3.40%	-0.10%	-2.87%
Formosa	2.45%	3.56%	-1.12%	-31.36%	2.29%	0.16%	6.86%
Jujuy	2.53%	2.80%	-0.27%	-9.65%	2.28%	0.26%	11.23%
La Pampa	1.53%	1.79%	-0.26%	-14.54%	1.52%	0.01%	0.84%
La Rioja	1.55%	2.01%	-0.46%	-22.69%	1.52%	0.04%	2.52%
Mendoza	4.41%	4.12%	0.30%	7.22%	4.21%	0.20%	4.79%
Misiones	3.27%	3.33%	-0.06%	-1.71%	2.19%	1.08%	49.10%
Neuquén	0.01%	1.71%	-1.69%	-99.16%	0.52%	-0.50%	-97.22%
Río Negro	2.19%	2.46%	-0.27%	-11.00%	2.56%	-0.37%	-14.49%
Salta	4.27%	3.90%	0.37%	9.49%	4.37%	-0.10%	-2.38%
San Juan	2.42%	3.29%	-0.87%	-26.34%	2.27%	0.15%	6.82%
San Luis	1.77%	2.32%	-0.55%	-23.58%	1.59%	0.18%	11.46%
Santa Cruz	0.71%	1.52%	-0.81%	-53.14%	1.48%	-0.77%	-51.89%
Santa Fe	7.70%	9.39%	-1.69%	-18.04%	7.98%	-0.29%	-3.60%
S. del Estero	2.46%	4.10%	-1.64%	-40.00%	3.46%	-1.00%	-28.97%
T. del Fuego	0.87%	1.19%	-0.32%	-26.84%	0.31%	0.56%	178.66%
Tucumán	4.22%	4.73%	-0.51%	-10.77%	4.00%	0.22%	5.54%

*Notes:* DR: distribution rates. Diff.: differences. %Diff.: percentage differences. *Source:* Own estimations and Porto (2016).

With respect to the comparison of the estimations with those presented by Porto (2016), there exist some interesting differences between them that are worth mentioning. However, we both arrive to similar values for the distribution rate that Buenos Aires should have. Comparing to the gap between them and the 21.03% it actually receives, the small difference between our estimators seems irrelevant.

**Table 11:** Provinces' Transfers in 2018 with different Distribution Rates

Province	Actual Scheme			Structural Estimation		
	DR	Transfers	Transf. p.c.	DR	Transfers	Transf. p.c.
Buenos Aires	21.03%	\$ 13,218.35	\$ 768.67	35.93%	\$ 22,580.87	\$ 1,313.12
Catamarca	2.66%	\$ 1,669.55	\$ 4,090.51	1.63%	\$ 1,025.29	\$ 2,512.04
Chaco	4.95%	\$ 3,109.17	\$ 2,633.82	3.44%	\$ 2,161.24	\$ 1,830.82
Chubut	1.55%	\$ 974.45	\$ 1,628.48	1.22%	\$ 766.47	\$ 1,280.90
Córdoba	9.15%	\$ 5,752.74	\$ 1,561.57	9.25%	\$ 5,812.11	\$ 1,577.69
Corrientes	3.70%	\$ 2,326.81	\$ 2,113.20	2.87%	\$ 1,805.54	\$ 1,639.79
Entre Ríos	4.76%	\$ 2,988.62	\$ 2,196.80	3.30%	\$ 2,073.05	\$ 1,523.81
Formosa	3.56%	\$ 2,239.64	\$ 3,763.29	2.45%	\$ 1,537.22	\$ 2,583.01
Jujuy	2.80%	\$ 1,762.75	\$ 2,338.20	2.53%	\$ 1,592.63	\$ 2,112.55
La Pampa	1.79%	\$ 1,123.71	\$ 3,188.93	1.53%	\$ 960.27	\$ 2,725.11
La Rioja	2.01%	\$ 1,262.76	\$ 3,295.14	1.55%	\$ 976.30	\$ 2,547.63
Mendoza	4.12%	\$ 2,587.28	\$ 1,327.29	4.41%	\$ 2,774.21	\$ 1,423.19
Misiones	3.33%	\$ 2,090.04	\$ 1,694.84	3.27%	\$ 2,054.26	\$ 1,665.83
Neuquén	1.71%	\$ 1,073.43	\$ 1,659.65	0.01%	\$ 9.03	\$ 13.96
Río Negro	2.46%	\$ 1,544.35	\$ 2,120.18	2.19%	\$ 1,374.49	\$ 1,886.99
Salta	3.90%	\$ 2,450.94	\$ 1,765.13	4.27%	\$ 2,683.45	\$ 1,932.58
San Juan	3.29%	\$ 2,066.70	\$ 2,703.47	2.42%	\$ 1,522.30	\$ 1,991.33
San Luis	2.32%	\$ 1,457.87	\$ 2,941.46	1.77%	\$ 1,114.09	\$ 2,247.83
Santa Cruz	1.52%	\$ 956.83	\$ 2,752.72	0.71%	\$ 448.36	\$ 1,289.90
Santa Fe	9.39%	\$ 5,902.79	\$ 1,695.47	7.70%	\$ 4,837.66	\$ 1,389.53
S. del Estero	4.10%	\$ 2,574.48	\$ 2,686.65	2.46%	\$ 1,544.65	\$ 1,611.95
T. del Fuego	1.19%	\$ 746.03	\$ 4,530.35	0.87%	\$ 545.78	\$ 3,314.32
Tucumán	4.73%	\$ 2,971.58	\$ 1,796.18	4.22%	\$ 2,651.60	\$ 1,602.77

*Notes:* Transfers are expressed in millions of 2006 Argentinian pesos. Transfers per capita are expressed in 2006 Argentinian pesos. *Source:* Own calculation based on DNCFP data.

On the other hand, my estimations for Neuquén and Santa Cruz are relatively smaller than those reported in Porto (2016). For the case of Neuquén, even though Porto (2016) proposes to reduce its distribution rate by 70%, my estimates goes even to the limit of almost excluding Neuquén from the distribution system given its high local tax income. As for the case of Santa Cruz, Porto (2016) does not modify its distribution rate much, while mine implies a significant reduction. In the exactly opposite situation is Tierra del Fuego, to which Porto (2016) assigns a relatively small distribution rate, while my estimation implies a reduction with respect to the actual levels but not considerably

large. A similar case can be seen with Misiones, when Porto (2016) distribution rate is lower than what my estimates predict.

With respect to the argument about poorer provinces, most of the results are quite similar, meaning both estimations show that some large cuts should be done in those provinces' distribution rates.

In addition, it is relevant to contextualize what these rates mean in terms of actual transfers to the provinces. That is why in Table 11 I present the amount in Argentinian pesos as of 2006 that were transferred in 2018 following the actual scheme, together with the transfers the new distribution rates estimated in this paper would have induced. Moreover, these transfers are also displayed in per capita terms.

It can be seen how left back Buenos Aires is with the actual distribution scheme in terms of transfers per capita. With the structural distribution rates estimated, its situation improve significantly. On the opposite situation, as expected Neuquén receives almost nothing from this national source. Even though plenty have already been discussed about the impact of these changes for each province, there are some points to consider here: with the actual distribution scheme, the provinces receive in average \$ 2,402.26 per capita, whereas with the structural DR they would receive in average \$ 1,826.81. However, the standard deviation from the actual scheme per capita transfers is \$ 907.70, while the estimated scheme has a standard deviation of \$ 648.85. Therefore, with the structural DR each province receives in average less national resources per capita but they are all closer together. Arguably, this is a desired property for a new distribution scheme. However, since there are other factors that were considered for the costs estimation, we should not require the per capita transfers' differences to completely disappeared either.

## **VII. Conclusion**

---

Throughout this paper, I have analyzed the current fiscal transfer system in Argentina and I have proposed a new method of distribution of national resources using a structural modelling approach for estimating sub-national expenditure needs.

This type of structural framework for fiscal transfers has never been applied in Argentina, since most of the empirical analysis in the literature has focused on reduced form estimation. The main advantage of the structural approach is that it allows for the recovery of the deep parameters that characterize the preferences and cost functions of the model, instead of just capturing some partial marginal effects.

There are two main empirical results that should be extracted from this paper. The first is that by using the structural approach, I was able to estimate the amount in Argentinean pesos that each jurisdiction should be compensated for, in order to offer its own basic bundle of services based on the expenditure needs of its population. Moreover,

a distinction can be drawn between fixed and variable costs, allowing for a deeper analysis of the cost structure of each province depending on their spending needs.

The second relevant result comes from taking these expenditure needs estimations and combining them with fiscal capacity data to determine a new scheme of distribution of national transfers. In this regard, I was able to replicate a common result in the Argentinian literature on the matter: Buenos Aires should receive a higher rate of the national taxes. Furthermore, in order to achieve this, I concluded that some of the less developed provinces should resign a large percentage of their distribution rate. The impact this change would have and whether these types of modifications are enforceable given that those provinces rely more heavily on the national transfers to operate is a matter yet to be studied.

Gasparini & Porto (2008) already warned us about the pessimistic outlook of this endeavor by arguing that the existing distribution of political power in the National Congress will block any attempts to modify the current distribution scheme, automatically extending its validity. They consider that the most promising path to modify the coparticipation system is by strengthening the Provincial Tax Systems and by forbidding the use of "coercive federalism". Streb (2019) supports the idea that some provinces are underrepresented in the National Congress, while the overrepresented districts (often times ruled by an elite with overwhelming political support) strategically choose to maintain the current status quo.

Another important topic that was not covered in this paper is how to balance the proposed distribution scheme with a system of situational transfers aimed at aiding the provinces when needed. Even though the Imbalance Compensation Fund for Provinces was created by Law 24130, its funding has remained fixed since 1993, making it almost non-existent in real terms. Thus, this subject constitutes an interesting extension to be addressed in future studies.

## VIII. References

---

- Aaberge, R. & Langørgen, A. (2003). Fiscal and spending behavior of local governments: identification of price effects when prices are not observed. *Public Choice*, 117(1/2), 125–161.
- Boadway, R. (2003). *The theory and practice of equalization*. Working Paper No 1016, Economics Department, Queen's University.
- Buchanan, J. (1950). Federalism and fiscal equity. *American Economic Review*, 40(4), 583–599.
- Castells Oliveres, A. & Solé Ollé, A. (2000). *Cuantificación de las necesidades de gasto de las Comunidades Autónomas: metodología y aplicación práctica* (1er edición). Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas-Secretaría General Técnica- SGIDP.
- De la Fuente, A. (2017). El cálculo de las necesidades de gasto regionales: notas para la discusión. *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 223, 133-189
- Dirección de Análisis de Información Presupuestaria y Estudios Fiscales (DAIPEF). (2014). *El empleo público en las provincias argentinas: 2005-2012*. 47° Jornadas Internacionales de Finanzas Públicas. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Dirección Nacional de Coordinación Fiscal con las Provincias (2012). *Gasto público provincial en personal*. 45° Jornadas Internacionales de Finanzas Públicas. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Ferrer, A. (2004). *La Economía Argentina: desde sus orígenes hasta principios del siglo XXI*. Fondo De Cultura Económica.
- Gasparini, L. & Porto, A. (2008). *Un juego Sobre la coparticipacion federal de impuestos*. Documento de Trabajo No 74, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- INDEC (2018). *Clasificador Nacional de Ocupaciones*. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).
- INDEC (2020). *Encuesta Permanente de Hogares. Diseño de registro y estructura para las bases preliminares Hogar y Personas*. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).
- Jones, M., Sanguinetti, P. & Tommasi, M. (2000). Politics, institutions, and fiscal performance in a federal system: an analysis of the Argentine provinces". *Journal of Development Economics*, 61(2), 305-333.
- Langørgen, A. (2015). A structural approach for analyzing fiscal equalization. *International Tax and Public Finance*, 22, 376–400.
- Martínez-Vázquez, J. & Boex, J. (2001). *The design of equalization grants: theory and applications, part one: theory and concepts*. World Bank Institute, Washington DC.



Minatta, M., Mongan, J. & Montalvo, J. (2013). *Una aproximación a las necesidades de gasto de las provincias argentinas*. Documento de Trabajo DPEPE No 07.

Musgrave, R. (1959). *The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy*. McGraw-Hill.

Nicolini, J.P., Posadas, J., Sanguinetti, J., Sanguinetti, P. & Tommasi, M. (2002). *Decentralization, fiscal discipline in sub-national governments and the bailout problem: The case of Argentina*. Working Paper No R467, Research Department, Inter-American Development Bank.

Oates, W. (2005). Toward a second-generation theory of fiscal federalism. *International Tax and Public Finance*, 12(4), 349-373.

Otero, G., Cerimedo, F. & Mongan, J. (2006). *Estimación de las necesidades de gasto de las provincias argentinas*. Documento de Trabajo, Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires.

Piffano, H. (2019). *Una nota sobre la propuesta para el nuevo acuerdo fiscal financiero federal y proyecto de Ley Convenio*. 52° Jornadas Internacionales de Finanzas Públicas. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.

Pollak, R. & Wales, T. (1978). Estimation of complete demand systems from household budget data: the linear and quadratic expenditure systems". *American Economic Review*, 68(3), 348-359.

Porto, A. (2003a). *Etapas de la coparticipación federal de impuestos. Un análisis crítico*. Documento de Federalismo Fiscal No. 2, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.

Porto, A. (2003b). *La teoría económica del federalismo fiscal y las finanzas federales*. Documento de Federalismo Fiscal No. 4, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.

Porto, A. (2004). *Disparidades Regionales y Federalismo Fiscal*. Editorial Edulp.

Porto, A. (2016). *Transferencias intergubernamentales y disparidades fiscales a nivel subnacional en Argentina*. Documento para discusión No IDB-DP-494. Banco Interamericano de Desarrollo, Washington DC.

Shah, A. (1994). *A fiscal needs approach to equalization transfers in a decentralized federation*. Policy Research Working Paper Series No 1289, World Bank, Washington DC.

Shah, A. (1996). A fiscal need approach to equalization. *Canadian Public Policy*, 22 (2), 99-115.

Streb, J. (2019). Tributación sin representación: Argentina desde 1983. *Ensayos de Política Económica*, 3(1), 1-35.

Vaillancourt, F. & Bird, R. (2004). *Expenditure-based equalization transfers*. International Center for Public Policy Working Paper Series, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University.

Vegh, C., Vuletin, G. (2015). Unsticking the flypaper effect in an uncertain world. *Journal of Public Economics*, 131, 142-155.

Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368.

## IX. Annex

---

**Table A.1:** Provinces' average salaries for 2006, 2010, 2014 and 2018

Sector	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
Administration	1,384.47	360.72	810.65	2,810.77
Security	1,434.53	418.40	821.43	3,048.87
Health Care	1,461.65	465.78	730.66	3,461.83
Education and Culture	1,163.22	256.96	765.54	1,939.24

*Notes:* 92 observations Values are expressed in 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own calculation based on the EPH data by INDEC.

**Table A.2:** Provinces' average salaries for 2006

Sector	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
Administration	1,197.07	320.21	824.53	2,197.17
Security	1,203.84	367.06	821.43	2,459.78
Health Care	1,262.34	473.52	830.82	2,700.40
Education and Culture	1,013.94	247.39	765.54	1,883.49

*Notes:* 23 observations Values are expressed in 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own calculation based on the EPH data by INDEC.

**Table A.3:** Provinces' average salaries for 2010

Sector	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
Administration	1,415.58	374.03	877.89	2,624.80
Security	1,371.38	447.82	902.41	2,878.33
Health Care	1,479.13	466.67	730.66	2,679.17
Education and Culture	1,216.05	234.52	928.25	1,879.91

*Notes:* 23 observations. Values are expressed in 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own calculation based on the EPH data by INDEC.

**Table A.4:** Provinces' average salaries for 2014

Sector	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
Administration	1,436.43	393.29	810.65	2,810.77
Security	1,620.08	424.91	1,117.96	3,048.87
Health Care	1,557.66	521.47	773.83	3,461.83
Education and Culture	1,215.62	261.78	912.04	1,939.24

*Notes:* 23 observations. Values are expressed in 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own calculation based on the EPH data by INDEC.

**Table A.5:** Provinces' average salaries for 2018

Sector	Average	Std. Dev.	Minimum	Maximum
Administration	1,488.78	298.66	944.10	2,225.09
Security	1,542.83	316.56	995.52	2,621.54
Health Care	1,547.47	352.53	885.03	2,209.53
Education and Culture	1,207.27	239.33	846.22	1,922.73

*Notes:* 23 observations. Values are expressed in 2006 Argentinian pesos.  
*Source:* Own calculation based on the EPH data by INDEC.

**Table A.6:** Total Variable Costs for all sectors in 2006

Province	Structural Form	Reduced Form
Buenos Aires	\$ 35,200,617,178.95	\$ 24,584,768,760.51
Catamarca	\$ 780,723,470.90	\$ 548,355,749.63
Chaco	\$ 2,311,627,024.42	\$ 1,615,679,765.81
Chubut	\$ 1,372,985,901.74	\$ 963,894,618.52
Córdoba	\$ 8,273,968,678.56	\$ 5,784,446,537.48
Corrientes	\$ 1,738,766,331.10	\$ 1,222,233,537.83
Entre Ríos	\$ 2,385,363,496.26	\$ 1,670,878,954.86
Formosa	\$ 1,120,542,643.80	\$ 795,009,251.13
Jujuy	\$ 1,142,778,309.04	\$ 808,577,585.68
La Pampa	\$ 762,811,467.60	\$ 542,275,723.46
La Rioja	\$ 654,739,517.59	\$ 464,527,776.67
Mendoza	\$ 3,715,024,793.57	\$ 2,625,622,997.69
Misiones	\$ 2,098,005,118.09	\$ 1,461,412,922.58
Neuquén	\$ 1,428,104,049.64	\$ 1,018,143,490.81
Río Negro	\$ 1,553,873,737.54	\$ 1,103,625,308.57
Salta	\$ 2,465,807,764.04	\$ 1,732,713,425.39
San Juan	\$ 1,262,317,739.47	\$ 889,079,668.57
San Luis	\$ 903,599,969.38	\$ 644,679,569.63
Santa Cruz	\$ 775,985,533.22	\$ 557,641,319.42
Santa Fe	\$ 7,650,908,813.81	\$ 5,288,024,222.21
S. del Estero	\$ 1,564,156,547.21	\$ 1,103,283,313.24
T. del Fuego	\$ 535,003,528.65	\$ 381,425,970.72
Tucumán	\$ 2,945,144,436.73	\$ 2,047,154,826.63

Notes: Values are expressed in 2006 Argentinian pesos.

Source: Own estimations.

**Table A.7:** Total Variable Costs for all sectors in 2010

Province	Structural Form	Reduced Form
Buenos Aires	\$ 43,749,547,696.30	\$ 30,650,977,278.77
Catamarca	\$ 871,199,514.52	\$ 617,758,665.96
Chaco	\$ 2,807,418,430.41	\$ 1,970,944,168.37
Chubut	\$ 1,642,593,687.82	\$ 1,156,093,137.67
Córdoba	\$ 9,203,215,057.87	\$ 6,419,212,822.25
Corrientes	\$ 2,189,562,332.72	\$ 1,523,686,925.13
Entre Ríos	\$ 2,961,020,150.05	\$ 2,058,255,076.42
Formosa	\$ 1,299,125,929.98	\$ 924,413,790.33
Jujuy	\$ 1,612,069,997.90	\$ 1,134,952,538.17
La Pampa	\$ 995,119,784.13	\$ 711,348,441.53
La Rioja	\$ 644,494,916.83	\$ 456,619,104.78
Mendoza	\$ 4,363,889,276.58	\$ 3,086,906,765.43
Misiones	\$ 2,811,146,363.96	\$ 1,966,167,250.12
Neuquén	\$ 1,767,337,847.89	\$ 1,262,571,686.26
Río Negro	\$ 1,806,708,822.94	\$ 1,282,486,015.72
Salta	\$ 3,113,670,061.11	\$ 2,184,801,218.94
San Juan	\$ 1,669,998,620.18	\$ 1,181,474,463.41
San Luis	\$ 1,118,663,945.33	\$ 796,809,150.33
Santa Cruz	\$ 1,131,481,730.63	\$ 802,922,458.68
Santa Fe	\$ 8,572,830,742.37	\$ 5,984,524,223.39
S. del Estero	\$ 1,742,923,537.07	\$ 1,214,208,465.47
T. del Fuego	\$ 630,599,552.14	\$ 444,755,123.87
Tucumán	\$ 3,677,893,550.58	\$ 2,552,484,932.96

Notes: Values are expressed in 2006 Argentinian pesos. Source: Own estimations.

**Table A.8:** Total Variable Costs for all sectors in 2014

Province	Structural Form	Reduced Form
Buenos Aires	\$ 44,822,819,641.58	\$ 31,648,820,424.16
Catamarca	\$ 945,535,840.64	\$ 668,244,096.77
Chaco	\$ 2,792,488,699.20	\$ 1,951,732,410.94
Chubut	\$ 1,843,489,290.91	\$ 1,309,906,492.12
Córdoba	\$ 10,343,400,252.38	\$ 7,293,404,344.74
Corrientes	\$ 2,451,949,663.05	\$ 1,724,413,582.65
Entre Ríos	\$ 3,406,681,188.51	\$ 2,379,723,253.53
Formosa	\$ 1,372,093,997.34	\$ 968,680,935.11
Jujuy	\$ 1,770,005,227.09	\$ 1,253,167,171.97
La Pampa	\$ 1,019,629,257.22	\$ 721,848,947.20
La Rioja	\$ 707,385,063.41	\$ 512,663,277.57
Mendoza	\$ 4,824,752,895.47	\$ 3,414,786,978.40
Misiones	\$ 3,007,859,942.42	\$ 2,112,817,829.45
Neuquén	\$ 1,890,699,124.92	\$ 1,344,499,271.72
Río Negro	\$ 2,069,828,459.31	\$ 1,471,206,088.78
Salta	\$ 3,506,011,377.62	\$ 2,459,081,916.56
San Juan	\$ 1,640,938,995.25	\$ 1,167,078,040.35
San Luis	\$ 1,362,690,787.00	\$ 984,513,782.25
Santa Cruz	\$ 1,226,893,150.28	\$ 867,943,662.63
Santa Fe	\$ 9,498,496,006.74	\$ 6,653,373,876.46
S. del Estero	\$ 1,740,985,750.67	\$ 1,225,956,699.90
T. del Fuego	\$ 790,175,161.22	\$ 563,090,423.77
Tucumán	\$ 4,376,641,390.80	\$ 3,123,092,472.41

Notes: Values are expressed in 2006 Argentinian pesos. Source: Own estimations.

**Table A.9:** Provinces' Spending Needs in 2018

Province	Spending Needs	RSN
Buenos Aires	\$ 49,398,065,572.57	38.05%
Catamarca	\$ 1,640,635,670.33	1.26%
Chaco	\$ 3,592,342,219.50	2.77%
Chubut	\$ 2,560,266,783.44	1.97%
Córdoba	\$ 11,755,331,057.23	9.05%
Corrientes	\$ 2,944,816,943.83	2.27%
Entre Ríos	\$ 4,112,500,555.99	3.17%
Formosa	\$ 2,337,415,749.69	1.80%
Jujuy	\$ 2,538,908,825.85	1.96%
La Pampa	\$ 1,829,029,112.83	1.41%
La Rioja	\$ 1,510,442,962.04	1.16%
Mendoza	\$ 6,152,843,224.95	4.74%
Misiones	\$ 3,725,465,557.58	2.87%
Neuquén	\$ 2,942,976,168.63	2.27%
Río Negro	\$ 2,859,884,694.84	2.20%
Salta	\$ 4,713,011,931.26	3.63%
San Juan	\$ 2,514,493,397.27	1.94%
San Luis	\$ 2,034,013,925.14	1.57%
Santa Cruz	\$ 1,729,180,338.33	1.33%
Santa Fe	\$ 10,156,909,301.56	7.82%
S. del Estero	\$ 2,485,196,884.51	1.91%
T. del Fuego	\$ 1,329,996,623.53	1.02%
Tucumán	\$ 4,961,365,137.02	3.82%

Notes: RSN: relative spending needs. Values are expressed in 2006 Argentinian pesos. Source: Own estimations.

**Table A.10:** Provinces' Fiscal Capacity in 2018

Province	Fiscal Capacity	RFC
Buenos Aires	\$ 17,845,303,104.59	42.49%
Catamarca	\$ 207,971,424.74	0.50%
Chaco	\$ 572,389,030.92	1.36%
Chubut	\$ 1,489,264,580.83	3.55%
Córdoba	\$ 3,633,939,642.84	8.65%
Corrientes	\$ 421,892,873.38	1.00%
Entre Ríos	\$ 1,215,776,374.31	2.89%
Formosa	\$ 189,420,631.69	0.45%
Jujuy	\$ 313,485,557.26	0.75%
La Pampa	\$ 487,226,074.62	1.16%
La Rioja	\$ 146,234,477.61	0.35%
Mendoza	\$ 2,276,381,854.59	5.42%
Misiones	\$ 854,994,946.06	2.04%
Neuquén	\$ 2,930,360,468.66	6.98%
Río Negro	\$ 939,283,903.89	2.24%
Salta	\$ 963,368,947.46	2.29%
San Juan	\$ 387,351,857.01	0.92%
San Luis	\$ 477,268,883.77	1.14%
Santa Cruz	\$ 1,102,676,373.77	2.63%
Santa Fe	\$ 3,397,143,211.43	8.09%
S. del Estero	\$ 326,815,967.15	0.78%
T. del Fuego	\$ 567,361,783.86	1.35%
Tucumán	\$ 1,256,219,881.99	2.99%

*Notes:* RFC: relative fiscal capacity. Values are expressed in 2006 Argentinian pesos. *Source:* Own estimations.



## Capital humano y ciclo económico: la inscripción en educación superior en la Unión Europea en el período 2000-2018

---

Ignacio Duran<sup>1</sup>

### Resumen

---

El presente trabajo analiza el comportamiento cíclico de la inscripción en educación superior de adultos jóvenes. Para esto se desarrolla un modelo de datos de panel para los países de la Unión Europea entre el año 2000 y el 2018. En primer lugar, se encuentran efectos estadísticamente significativos del ciclo económico en la inscripción, los cuales difieren según características sociodemográficas como edad y sexo. En concreto, para la inscripción de jóvenes de entre 20 y 30 años se observa tanto efectos pro-cíclicos del PBI per cápita como contra-cíclicos de la tasa de desempleo, aunque no para otros rangos etarios. Al analizar por separado la inscripción a diferentes programas, se encuentra que, en programas de ciclo corto, grado y maestría la inscripción femenina se ve más afectada que la masculina por variaciones en el PBI per cápita. Se observan además diferencias en el comportamiento de la inscripción según el nivel de PBI per cápita y profundidad financiera del país.

**Palabras claves:** desempleo, ciclos económicos, educación superior, capital humano

### Abstract

---

The current study aims to analyze the cyclical behavior of enrollment in higher education of young adults. For this, a panel data is constructed for the countries of the European Union between 2000 and 2018. First, I find statistically significant effects of the business cycle on enrollment, which differ according to sociodemographic characteristics such as age and sex. In particular, for the enrollment of young people between the ages of 20 and 30, the results show both pro-cyclical effects of GDP per capita and counter-cyclical effects of the unemployment rate, although not for other age ranges. When separately analyzing enrollment in different types of programs, it is found that in short-cycle, bachelor's and master's degree programs, female enrollment is more affected than male enrollment by variations in GDP per capita. There are also differences in the behavior of enrollment according to the level of GDP per capita and financial depth of the country.

**Keywords:** unemployment, business cycles, higher education, human capital

**JEL:** E24, E32, I23, J24

DOI: <https://doi.org/10.46553/ensayos.3.3.2021.p77-105>

Fecha de recepción: 12/04/2021; Fecha de aceptación: 20/08/2021

---

<sup>1</sup>Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Católica Argentina, Alicia M. de Justo 1400, (C1107AAZ) C.A.B.A, Argentina. Email: ignacio\_duran@uca.edu.ar. El autor quisiera agradecer a Ann Mitchell por sus comentarios, sugerencias y guía durante todo el proceso de elaboración del documento. También se agradece a Bárbara Guerezta por sus comentarios relacionados al análisis econométrico.



## I. Introducción

---

En las primeras dos décadas del presente siglo tanto los costos de oportunidad de la educación como la capacidad de pago de los estudiantes y sus familias sufrieron importantes fluctuaciones cíclicas. El período que este trabajo comprende está marcado por la crisis financiera global del 2008 y la gran recesión que siguió. Las diferencias existentes entre los países de la Unión Europea, como pueden ser sus instituciones laborales, niveles de ingreso y profundidad financiera, entre otras características, llevaron a que el impacto de la crisis en los mercados laborales, financieros y en la actividad económica fuera heterogéneo a lo largo del bloque. En lo que se refiere a mercados laborales, sin embargo, puede observarse una dinámica que se repite en la gran mayoría de los países. El mayor golpe se concentró en los adultos jóvenes y en aquellos con menores niveles educativos. Por esta razón, durante una recesión parece razonable que los jóvenes busquen refugio en las universidades, siempre que sus ingresos lo permitan.

La literatura empírica relativa al comportamiento cíclico de la inversión en capital humano ha encontrado resultados diversos a la pregunta del efecto del ciclo económico en la acumulación de este tipo de capital. Si bien trabajos enfocados en universidades de los Estados Unidos como son Betts & McFarland (1995), Dellas & Sakellaris (2003), Bogan & Wu (2018) y Foote & Grosz (2020) encuentran que la inversión en capital humano sigue un patrón contra-cíclico, estudios como los de Sakellaris & Spilimbergo (2000) y Schafmeister (2016), ambos enfocados en estudiantes internacionales, no obtuvieron los mismos resultados. Mientras que el primero afirma que el comportamiento cíclico de la inscripción universitaria depende del nivel de desarrollo del país de origen del estudiante, el segundo no logra obtener resultados significativos. En cada caso, la interpretación de dichos resultados se apoya en la importancia relativa de los determinantes de la inversión en capital humano, los cuales sufren fluctuaciones a lo largo del ciclo económico. En particular, los costos de oportunidad y la capacidad de pago.

El objetivo del presente trabajo es contribuir en la comprensión del comportamiento cíclico de la inversión en capital humano. Como se mencionó, buena parte de los estudios empíricos previos tendieron a enfocarse en estudiantes de universidades de los Estados Unidos por lo que el presente estudio busca contribuir a la discusión del tema examinando si los resultados obtenidos en estudios precedentes se repiten en otras geografías. Con esto en mente, las bases de datos publicadas por Eurostat son de gran utilidad al permitir estudiar el tema para un panel compuesto por una gran cantidad de países, para un período de tiempo suficientemente largo. El análisis empírico realizado en el presente trabajo aprovecha estas bases de datos para estudiar en base a datos a nivel agregado la relación entre la inscripción a programas de nivel terciario y el ciclo económico en 27 países miembros de la Unión Europea. En el documento se utilizarán los términos *educación terciaria* o *educación superior* de manera indistinta para hacer

referencia a los niveles 5 a 8 de la clasificación ISCED 2011<sup>1</sup>, lo cual incluye tanto programas de nivel terciario de ciclo corto, como de grado, maestría y doctorado. La información disponible permite realizar el análisis no solamente para el total de los estudiantes inscriptos en alguno de los programas mencionados, sino también de manera desagregada para distintos grupos sociodemográficos y para diferentes programas de estudio, permitiendo así un análisis más completo de la relación bajo estudio.

Con esto en mente, las conclusiones alcanzadas por Sakellaris & Spilimbergo (2000) son el punto de partida para este trabajo al momento de plantear una hipótesis. Sostienen que en países de mayor desarrollo la inscripción universitaria (inversión en capital humano) es contra-cíclica mientras que en países menos desarrollados es pro-cíclica, y argumentan que esto se debe a diferencias en las instituciones laborales, los niveles de ingreso y, por tanto, a la capacidad de ahorro, y a la profundidad financiera, entre otros, los cuales permiten un mayor o menor aprovechamiento de la caída del costo de oportunidad de la educación durante las recesiones según el caso. La hipótesis que se pondrá a prueba es que la inscripción universitaria se ve afectada por el ciclo económico, y que este efecto depende de los niveles de ingreso y profundidad financiera del país en cuestión. Esto resulta de interés por las implicancias de que la hipótesis se compruebe. Si se observara que la inscripción universitaria es contra-cíclica en países de ingresos altos y pro-cíclica en los de ingresos bajos, podría interpretarse que durante las recesiones los estudiantes son conscientes de la caída en los costos de oportunidad, pero que en países de ingresos bajos la caída en la capacidad de pago actúa como limitante para aprovechar el menor costo de oportunidad. Esto se repetiría hacia el interior de los países. Familias de ingresos altos podrían seguir acumulando capital humano mientras familias de ingresos bajos no tienen como financiar dichas inversiones.

De ser así, el capital humano sería otra vía por la que las recesiones impactan negativamente en la equidad y desigualdad. De comprobarse que la profundidad financiera tiene un impacto en reducir la pro-ciclicidad de la inscripción universitaria se contaría con una herramienta adicional para minimizar los efectos negativos de las recesiones en términos de desigualdad. Ante la caída de los ingresos el sistema financiero proveería la liquidez necesaria para evitar que la capacidad de pago actúe como limitante. En tal caso, los gobiernos deberían implementar políticas que fomenten la profundización financiera y la creación de mercados de créditos estudiantiles que garanticen un mayor acceso a la educación, particularmente para familias de ingresos bajos. También se pondrán a prueba los resultados alcanzados por Bedard & Herman (2008), donde se afirma que la inscripción masculina y femenina a programas de posgrado se ven afectadas de manera diferenciada por el ciclo económico.

---

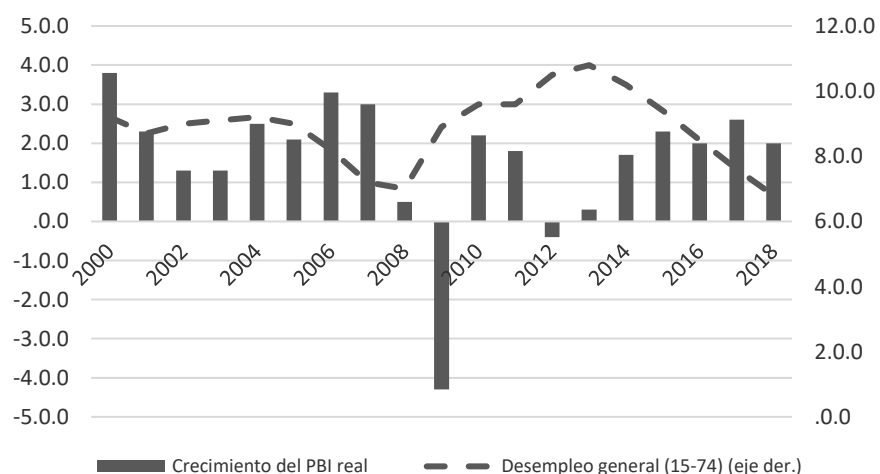
<sup>1</sup> La Clasificación Estandarizada Internacional de Educación (ISCED por sus siglas en inglés) es la clasificación internacional de referencia para la identificación de programas educativos por niveles y campos. ISCED fue desarrollada por la UNESCO a mediados de la década de 1970, revisada por primera vez en 1997 y por segunda vez en 2011, en coordinación con organismos internacionales y expertos regionales. La revisión buscó reflejar los cambios ocurridos en los sistemas educativos. Mientras los programas terciarios se dividían en niveles 5 y 6 según la clasificación ISCED 1997, la revisión de ISCED 2011 implicó una desagregación del nivel 5 en tres niveles (5, 6 y 7), convirtiendo al nivel 6 de ISCED 1997 en el nivel 8 de ISCED 2011. Puede hallarse más información acerca de ISCED 2011 en: <http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/international-standard-classification-of-education-isced-2011-en.pdf>

Con tal fin, el trabajo se divide de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza una descripción de la evolución de las distintas variables de interés durante el período de estudio. En la sección 3 se introduce el modelo de capital humano en el cual se apoya el trabajo y se revisa la literatura empírica relativa a los efectos del ciclo económico en la inscripción universitaria. En la sección 4 se describe la metodología y bases de datos a utilizar. En la sección 5 se reportan los resultados de la estimación del modelo econométrico y, por último, en la sección 6 se realiza una conclusión.

## II. El ciclo económico y la inscripción universitaria en la Unión Europea

La crisis financiera global significó un duro golpe a la actividad económica del conjunto de países que componen la Unión Europea. Esto se ilustra claramente en la Figura 1, donde se observa cómo, previo a la crisis, el bloque de países experimentaba tasas de crecimiento cercanas al 3%. Aunque el crecimiento logró mantenerse en terreno positivo en el 2008, no ocurrió lo mismo en 2009, año en que la contracción del bloque fue superior al 4%. El rebote experimentado en los años 2010 y 2011 sería seguido nuevamente por una importante desaceleración en 2012 y 2013. El crecimiento solamente comenzaría a estabilizarse a partir del 2014. El resultado de estas fluctuaciones es que la tasa de crecimiento anual promedio para el conjunto de estas economías pasó del 2,3% en el período 2002-2007 a 0% en el 2008-2013. Algo similar ocurrió con la tasa de desempleo. El descenso observado entre los años 2004 y 2008 se convertiría en un marcado ascenso que alcanzaría su punto más alto en el período de estudio en 2013. No sería sino hasta 2018 que la tasa de desempleo retornaría al nivel observado en 2008.

**Figura 1:** Tasa de crecimiento real del PBI y tasa de desempleo para EU-28



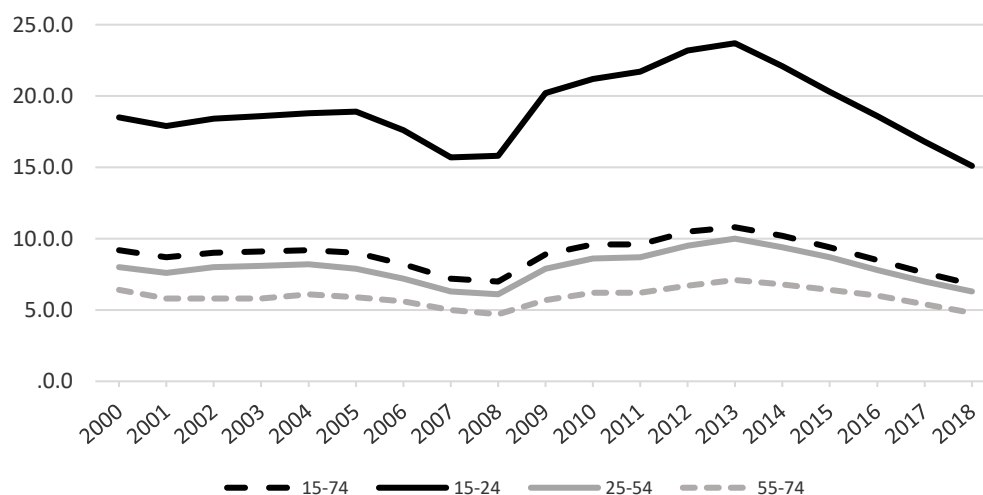
Fuente: Eurostat

Sin embargo, dicho golpe lejos estuvo de ser igual para todos los países de la unión. Mientras que el PBI se contrajo 14,8% en Lituania, 14,4% en Estonia y 14,2% en Letonia, países como Francia o Bélgica se vieron menos golpeados, con caídas del

producto de 2,9% y 2%, respectivamente. Polonia, por su parte, es el único país de la UE cuya economía no se contrajo a pesar de la crisis global.

Esta caída generalizada en la actividad económica se vio reflejada en los mercados laborales de los países de la Unión Europea de maneras diversas, en parte debido a las diferencias existentes en las instituciones laborales. Si bien en todos los países, a excepción de Alemania, la tasa de desempleo aumentó, la magnitud de dicho aumento varió enormemente.

**Figura 2:** Tasa de desempleo UE28 por grupos etarios



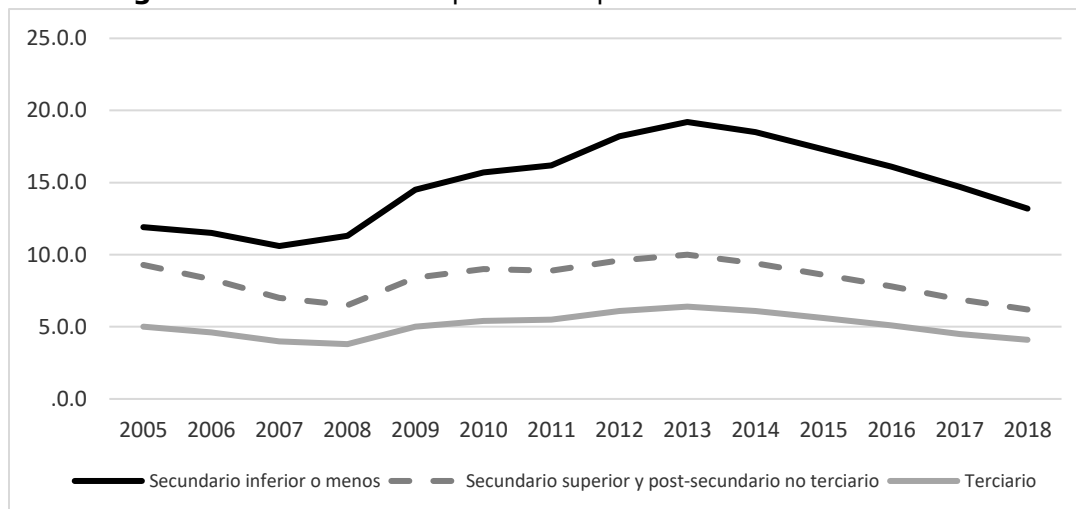
Fuente: Eurostat, Labour Force Survey

Sin embargo, como advierten Barakat *et al.* (2010) y OCDE (2012), el desempleo afectó a determinados grupos de maneras diferentes. En particular, esto es así para los más jóvenes y las personas con niveles educativos más bajos. Como puede verse en la Figura 2, entre el 2000 y 2018 la tasa de desempleo que enfrentaron los jóvenes europeos (de 15 a 24 años) no solo más que duplicó la tasa de desempleo general durante todo el periodo, sino que además sufrió fluctuaciones cíclicas significativamente superiores a las tasas de los otros grupos etarios. Esto se debe en parte a que las instituciones de los mercados laborales protegen proporcionalmente más a los trabajadores con mayor antigüedad. Además, en mercados laborales más rígidos, la caída en la demanda de trabajo afecta principalmente a quienes entran a la fuerza laboral, es decir, a los más jóvenes (Barakat *et al.*, 2010).

También es verdad que los efectos del ciclo económico no lo sintieron de igual manera trabajadores con distintos niveles de instrucción. La Figura ilustra esto para la Unión Europea a partir del 2005 (primer año del que se tienen datos). Entre 2008 y 2013 la tasa de desempleo entre los trabajadores con título terciario (ISCED 5-8) aumentó de 3,8% a 6,4% mientras que para aquellos sin secundario completo el desempleo paso del 11,3% a casi el 20%, para luego retornar hacia 2018 a niveles algo superiores a los anteriores a la crisis. La Figura 3 sugiere una mayor vulnerabilidad de los trabajadores

con menores niveles educativos, los cuales, ante la recesión, se vieron en mayores dificultades para conseguir empleo que los trabajadores con estudios de nivel terciario.

**Figura 3:** Tasa de desempleo UE28 por nivel educativo alcanzado



Fuente: Eurostat, Labour Force Survey

La pregunta a la que intenta responder este trabajo es qué efectos tuvo esto en la inscripción a educación superior en los distintos países de la Unión Europea. Trabajos como Karkkainen (2010) y Van Damme & Karkkainen (2011), en base a datos preliminares obtenidos del Educationtoday Crisis Survey de la OCDE de junio de 2009 y junio de 2010, pronosticaban que el comportamiento general entre los países de la OCDE sería de aumento de la inscripción en educación superior. Skrbinjek *et al.* (2015) señalan que, si bien tanto en los países más fuertemente afectados por la crisis como en los menos afectados por ella la tasa bruta de inscripción en educación terciaria aumentó entre 2008 y 2012, dicho aumento fue superior en los países en que el impacto de la crisis en la economía fue mayor. En la misma línea, Ghita *et al.* (2013) muestran que en varios países de la Unión Europea los aumentos en las tasas de participación en educación superior continuaron a pesar la crisis económica, mientras que el abandono temprano de los estudios fue mayor previo a la crisis que luego de ésta.

### III. La inversión en capital humano y el ciclo económico

#### III.1. Marco teórico: el modelo de capital humano de Becker

Considere la actividad  $Y$ . En dicha actividad los individuos reciben en el período en que se incorporan un salario  $W_{Y,0}$ . En el siguiente período los individuos reciben  $W_{Y,1}$ , en el siguiente  $W_{Y,2}$ , hasta  $W_{Y,n}$  en el período que deciden retirarse. Se denota  $W_{Y,t}$  al salario recibido en la actividad  $Y$  para el período  $t$ . Incorporarse a dicha actividad, sin embargo, requiere realizar cierta inversión en capital humano, con un costo directo asociado  $G_{Y,t}$ .

Los ingresos netos de la actividad  $Y$  en el período  $t$  resultan de sustraer  $G_{Y,t}$  de  $W_{Y,t}$  y se denotan con la letra  $Y_t$ . El valor presente de los ingresos netos de la actividad  $Y$  sería:

$$V(Y) = \sum_{t=0}^n \frac{Y_t}{(1+i)^{t+1}} \quad (1)$$

Considere una segunda actividad  $X$ . La ganancia por elegir la actividad  $Y$  sobre  $X$  sería:

$$d = V(Y) - V(X) = \sum_{t=0}^n \frac{Y_t - X_t}{(1+i)^{t+1}} \quad (2)$$

Suponga ahora que la inversión que requiere la actividad  $Y$  tiene una duración de cuatro períodos, y que impide trabajar por la duración de la misma. La actividad  $X$ , por otro lado, no requiere de inversión en capital humano. El costo de elegir la actividad  $Y$  sobre  $X$  es entonces la diferencia entre los ingresos netos en cada actividad durante los primeros cuatro períodos. El retorno de la inversión es la diferencia en los ingresos netos a partir del quinto período y hasta el período  $n$ . Denotando al retorno de la inversión en capital humano con la letra  $R$  y al costo de ella  $C$ , la ecuación (2) puede reescribirse como:

$$d = \sum_{t=4}^n \frac{Y_t - X_t}{(1+i)^{t+1}} - \sum_{t=0}^3 \frac{X_t - Y_t}{(1+i)^{t+1}} = R - C \quad (3)$$

Un individuo solamente estaría dispuesto a realizar la inversión que requiere incorporarse a la actividad  $Y$  si ésta le reporta una ganancia, es decir, si  $d > 0$ . La decisión de inversión en capital humano surge de la maximización del valor presente del retorno neto del valor presente de su costo. Dados los supuestos realizados, la ecuación (3) puede reescribirse de una manera que brinda aún más información:

$$d = \sum_{t=4}^n \frac{W_{Y,t} - W_{X,t}}{(1+i)^{t+1}} - \sum_{t=0}^3 \frac{W_{X,t} - G_{Y,t}}{(1+i)^{t+1}} = R - C \quad (3')$$

Los costos de invertir en capital humano son los ingresos que debe resignar el individuo cuando elige la actividad  $Y$ , que requiere la inversión, en lugar de  $X$  que no la requiere. Como puede observarse, estos no se limitan a los gastos directos  $G_{Y,t}$  sino que incluyen los salarios  $W_{X,t}$  que podría estar recibiendo si se dedicara a una actividad que no requiere inversión.

El supuesto de imposibilidad de trabajar por la duración de la inversión introduce la cuestión del financiamiento de esta inversión. Bajo el supuesto de mercados de crédito perfectos los individuos no tendrían problemas en conseguir financiamiento para inversiones de capital humano rentables. Sin embargo, bajo los supuestos más realistas

de mercados imperfectos, Becker (1964) reconoce que la imposibilidad de establecer el capital adquirido como colateral y la dificultad en el cálculo de los retornos de la inversión (que generalmente se realizan temprano en la vida) actúan como limitantes a la hora de obtener un crédito para financiar este tipo de inversiones. Cuando esto ocurre el financiamiento debe provenir de los ahorros propios.

Los supuestos realizados no difieren tanto de la realidad que afronta un individuo al finalizar la escuela secundaria. En este caso  $Y$  representaría realizar estudios universitarios mientras que  $X$  insertarse directamente en el mercado laboral en un trabajo que requiera baja calificación. Aunque el supuesto de que  $W_{Y,t} = 0$  para los cuatro primeros períodos (por la imposibilidad de trabajar durante el período de inversión) no siempre se cumple para los estudiantes universitarios, sí es verdad que los estudios universitarios reducen el tiempo que disponen los individuos para trabajar. También es verdad que, salvo por algunos países con mercados de créditos más desarrollados, el financiamiento de las inversiones en capital humano suele provenir de los ingresos familiares.

En el modelo desarrollado anteriormente, se dice que el costo de oportunidad de la inversión en capital humano es el salario  $W_{X,t}$  que el individuo recibiría en caso de no realizar la inversión. Debe notarse que la alternativa a realizar estudios universitarios es ingresar a la fuerza laboral, lo cual no necesariamente implica estar empleado y recibiendo un salario. Es por eso que  $W_{X,t}$  es realmente el salario estimado para dicha alternativa, el cual podría interpretarse como el salario efectivamente pagado en empleos de baja calificación multiplicado por la probabilidad de estar empleado. De esto surge que el costo de oportunidad de las inversiones de capital humano estaría determinado conjuntamente por el nivel de los salarios de entrada y la tasa de desempleo que afrontan los trabajadores de baja calificación.

En cuanto al comportamiento cíclico de las variables mencionadas anteriormente, mientras los salarios reales tienden a ser pro-cíclicos, las tasas de desempleo se comportan de manera contra-cíclica. Los costos de oportunidad, por tanto, parecen seguir un comportamiento pro-cíclico. Por el lado de los costos directos, es posible que medidas de austeridad durante una recesión impliquen una caída en las transferencias gubernamentales a las instituciones educativas, obligando a éstas a aumentar el valor de sus aranceles y costos de matriculación para compensar. Esto podría implicar un comportamiento contra-cíclico de los costos directos de la educación. Durante las recesiones, la caída del empleo y de los salarios reales afecta negativamente a la capacidad de pago. En el caso de crisis financieras, además, la caída del crédito puede restringir aún más la capacidad de los individuos de financiar la acumulación de capital humano.

En resumen, la decisión de inversión en capital humano depende de tres factores: los costos (directos y de oportunidad), el retorno de la educación, y la capacidad de pago. Mientras el comportamiento pro-cíclico del costo de oportunidad lleva a pensar que la inversión en capital humano aumentaría durante las recesiones, la capacidad de pagar por dicha inversión también cae durante las recesiones. Ya que no es posible predecir

teóricamente que factor predomina, la literatura reciente respecto al tema se vio abocada a encontrar una respuesta empírica a la pregunta.

### **III.2. Literatura empírica**

En este intento de dar una respuesta empírica a la pregunta acerca del comportamiento cíclico de la inversión en capital humano han surgido diversos enfoques en el abordaje de la cuestión. Mientras algunos autores basaron sus estudios en datos individuales, otros prefirieron utilizar datos agregados. Algunos autores se enfocaron en variables relacionadas al producto como indicadores del ciclo económico. Otros en las tasas de desempleo. Algunos estudiaron el comportamiento de la inscripción únicamente a carreras de grado, otros únicamente a carreras de posgrado. Y así como las metodologías variaron, también lo hicieron los resultados obtenidos.

Los estudios más relevantes basados en datos a nivel individuo se concentran principalmente en los Estados Unidos. Esto debido a la disponibilidad de bases de datos detalladas que incluyen características socioeconómicas de los individuos que podrían tener efectos en la inscripción universitaria. El trabajo realizado por Dellas & Sakellaris (2003) se centra en la inscripción universitaria a nivel microeconómico valiéndose de los datos que surgen del Current Population Survey (CPS) del U.S. Bureau of Census. La muestra sobre la cual se realiza el estudio consiste en todos los graduados de secundaria de entre 18 y 22 años encuestados por el CPS entre 1968 y 1988. Desarrollan un modelo probit para la inscripción a la universidad controlando por características individuales (edad, género, raza y estado civil), utilizando para el ciclo económico las variables tasa de desempleo, diferencia del logaritmo de PNB real, y una medida del componente cíclico del producto construida por Cochrane (1994). Los resultados de este modelo, para cualquiera de las tres especificaciones de la variable de ciclo económico, parecen indicar comportamiento contra-cíclico de la inscripción universitaria. Según sus estimaciones el efecto marginal en la probabilidad promedio de inscripción a la universidad de un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo sería un aumento de 0,8 puntos porcentuales. Para un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de crecimiento del PNB el efecto sería una caída de 0,11 puntos porcentuales en la probabilidad de inscripción. Y, en tercer lugar, el efecto marginal de un valor de la medida de Cochrane de 0,01 (equivalente a un PNB 1% por encima de su tendencia) sería una caída de 0,47 puntos porcentuales. El resultado se repite al replicar el modelo permitiendo la diferenciación entre inscripción a programas a tiempo parcial y a tiempo completo, aunque con mayor reacción por parte de la inscripción a tiempo completo a variaciones en la tasa de desempleo. Lo mismo ocurre para programas de dos y de cuatro años, siendo los programas de dos años algo más contra-cíclicos que los de 4 años. Por último, proceden a estimar un modelo más complejo en el que, además, de la tasa de desempleo incluyen otras variables que podrían afectar a la inscripción universitaria. Estiman que un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo estatal está asociada a un aumento en la probabilidad de inscripción de 0,28 puntos porcentuales, un aumento de \$40 del salario semanal en manufacturas (\$1 en salario por hora) se asocia a una caída en la probabilidad de inscripción de 0,8 puntos porcentuales, una suba de 1 punto porcentual en la tasa de interés real se asocia a una caída de 0,31 puntos porcentuales en la probabilidad de inscripción y un aumento de 1% en el diferencial de ingresos se



asocia a un aumento en la probabilidad de inscripción de 0,32 puntos. Por otra parte, los costos de matriculación no parecen afectar significativamente la probabilidad de inscripción a la universidad. Concluyen así que el comportamiento contra-cíclico de la inscripción universitaria se explica esencialmente por una mayor reacción a los costos de oportunidad y de financiación que a los costos directos de la educación.

Mientras que Dellas & Sakellaris (2003) utilizan datos a nivel individuos de los recién graduados del colegio secundario, el foco del trabajo presentado por Bedard & Herman (2008) se encuentra en los recién graduados de carreras de grado en universidades de los Estados Unidos y los efectos del desempleo juvenil en la decisión entre ingresar a la fuerza laboral o continuar estudiando un título de posgrado. En base a datos del National Survey of Recent College Graduates (NSRCG) para el período 1993-2001 desarrollan modelos probit para la inscripción a doctorados, programas profesionales y maestrías (por separado) en los que las variables explicativas son la tasa de desempleo estatal, el GPA y el campo de estudio de la carrera de grado, controlando por características individuales como la edad, raza, estado civil, tiempo transcurrido desde la graduación, nacionalidad (utilizando variable dummy para nacidos en el extranjero), nivel educativo de la madre y cantidad de niños en el hogar en que vive. Encuentran que, para los hombres, un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo aumenta la probabilidad de inscripción a doctorados en 0,15 puntos porcentuales, mientras que reduce la probabilidad de inscripción a maestrías en 0,58 puntos porcentuales. Los autores sugieren dos explicaciones para este comportamiento contra-cíclico de la inscripción masculina en doctorados y pro-cíclica en maestrías. La primera es que esto puede deberse a que, por ser más cortas, las maestrías actuarían como sustitutos de los doctorados en las etapas de expansión. La segunda es que, durante las recesiones, las maestrías a tiempo parcial financiadas por empleadores se ven reducidas. Este comportamiento cíclico, sin embargo, parece deberse a los individuos con GPA alto, mientras que no se ve un comportamiento cíclico en la inscripción de individuos de GPA bajo. En el caso de las mujeres tampoco es claro que la inscripción a ninguno de los tres programas tenga un comportamiento cíclico, tanto para GPAs altos o bajos.

Partiendo del hecho de que los ciclos económicos afectan de manera diferenciada a las minorías étnicas, Bogan & Wu (2018) buscan identificar los efectos del ciclo económico en la inscripción a posgrados en los Estados Unidos para distintos grupos raciales. Para medir los efectos del ciclo económico en la inscripción utilizan un modelo probit en el que las variables explicativas relativas al ciclo económico son la tasa de desempleo y el nivel del índice S&P 500, incluyendo hasta dos rezagos de las mismas, y controlando por características individuales como edad, género, ingreso, y otras características socioeconómicas. Encuentran que un aumento de un punto porcentual en el desempleo incrementa la probabilidad de inscripción en 0,021 con un rezago de dos períodos. En maestrías un aumento de 1 punto en la tasa de desempleo incrementa probabilidad en 0,031 y en programas profesionales 0,015 pero reduce la probabilidad en doctorados en 0,019. Al analizar lo que ocurre para los distintos grupos raciales encuentran que para los blancos los primeros dos rezagos del desempleo se asocian positiva y significativamente con la probabilidad de inscripción para maestrías y programas profesionales, indicando un comportamiento contra-cíclico. Para latinos y

afroamericanos, por otra parte, no encuentran un comportamiento claramente pro ni contra-cíclico, debido a coeficientes de los rezagos con signos opuestos, o directamente no significativos.

Entre las investigaciones que abordaron la cuestión mediante datos a nivel agregado, uno de los primeros trabajos en cobrar relevancia fue el de Betts & McFarland (1995). Este trabajo se enfoca en un sector en particular de la educación terciaria en los Estados Unidos: el de los *community colleges*<sup>2</sup>. Los autores sugieren que por las características particulares de estas instituciones y de los estudiantes inscritos en ellas, los *community colleges* podrían funcionar como estabilizadores automáticos en momentos de recesión, y por tanto las inscripciones a ellos tendrían un comportamiento más fuertemente contra-cíclico que en las universidades. Utilizando las bases de datos de Higher Education General Information Survey/Integrated Postsecondary Education Data System ("HEGIS"/"IPEDS") del Departamento de Educación de los Estados Unidos, que reportan los datos a nivel de las instituciones educativas, para el periodo 1969-1985 emplean un modelo de datos de panel para poner a prueba su hipótesis. Comienzan por un modelo simple en el que la variable dependiente es el logaritmo natural del número de inscritos en programas a tiempo completo y la variable explicativa el desempleo adulto (18 a 65 años), y encuentran que un aumento de 1% en la tasa de desempleo estaría asociado a un aumento de la inscripción de 8,8%. Luego agregan una segunda variable explicativa, el ingreso per cápita, y obtienen resultados similares. El modelo completo incluye una gran cantidad de variables explicativas entre las que se encuentran tasas de desempleo y salarios para diversas edades y niveles educativos, retornos de la educación esperados, asistencia financiera y costos de matriculación, tanto para programas de dos años en *community colleges* como para programas universitarios de 4 años. Encuentran que salarios de entrada más altos reducen la inscripción mientras que costos de matriculación más elevados en programas universitarios de 4 años aumentan la inscripción en los programas de dos años que ofrecen los *community colleges*, lo cual sugiere que actúan en cierto modo como sustitutos. En base a los resultados obtenidos, los autores proponen que las políticas de mercado laboral debieran estar unidas a las políticas educativas para proveer de recursos a estas instituciones y así permitir que puedan satisfacer la demanda fuertemente contra-cíclica de educación en *community colleges* durante las recesiones.

Otro trabajo interesante que basa su análisis empírico en datos agregados es el de Sakellaris & Spilimbergo (2000), aunque con un enfoque sensiblemente distinto al de Betts & McFarland (1995), ya que centran su investigación en los estudiantes extranjeros inscritos en universidades de los Estados Unidos intentando determinar cuál es el impacto que tiene el ciclo económico en el país de origen en dicha inscripción. Para esto desarrollan un modelo de datos de panel para la diferencia del logaritmo natural del número de estudiantes extranjeros inscritos en universidades de EE.UU. (dato que

---

<sup>2</sup> Los *community colleges* en Estados Unidos son instituciones de educación terciaria generalmente públicas y que ofrecen programas de dos años. Estas instituciones dictan programas vocacionales y técnicos que permiten a los estudiantes una mejor inserción en el mercado laboral con un nivel de calificación media. También es común entre estudiantes que buscan reducir los costos totales de estudiar una carrera de grado de 4 años completar los primeros dos años en un *community college* para luego transferir los créditos a una universidad que ofrezca programas de 4 años, ya que éstas suelen ser más costosas.

surge de la base de IIE) contra la diferencia del logaritmo natural del PBI per cápita del país de origen, incluyendo hasta cinco rezagos de esta variable y dos de la variable dependiente. Los datos utilizados abarcan el período 1959-1997 e incluyen 74 países de origen. Los resultados de este modelo sugieren una relación positiva y estadísticamente significativa entre el crecimiento del producto y el crecimiento de la inscripción universitaria (un comportamiento pro-cíclico de la inscripción universitaria). Los coeficientes para los primeros cinco rezagos son positivos y estadísticamente significativos, lo cual interpretan como reflejo de que la inscripción a cada año incluye varias cohortes, siendo las recién llegadas más sensibles a condiciones económicas recientes. Reportan una elasticidad de corto plazo de 0,18 y de largo plazo de 1,07. Reconocen, sin embargo, que los países de origen de estos estudiantes extranjeros conforman un grupo considerablemente heterogéneo.

Por esta razón proceden a estimar el mismo modelo para diferentes sub-muestras de países que comparten ciertas características. Los criterios utilizados son: la pertenencia del país de origen a la OCDE, el nivel de desigualdad (medido en base al coeficiente de Gini), el nivel de PBI per cápita al inicio del período y el nivel educativo de la población. Encuentran que, si bien entre países no pertenecientes a la OCDE el comportamiento de la inscripción continúa siendo pro-cíclico con una elasticidad de largo plazo cercana a la reportada para total de los países, la inscripción de estudiantes provenientes de países miembros de la OCDE sigue un patrón contra-cíclico. Los autores interpretan que esto se debe a que los mercados laborales de países de la OCDE permiten transiciones más rápidas de los estudios al trabajo haciendo que el costo de oportunidad sea más cíclico. También sugieren que la capacidad de pago en los países de la OCDE es menos cíclica por ser países de ingresos más altos, menos volátiles y distribuidos de manera menos desigual. Al re-estimar el modelo separando a los países en dos sub-muestras según el PBI per cápita al inicio del período encuentran que el comportamiento en ambos grupos es pro-cíclico y se asemeja bastante a los resultados obtenidos de la estimación para el total de países. Los resultados se repiten cuando el criterio de clasificación es la desigualdad de ingresos. Tanto en países con Gini altos como bajos la inscripción es pro-cíclica.

Goh (2009) es otro trabajo que, al igual que Bedard & Herman (2008), estudia los efectos del ciclo económico en la inscripción a programas de posgrado de universidades de los Estados Unidos, aprovechando las bases de datos de IPEDS (Integrated Postsecondary Education Data System) para analizar el período 1976-2005. Para esto desarrolla un modelo de datos de panel en el que cada grupo  $i$  hace referencia a una institución de educación superior. Las variables indicativas del ciclo económico utilizadas son la tasa de desempleo estatal, tasa de crecimiento del empleo, crecimiento del PBI, crecimiento del ingreso disponible y crecimiento del ingreso personal disponible. El estudio analiza por separado la inscripción a primer programa profesional (*first-time first-professional* incluye programas de odontología, derecho, medicina, farmacéutica, veterinaria, entre otros) del resto de programas de posgrado. Para los primeros programas profesionales encuentra que el comportamiento es contra-cíclico, con resultados consistentes para cuatro de las cinco variables indicativas del ciclo económico. Un aumento de un punto porcentual en la tasa de crecimiento del empleo se asocia a

una caída de 4,09% en la inscripción, mientras que un incremento en un punto en el crecimiento del PBI se asocia a una caída de 2,04% de la inscripción a este tipo de programas. Además, incrementos de un punto porcentual en la tasa de crecimiento del ingreso personal y el ingreso disponible estarían asociadas a reducciones de 1,68% y 1,30%, respectivamente. La autora argumenta que, dado que el 90% de los inscriptos en este tipo de programas lo hacen en campos relacionados al derecho y la medicina, y la motivación principal es lograr un mayor atractivo en el mercado laboral, tiene sentido que se vean afectadas por el ciclo económico. Aunque también resaltan que es probable que la decisión sea más en el *timing* de la inversión en capital humano y no tanto en la decisión de realizarla o no. Al analizar los resultados para el resto de programas se encuentra mayor variabilidad en los resultados. Utilizando la tasa de desempleo y de crecimiento del empleo se observan comportamientos pro-cíclicos de la inscripción. Un incremento de 1 punto en la tasa de desempleo se asocia a una caída de 0,032%, mientras que un incremento de un punto en el crecimiento del empleo se asocia a un incremento de 2,8% en la inscripción. Para el resto de las variables de ciclo económico encuentra comportamiento contra-cíclico. Incrementos de 1 punto porcentual en las tasas de crecimiento del PBI, ingreso personal e ingreso disponible se asocian a reducciones en la inscripción de 1,63%, 2,14% y 2,09%, respectivamente. La autora atribuye esto a la heterogeneidad de programas dentro de la categoría "resto" y la variabilidad en las importancias relativas del costo de oportunidad y capacidad de pago para los inscriptos a estos programas. Concluye, por tanto, que el efecto del ciclo económico en la inscripción depende del tipo de programa del que se trate.

Schafmeister (2016), al igual que habían hecho Sakellaris & Spilimbergo (2000), centra su investigación en los estudiantes extranjeros. Aunque no en un solo país, sino que, aprovechando la base de datos de la OCDE, trabaja con parejas de países, donde los receptores son 19 países pertenecientes a la OCDE y sus contrapartes son 163 países del mundo. Así, para 1999-2012, analiza cómo el crecimiento del PBI per cápita en el país de origen afecta a la tasa de crecimiento de la inscripción universitaria en países de la OCDE. La variable dependiente en su modelo es la tasa de crecimiento de la inscripción de estudiantes extranjeros en los distintos países de la OCDE según su país de origen, mientras la variable explicativa es la tasa de crecimiento del PBI en el país de origen, para la cual incluye la observación contemporánea además de 5 rezagos. Si bien los resultados de este primer modelo no parecen indicar la existencia de un comportamiento cíclico de la variable en cuestión, en base a los resultados de Sakellaris & Spilimbergo (2000) afirma que los comportamientos probablemente difieran según el país de origen pertenezca a la OCDE o no, el nivel de ingreso y a desigualdad de ingresos. Sin embargo, aun corriendo la regresión por separado para las diferentes sub-muestras de países utilizando los criterios mencionados no logra extraer un comportamiento cíclico claro de la inscripción universitaria. Argumenta que esto se debe al alto grado de heterogeneidad entre los países.

Al igual que Betts & McFarland (1995), Foote & Grosz (2020) enfocan su estudio en la inscripción en *community colleges* en los Estados Unidos, analizando los efectos de los shocks en la demanda local de trabajo sobre la inscripción para el período 1996-2013. Para medir el tamaño del shock utilizan el número de trabajadores directamente afectado

por un evento de despido masivo, el cual definen como por lo menos 50 trabajadores llenando pedidos de seguro de desempleo contra una misma institución en un período de cinco semanas. Los autores argumentan que al medir de esta manera los efectos del ciclo económico, se enfocan mejor en el mercado laboral local de las personas y los shocks son locales teniendo efectos más directos sobre los trabajadores, a diferencia de otras formas de medición que se enfocan en shocks a nivel macroeconómico. Para esto estiman un modelo de datos de panel en el que la variable independiente es la cantidad de personas directamente afectadas por eventos de despidos pasivos en el condado, incluyendo tres rezagos de la misma. Encuentran que un incremento de 1% en los despidos se asocia a una suba de 0,017% en los graduados en un período de tres años, siendo mayores los efectos en programas más cortos, lo cual se explica por mayor atrición en programas más largos. Además, estiman que, por cada 100 trabajadores afectados por eventos de despido masivo, la inscripción de primera vez en *community colleges* se incrementa en 2,8 estudiantes en un período de 3 años. Como puede observarse en la revisión bibliográfica realizada en esta sección, la cuestión del comportamiento cíclico de la inscripción universitaria no parece estar resuelta. Resultados heterogéneos y de difícil generalización dan lugar al presente trabajo.

## **IV. Metodología**

---

### **IV.1. Modelo**

Como ya se dijo, el objetivo del trabajo es aportar a la discusión acerca del efecto del ciclo económico en la inversión en capital humano. Trabajos anteriores tendieron a enfocarse en la inscripción en universidades de los Estados Unidos, por lo que un trabajo que aborde la temática desde un panel de países puede aportar nueva información útil al debate. La metodología escogida busca contestar las tres preguntas planteadas al inicio del trabajo. En particular, si el ciclo económico afecta o no a la inversión en capital humano, si el efecto del ciclo económico en la inscripción difiere según edad y sexo, y si los niveles de ingreso o de profundidad financiera, en ambos casos a nivel de país, juegan algún rol en aquella relación.

El modelo que procederé a estimar es una adaptación del propuesto por Betts & McFarland (1995). A diferencia de aquel, sin embargo, el presente estudio se enfoca en la inscripción terciaria en su conjunto en países de la Unión Europea. Si bien el estudio de una muestra compuesta por una mayor cantidad de países puede aportar información interesante acerca del comportamiento cíclico de la inscripción universitaria, esto es a costa de una menor disponibilidad de datos comparables entre los países (como podrían ser los costos de la educación, por ejemplo). Debido a que el principal objetivo del presente trabajo es avanzar en la comprensión del comportamiento cíclico de la inscripción universitaria de los jóvenes, y no hacer un estudio exhaustivo de los determinantes de la inscripción, el foco del modelo estará exclusivamente en las variables indicativas del ciclo económico utilizadas en los trabajos de Betts & McFarland (1995) y Sakellaris & Spilimbergo (2000) previamente citados: la tasa de desempleo y el logaritmo natural del PBI per cápita. Mientras que el desempleo, como se explica en

la sección 3.1, es un determinante del costo de oportunidad de las inversiones de capital humano, el PBI per cápita actúa como indicador de la capacidad de pago de las familias. La ecuación del modelo sería:

$$\ln(E)_{i,t} = \alpha + \sum_{q=0}^4 \beta_q U_{i,t-q} + \sum_{q=0}^4 \gamma_q \ln(\text{PBI pc})_{i,t-q} + \xi_i * t + v_{i,t} \quad (4)$$

La variable dependiente,  $E_{i,t}$  es la cantidad total de estudiantes inscritos en el país  $i$  en el año  $t$ . La inscripción se incluye en logaritmos, misma transformación utilizada por Betts & McFarland (1995), Sakellaris & Spilimbergo (2000) y Schafmeister (2016). En la búsqueda de una mayor comprensión acerca del efecto del ciclo económico en la inscripción universitaria, se llevará a cabo el análisis de forma separada para distintos grupos sociodemográficos y programas de estudio, dada la disponibilidad de datos. En primer lugar, se analizará por separado la inscripción terciaria total (sin desagregar por tipo de programa) para los grupos etarios 18-19, 20-24, 25-29 y 30-34. Luego se procederá a estudiar la inscripción a programas de ciclo corto-grado-maestría por separado de la inscripción a programas de doctorado (en este caso sin desagregar por grupo etario). La imposibilidad de desagregar el primer grupo en sus tres componentes previo a 2013 es un limitante claro al análisis propuesto, ya que es evidente que las características de los estudiantes de programas de ciclo corto, grado y maestría difieren, y por tanto es lógico pensar que sus decisiones inversión en capital humano pueden verse afectadas de manera diferente por el ciclo económico. Sin embargo, estos programas también comparten características en común. Por lo general estos programas tienden a enfocarse en proveer a los participantes de conocimientos y habilidades profesionales, a diferencia de los programas de doctorado cuyo enfoque suele ser académico. Los programas también difieren en cuanto a su duración, siendo casi siempre los programas de grado y maestría más cortos que los de doctorado. La duración de los estudios es un factor importante si estos requieren que la persona se retire temporalmente del mercado laboral.

A priori, podría suponerse que la diferencia en el comportamiento de la inscripción de los estudiantes de diferentes edades está, al menos en parte, relacionada con los programas a los que se inscriben. Es mucho más probable que un estudiante menor de 24 años se encuentre estudiando su carrera de grado, o quizás una maestría, pero no tanto que estudie un doctorado (aunque no es imposible). Lo mismo al revés. Un estudiante mayor a 30 años probablemente estudie una maestría o un doctorado, y con menor probabilidad una carrera de grado. En todos los casos se analiza a la inscripción masculina y femenina en forma diferenciada. Esta metodología puede considerarse una adaptación de la utilizada por Bedard & Herman (2008), donde se analizan por separado los efectos del ciclo económico en la inscripción masculina y femenina a distintos programas de posgrado, y se alcanzan resultados diferentes para cada caso. Analizar por separado la inscripción para los distintos programas de nivel terciario resulta necesario debido a las diferencias en las características de dichos programas y de sus estudiantes.

Las variables explicativas que se incluyen en el modelo son la tasa de desempleo (indicada en la ecuación como  $U_{i,t}$ ) y el PBI per cápita, el cual no se incluye en niveles

sino como logaritmo natural, además de incluir tendencias específicas por país,  $\xi_i * t$ . Como puede observarse en la ecuación, el modelo incluye además del valor contemporáneo de las variables independientes, cuatro rezagos de éstas para intentar identificar cualquier efecto en el tiempo que puedan tener sobre la inscripción terciaria. Para el desempleo se utilizan las tasas de desempleo anuales para distintos grupos etarios y para cada sexo, según corresponda para cada regresión. Los rangos de edades para los que se dispone información relativa a las tasas de desempleo y a la inscripción universitaria son coincidentes para tres de los cuatro grupos etarios bajo análisis: 20-24, 25-29 y 30-34. De esta manera se evitan errores de estimación, los cuales no pueden evitarse para la inscripción del grupo 18-19, para el cual Eurostat no publica la tasa de desempleo. Para este grupo la tasa de desempleo utilizada es la del rango 15-19. Si bien el hecho de que los rangos de edades no coincidan perfectamente puede llevar a errores de medición, la importancia relativa de las cohortes 18-19 respecto de 15-17 en la fuerza laboral, lleva a asumir como válida la utilización de esta tasa. Estos posibles errores de medición son justamente la razón de que este grupo contenga un rango de edades menor a los tres restantes, dado que se priorizó el hecho de que los rangos de edades entre inscripción y tasa de desempleo fueran coincidentes siempre que fuera posible. Por otro lado, no tenía sentido dejar fuera del estudio al grupo 18-19 por su relevancia en la inscripción a programas de educación superior.

Al estimar el modelo para los distintos programas no se utilizan tasas de desempleo por edad sino por máximo grado académico alcanzado. De esta manera para la inscripción a doctorados se utiliza la tasa de desempleo para personas con estudios de terciario, mientras que, para los programas de ciclo corto, grado y maestría, se estimó en primer lugar el modelo utilizando la tasa de desempleo de personas con título de secundario superior y post-secundario no terciario, y luego nuevamente utilizando la tasa de desempleo de personas con título de nivel terciario. Es evidente que ninguna de estas dos refleja perfectamente la tasa de desempleo a la que se enfrentan los estudiantes de este grupo pudiendo derivar en errores de estimación, pero como se mencionó previamente, la disponibilidad de datos impide mayor desagregación. Para PBI per cápita los datos utilizados están expresados en euros constantes de 2010.

Conforme a los resultados de los tests realizados<sup>3</sup> se determinó utilizar un modelo de Efectos Fijos, mediante la utilización de estimadores Within-Groups. Aunque esta decisión tiene sus fundamentos no solo en los resultados de los tests F y de Hausman, sino también en los supuestos que deben hacerse sobre el efecto no observado. Dado que un modelo de Efectos Aleatorios requiere asumir que no existe correlación entre el efecto no observado  $a_i$  y las variables explicativas  $X_{i,t,j}$ , se considera más sensato utilizar un modelo que sí permita la existencia de este tipo de correlación, como es el modelo de Efectos Fijos. Para sortear los posibles problemas de subestimación de errores estándar por autocorrelación de los errores, todas las regresiones se realizan con errores estándar agrupados por países.

---

<sup>3</sup> Se realizó el test de Levin-Lin-Chu (LLC) rechazando la presencia de raíces unitarias. También se realizaron tests F y Hausman, los cuales indicaron la preferencia de un modelo de Efectos Fijos por uno Pooled o de Efectos Aleatorios.

No se pasa por alto el posible problema de endogeneidad por causalidad inversa que la elección de este modelo puede conllevar, producto de que mientras que el desempleo afecta a la inscripción universitaria, a su vez la inscripción afecta a la tasa de desempleo. Para evitar este tipo de problemas suelen usarse Modelos de Ecuaciones Simultaneas. En el presente estudio, sin embargo, se optó por no utilizar este modelo por problemas que surgen a la hora de estimarlo. Para que este modelo tenga sentido, cada una de las ecuaciones estructurales del sistema debe tener una interpretación *ceteris paribus* en aislamiento de la otra ecuación. Por esta razón es común que se utilice para casos en que se busca estimar oferta y demanda de un bien. En este caso, sin embargo, ambas variables endógenas son determinadas por una decisión de un mismo individuo, inscribirse en un programa universitario (retirándose de la fuerza laboral) o mantenerse desempleado.

#### **IV.2. Bases de datos**

Para el análisis empírico, los datos se obtuvieron de cuatro bases de datos de Eurostat, la oficina estadística de la Unión Europea. Las dos primeras sirven como fuente de datos relativos a la variable dependiente, la inscripción universitaria. Los datos utilizados para el estudio de esta variable surgen de las bases *Education administrative data until 2012 (ISCED1997)* y *Education administrative data from 2013 onwards (ISCED 2011)* compiladas por Eurostat. Esta información es recolectada a través de cuestionarios gracias al trabajo conjunto de UIS (UNESCO Institute of Statistics), OECD y Eurostat (UOE), y provista por los ministerios de educación u oficinas estadísticas según el país. La recopilación de datos de UOE sobre estadísticas de educación cubre los estados miembros de la UE (Bélgica, Bulgaria, Croacia, República Checa, Dinamarca, Alemania, Estonia, Grecia, España, Francia, Irlanda, Italia, Chipre, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Malta, Hungría, Países Bajos, Austria, Polonia, Portugal, Rumania, Eslovenia, República Eslovaca, Finlandia, Suecia y Reino Unido), los países de la EFTA/EEA (Islandia, Liechtenstein, Noruega y Suiza), los países candidatos (Albania, Macedonia del Norte, Serbia y Turquía) y los estados miembros de la OCDE situados fuera de Europa (Australia, Canadá, Japón, Corea, México, Nueva Zelanda, Estados Unidos) y otros países (por ejemplo, Israel). Los datos cubren principalmente el período 1998 en adelante, siendo 2018 el último dato disponible al momento de escribir este trabajo.

Para el presente trabajo la muestra utilizada se compone únicamente de los datos relativos a los países miembros de la Unión Europea. Teniendo en cuenta que existieron incorporaciones al bloque en los años 2004 y 2013, se entiende en este trabajo por Unión Europea a los 28 países miembros entre 2013 y 2020. Muy pocos de estos 28 países reportan datos de inscripción a cursos de nivel terciario para los años 1998 y 1999. Por esto, el período estudiado va desde el año 2000 al 2018. Solo existe un país para el que se observan demasiados valores faltantes y por tanto debe ser excluido del estudio: Luxemburgo. Así de este modo, se estudia una muestra compuesta por 27 países y que abarca un período de 19 años. El panel, sin embargo, es desbalanceado, ya que se observan valores faltantes. Esto podría generar estimadores sesgados en caso de que la razón por la que se da la atrición este correlacionada con el error idiosincrático, lo cual en ocasiones ocurre cuando se trata de individuos o firmas, por ejemplo. En este caso, por tratarse de países se asume que la razón de los valores faltantes no



correlaciona con los errores y por tanto la estimación mediante un modelo de Efectos Fijos no generaría estimadores sesgados. Como se puede ver en la tabla a continuación, además, se observan valores mínimos considerablemente bajos para la inscripción en programas de doctorado. Dado que esto se da principalmente en Malta, el país es excluido de la muestra al momento de regresar el modelo para la inscripción a programas de doctorado.

De las dos bases restantes se obtuvieron los datos relativos al desempleo y el PBI per cápita. En el primer caso, la base de datos utilizada es *LFS main indicators* la cual contiene los datos de los principales indicadores del mercado laboral. La información contenida en dicha base surge del *European Labour Force Survey (EU-LFS)*, la encuesta de hogares más grande de Europa, con información para los 28 países de la UE, 4 candidatos a unirse al bloque y 3 países pertenecientes a EFTA. Para el PBI per cápita, la información se extrae de la base de datos *Annual National Accounts*. Si bien es publicada por Eurostat, esta información es producida por las oficinas estadísticas de los respectivos países.

En la Tabla 1 se presentan estadísticas descriptivas de las variables que se utilizan en el análisis econométrico. Se observa que la media de inscripción femenina es superior a la masculina para todas las especificaciones de la variable, a excepción de la inscripción a doctorados, donde la inscripción masculina es algo superior. Lo mismo ocurre para las tasas de desempleo, donde la media para las mujeres supera a la de los hombres para ambos rangos etarios.

## **V. Resultados**

---

En la Tabla 2 se reportan los resultados obtenidos de regresar el modelo para los distintos rangos etarios para el total de los estudiantes inscriptos en programas de educación superior, sin distinción por sexo. Como se mencionó, el rango etario de la tasa de desempleo coincide con el de la inscripción para todos los grupos a excepción de 18-19, para el cual se utiliza la tasa de desempleo del grupo 15-19 como variable explicativa.

**Tabla 1:** Resumen de las variables de estudio

	Observaciones	Media	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo
<b>Inscripción</b>					
<b>18-19</b>	<b>509</b>	<b>106.503</b>	<b>154.189</b>	<b>557</b>	<b>846.314</b>
Masculina	509	45.569	69.040	197	395.791
Femenina	509	60.933	85.531	360	450.523
<b>20-24</b>	<b>508</b>	<b>343.676</b>	<b>397.595</b>	<b>3.238</b>	<b>#####</b>
Masculina	508	155.014	180.464	1.425	707.498
Femenina	508	188.662	217.777	1.761	752.974
<b>25-29</b>	<b>508</b>	<b>125.795</b>	<b>167.018</b>	<b>622</b>	<b>949.282</b>
Masculina	508	62.419	89.066	307	523.808
Femenina	508	63.376	79.198	315	425.473
<b>30-34</b>	<b>505</b>	<b>54.039</b>	<b>69.191</b>	<b>161</b>	<b>356.968</b>
Masculina	505	25.316	34.881	95	208.107
Femenina	505	28.723	35.873	66	148.861
<b>Ciclo Corto/Grado/Maestría</b>	<b>493</b>	<b>662.357</b>	<b>771.303</b>	<b>7.251</b>	<b>#####</b>
Masculina	493	296.438	349.485	3.123	1.586.668
Femenina	493	365.919	424.381	4.064	1.507.781
<b>Doctorado</b>	<b>493</b>	<b>23.809</b>	<b>34.593</b>	<b>8</b>	<b>214.700</b>
Masculina	493	12.548	19.176	5	128.000
Femenina	493	11.261	15.540	3	89.500
<b>Tasa de Desempleo</b>					
<b>15-19</b>	<b>583</b>	<b>30.1</b>	<b>15.0</b>	<b>6.2</b>	<b>74.0</b>
Masculina	549	29.7	15.3	5.3	74.9
Femenina	528	31.7	16.2	6.2	80.8
<b>15-24</b>	<b>593</b>	<b>20.2</b>	<b>9.8</b>	<b>4.4</b>	<b>58.3</b>
Masculina	592	20.0	9.5	4.2	56.2
Femenina	591	20.4	10.7	4.5	63.8
<b>20-24</b>	<b>592</b>	<b>17.9</b>	<b>9.3</b>	<b>2.8</b>	<b>56.1</b>
Masculina	584	18.0	9.0	2.7	52.7
Femenina	582	18.1	10.3	3.0	61.2
<b>25-29</b>	<b>588</b>	<b>11.0</b>	<b>6.0</b>	<b>2.0</b>	<b>43.3</b>
Masculina	580	10.6	5.7	1.3	40.8
Femenina	574	11.7	6.8	2.2	46.3
<b>30-34</b>	<b>588</b>	<b>8.5</b>	<b>4.5</b>	<b>1.4</b>	<b>30.2</b>
Masculina	572	7.8	4.4	1.0	28.0
Femenina	573	9.5	5.2	1.6	34.6
<b>Secundario Superior</b>	<b>586</b>	<b>9.2</b>	<b>4.9</b>	<b>1.7</b>	<b>31.2</b>
Masculina	583	8.5	4.6	1.4	26.4
Femenina	583	10.1	5.7	2.0	37.0
<b>Terciario</b>	<b>582</b>	<b>5.0</b>	<b>2.9</b>	<b>1.2</b>	<b>20.4</b>
Masculina	558	4.6	2.5	1.0	17.0
Femenina	570	5.5	3.6	1.0	24.5
<b>PBI per cápita</b>	<b>611</b>	<b>21.553</b>	<b>11.917</b>	<b>2.860</b>	<b>57.780</b>

Fuente: elaboración propia.

**Tabla 2:** Inscripción universitaria por edad

	Total			
	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34
Constante	54.035 ** (20.733)	54.621 *** (7.346)	26.325 ** (12.146)	68.285 * (36.022)
Desempleo				
(t)	-0.003 (0.007)	0.006 *** (0.002)	0.009 (0.005)	0.005 (0.013)
(t-1)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.007)
(t-2)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.006 (0.005)	-0.011 (0.009)
(t-3)	0.003 (0.002)	0.001 (0.001)	0.003 (0.003)	0.000 (0.005)
(t-4)	0.004 (0.003)	0.007 *** (0.002)	-0.002 (0.003)	0.009 (0.010)
Ln(PBI per cápita)				
(t)	0.384 (0.348)	0.610 *** (0.153)	0.458 (0.416)	1.822 (1.114)
(t-1)	0.166 (0.393)	0.245 ** (0.109)	0.285 (0.257)	-0.091 (0.582)
(t-2)	-0.268 (0.381)	0.170 * (0.097)	0.057 (0.175)	-0.112 (0.288)
(t-3)	0.594 (0.603)	0.245 ** (0.105)	-0.021 (0.243)	0.262 (0.367)
(t-4)	0.584 (0.500)	0.380 * (0.206)	0.358 (0.394)	0.723 (0.565)
Observaciones	451	476	472	469
Grupos	27	27	27	27
R <sup>2</sup>				
Within	0.008	0.035	0.000	0.000
Between	0.471	0.819	0.688	0.593
	0.023	0.018	0.010	0.000

Notas: errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 10 %, 5% y 1%: \*, \*\*, \*\*\*, respectivamente.

A simple vista se observa que los efectos del ciclo económico en la inscripción en programas de educación superior parecen diferir según la edad de los estudiantes. Mejor dicho, en esta regresión inicial, solo se observan efectos del ciclo económico en las inscripciones de personas de entre 20 y 24 años. No solo eso, además se obtienen coeficientes estadísticamente significativos para ambas variables indicativas del ciclo económico. Además, en ambos casos los coeficientes son de signo positivo, lo cual podría interpretarse como evidencia de la presencia de factores tanto pro-cíclicos como contra-cíclicos. Al momento de describir el modelo de capital humano, se mencionó que el ciclo económico afectaría a este tipo de inversiones por dos vías: el costo de oportunidad y la capacidad de pago. Mientras que el efecto del costo de oportunidad induciría a un comportamiento contra-cíclico de la inscripción, el efecto de la capacidad de pago llevaría a un comportamiento pro-cíclico de ésta. Por un lado, un aumento en un punto porcentual en la tasa de desempleo se asocia a un incremento en la inscripción de 0,6% en el mismo período, suponiendo todo lo demás constante. Por otro, un incremento de 1% en el PBI per cápita también se ve asociado a un incremento en 0,61% en la

inscripción del mismo período. En este segundo caso, sin embargo, se observan además efectos rezagados. El mismo aumento de 1% en el PBI per cápita supondría un incremento de 0,24% adicional en la inscripción en el período subsiguiente, y a incrementos de 0,17%, 0,24% y 0,38% con dos, tres y cuatro períodos de rezago, respectivamente.

**Tabla 3:** Inscripción universitaria por edad y sexo

	Hombres				Mujeres			
	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34
Constante	23.652 (26.674)	46.518 *** (7.490)	40.606 *** (7.834)	94.573 *** (26.889)	67.535 ** (24.772)	42.712 *** (9.323)	29.747 *** (8.923)	88.529 *** (23.613)
Desempleo								
(t)	-0.006 (0.008)	0.005 ** (0.002)	0.005 (0.005)	0.007 (0.012)	-0.004 (0.007)	0.005 ** (0.002)	0.011 ** (0.004)	0.013 (0.010)
(t-1)	0.000 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.004)	0.000 (0.006)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.002 (0.009)
(t-2)	0.001 (0.003)	0.001 (0.001)	-0.004 (0.003)	0.003 (0.006)	0.000 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.006 (0.006)	-0.004 (0.012)
(t-3)	0.002 (0.003)	0.002 (0.001)	0.004 ** (0.002)	0.000 (0.005)	0.005 * (0.003)	0.000 (0.001)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.007)
(t-4)	0.004 (0.003)	0.006 *** (0.001)	0.001 (0.002)	0.009 (0.008)	0.008 (0.005)	0.007 *** (0.002)	-0.002 (0.004)	0.013 (0.010)
Ln(PBI per cápita)								
(t)	0.090 (0.438)	0.591 *** (0.168)	0.471 (0.531)	2.193 (1.453)	0.534 (0.479)	0.412 ** (0.149)	0.607 (0.493)	2.538 * (1.295)
(t-1)	0.140 (0.472)	0.148 (0.126)	0.433 (0.260)	0.226 (0.536)	-0.039 (0.377)	0.229 * (0.128)	0.501 (0.343)	0.042 (0.753)
(t-2)	-0.434 (0.356)	0.147 (0.134)	0.176 (0.203)	0.215 (0.232)	-0.297 (0.472)	0.226 (0.134)	0.580 *** (0.195)	0.407 (0.308)
(t-3)	0.284 (0.519)	0.162 (0.098)	0.033 (0.249)	0.443 (0.407)	0.795 (0.550)	0.141 (0.134)	-0.083 (0.263)	0.664 (0.447)
(t-4)	0.724 (0.644)	0.347 (0.208)	0.558 (0.424)	0.796 (0.685)	0.714 (0.681)	0.415 ** (0.179)	0.198 (0.377)	0.769 (0.634)
Observaciones	401	456	452	435	389	456	445	435
Grupos	25	27	27	27	25	27	27	26
R <sup>2</sup>	0.000	0.0327	0.004	0.0347	0.004	0.023	0.003	0.005
Within	0.533	0.8117	0.626	0.5487	0.402	0.823	0.775	0.655
Between	0.035	0.0293	0.000	0.0384	0.010	0.021	0.005	0.004

Notas: errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 10 %, 5% y 1%: \*, \*\*, \*\*\*, respectivamente.

El siguiente paso es analizar si la inscripción masculina y femenina se ven afectadas de igual manera por el ciclo económico. Luego de analizar la inscripción a programas de posgrados en los Estados Unidos, Bedard & Herman (2008) concluyen que los efectos del ciclo económico en la inscripción a posgrados difieren según el sexo. En la Tabla 3 se reportan los resultados de regresar el mismo modelo que en la Tabla 2, solo que en este caso por separado según el sexo. Llama la atención en este caso lo que ocurre con la inscripción del grupo 25-29. En particular, puede observarse que un aumento de un punto en la tasa de desempleo se asocia a un incremento de 1,16% en la inscripción de mujeres de entre 25 y 29 años en el mismo período, más del doble de lo que se observa para estudiantes de entre 20 y 24, para ambos sexos. Puede interpretarse esto como una mayor sensibilidad en las mujeres a cambios en los costos de oportunidad de la inversión en capital humano. Por su parte, en la inscripción femenina del grupo 30-34 sobresale el efecto contemporáneo del PBI per cápita en la inscripción, considerando que un aumento de 1% en dicha variable explicativa se asocia a un incremento de 2,54%,

evidenciando un comportamiento marcadamente pro-cíclico. En este sentido, si bien los resultados coinciden con los de Bedard & Herman (2008) en el sentido de que la inscripción femenina y masculina parecen verse afectados de manera diferente por el ciclo económico, a diferencia de aquel, en el presente trabajo se observan importantes efectos del ciclo económico en la inscripción femenina, incluso mayores que en la masculina.

**Tabla 4:** Inscripción universitaria por programa y sexo

	Hombres			Mujeres		
	Grado/Maestría (1)	Grado/Maestría(2)	Doctorado	Grado/Maestría (1)	Grado/Maestría (2)	Doctorado
Constante	40.022 *** (9.573)	41.836 *** (7.795)	7.127 (14.520)	46.818 *** (8.17)	45.031 *** (9.20)	1.046 * (13.29)
Desempleo						
(t)	0.009 ** (0.005)	0.016 ** (0.006)	-0.019 (0.024)	0.013 *** (0.005)	0.013 ** (0.006)	-0.017 (0.025)
(t-1)	0.002 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.001 (0.011)	0.002 (0.002)	0.007 (0.005)	-0.003 (0.008)
(t-2)	0.000 (0.002)	0.005 (0.004)	-0.020 (0.012)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.003)	-0.005 (0.008)
(t-3)	0.001 (0.002)	0.005 (0.003)	0.020 ** (0.008)	-0.001 (0.003)	0.004 (0.002)	0.020 *** (0.007)
(t-4)	0.007 * (0.004)	0.012 ** (0.005)	0.021 (0.018)	0.009 (0.004)	0.006 (0.005)	0.026 (0.017)
Ln(PBI per cápita)						
(t)	0.600 *** (0.180)	0.547 *** (0.174)	-0.147 (0.504)	0.749 *** (0.195)	0.596 *** (0.214)	-0.270 (0.410)
(t-1)	0.303 * (0.162)	0.304 * (0.154)	-0.383 (0.574)	0.334 ** (0.161)	0.307 ** (0.132)	-0.294 (0.399)
(t-2)	0.009 (0.152)	0.190 * (0.110)	0.277 (0.291)	0.172 (0.104)	0.266 * (0.142)	0.590 * (0.287)
(t-3)	0.159 (0.125)	0.165 (0.140)	-0.205 (0.355)	0.141 (0.104)	0.344 ** (0.127)	0.066 (0.325)
(t-4)	0.236 (0.232)	0.233 (0.199)	1.304 * (0.662)	0.260 (0.225)	0.104 (0.195)	1.457 ** (0.603)
Observaciones	451	412	412	451	425	421
Grupos	27	26	26	27	27	26
R <sup>2</sup>	0.033	0.026	0.137	0.021	0.013	0.098
Within	0.836	0.842	0.625	0.856	0.838	0.735
Between	0.022	0.046	0.106	0.010	0.006	0.076

Notas: errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 10 %, 5% y 1%: \*, \*\*, \*\*\*, respectivamente.

Como se mencionó anteriormente, es lógico pensar que la diferencia en el comportamiento de la inscripción de los estudiantes de distintos grupos de edad está relacionada con los programas a los que se inscriben. Es mucho más probable que un estudiante menor de 24 años se encuentre estudiando su carrera de grado, o quizás una maestría, mientras que un estudiante mayor a 30 años probablemente estudie una maestría o un doctorado, y con menor probabilidad una carrera de grado. Por desgracia las bases de datos que contienen información por edad y programa son bastante incompletas y dificultan el estudio. Por esto se procedió a estimar el modelo por separado para los distintos programas sin distinción por edades. Otra falencia de la base es que

no permite la desagregación entre programas de ciclo corto, grado y maestrías sino hasta el cambio en la clasificación ISCED realizado en 2011. De todos modos, estos programas tienen ciertas características en común y que los distinguen de programas de doctorado. Los primeros tienden a ser programas de menor duración, y muchas veces con un enfoque más profesional, mientras que los programas de doctorado suelen ser más largos y con enfoque académico. En la Tabla 4 pueden observarse los resultados de regresar el modelo por sexo según el programa terciario. Puede notarse que para los programas de ciclo corto/grado/maestría se reportan dos columnas. La primera de ellas estima el modelo utilizando como variable explicativa la tasa de desempleo de personas cuyo máximo nivel académico alcanzado es secundario superior/post-secundario no terciario, mientras que la segunda columna utiliza la tasa de desempleo de personas con estudios de nivel terciario.

**Tabla 5:** Inscripción universitaria por edad según nivel de PBI per cápita

	PBI per cápita alto				PBI per cápita bajo			
	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34
Constante	14.933 (27.94)	-12.400 ** (4.218)	-17.544 *** (5.162)	-16.349 (13.094)	91.319 *** (18.551)	121.279 *** (13.501)	65.599 ** (24.983)	178.117 * (87.079)
Desempleo (t)	-0.018 (0.018)	0.002 (0.002)	0.006 (0.009)	-0.027 (0.027)	0.005 * (0.002)	0.009 *** (0.003)	0.004 (0.012)	0.028 * (0.014)
(t-1)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.003 (0.004)	0.004 (0.019)	-0.001 (0.002)	0.002 * (0.001)	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.008)
(t-2)	0.004 (0.004)	0.000 (0.001)	0.000 (0.003)	-0.008 (0.007)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.010 (0.008)	-0.014 (0.012)
(t-3)	0.010 * (0.005)	0.001 (0.002)	0.001 (0.004)	-0.009 (0.013)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.005 (0.006)	0.003 (0.007)
(t-4)	0.011 (0.008)	0.006 ** (0.002)	0.003 (0.003)	0.002 (0.017)	0.000 (0.003)	0.007 ** (0.003)	-0.009 (0.006)	0.021 (0.014)
Ln(PBI per cápita) (t)	-0.191 (0.693)	0.241 (0.162)	0.566 * (0.286)	-0.259 (0.443)	0.696 * (0.392)	0.784 *** (0.213)	0.206 (0.798)	3.206 * (1.679)
(t-1)	-0.368 (0.825)	-0.114 (0.095)	-0.260 (0.178)	0.101 (0.674)	0.596 (0.404)	0.436 ** (0.156)	0.469 (0.294)	-0.066 (0.949)
(t-2)	-0.004 (0.658)	0.133 (0.104)	0.367 ** (0.143)	-0.490 (0.324)	-0.416 (0.542)	0.099 (0.157)	-0.077 (0.268)	0.049 (0.412)
(t-3)	1.435 (1.384)	0.206 (0.162)	-0.105 (0.314)	0.655 (0.865)	0.092 (0.331)	0.241 * (0.117)	0.010 (0.309)	-0.036 (0.319)
(t-4)	1.800 (1.294)	0.307 (0.228)	0.490 (0.454)	0.790 (0.948)	-0.021 (0.384)	0.344 (0.330)	0.357 (0.563)	0.558 (0.527)
Observaciones	242	241	241	241	209	235	231	228
Grupos	13	13	13	13	14	14	14	14
R <sup>2</sup>	0.016	0.048	0.295	0.384	0.013	0.011	0.048	0.001
Within	0.446	0.914	0.814	0.677	0.720	0.761	0.635	0.590
Between	0.017	0.061	0.354	0.460	0.001	0.031	0.119	0.000

Notas: errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 10 %, 5% y 1%: \*, \*\*, \*\*\*, respectivamente.

El estudio realizado por Bedard & Herman (2008) encontró que la inscripción masculina en maestrías se comporta de manera pro-cíclica, en doctorados contra-cíclica y la inscripción femenina no se vería afectada por el ciclo económico. Sin embargo, no todos los resultados obtenidos se condicen con los de aquel trabajo. En primer lugar, tanto en la inscripción femenina como en la masculina y para ambas tasas de desempleo, se

observan efectos significativos y positivos de ésta sobre la inscripción a programas de ciclo corto/grado/maestría. Además, nuevamente para ambos sexos, el PBI per cápita se asocia positivamente a la inscripción a este tipo de programas, no solo en el mismo período sino también en períodos subsiguientes por sus efectos rezagados. Incluso en la inscripción femenina el efecto pro-cíclico del PBI per cápita se observa mayor en magnitud que en la inscripción masculina. En cuanto a la inscripción a programas de doctorado se observan efectos significativos con rezagos de tres y cuatro años, lo cual podría interpretarse que se debe en realidad a los efectos directos del ciclo económico en programas de maestría, a los cuales los estudiantes de doctorado se habrían estado inscribiendo varios años antes.

**Tabla 6:** Inscripción por edad según nivel profundidad financiera

	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	18 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34
Constante	-22.480 (27.53)	13.548 (8.771)	-29.786 (20.07)	-12.718 (54.55)	152.031 *** (42.24)	104.327 *** (9.935)	63.834 *** (16.751)	140.980 *** (35.757)
Desempleo (t)	0.003 (0.004)	0.002 (0.002)	-0.006 (0.006)	-0.011 (0.027)	-0.009 (0.010)	0.008 *** (0.002)	0.021 *** (0.006)	0.024 * (0.012)
(t-1)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.001)	-0.007 (0.004)	0.004 (0.016)	0.000 (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.004)	-0.007 (0.010)
(t-2)	0.000 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.011 (0.007)	-0.011 (0.015)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.004)	-0.014 * (0.007)
(t-3)	0.004 (0.005)	0.001 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.010 (0.008)	0.002 (0.003)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.004)	0.005 (0.008)
(t-4)	0.001 (0.005)	0.007 *** (0.002)	0.003 (0.005)	0.004 (0.019)	0.002 (0.005)	0.004 * (0.002)	-0.001 (0.004)	0.021 (0.013)
Ln(PBI per cápita) (t)	-0.179 (0.609)	0.385 ** (0.146)	-0.346 (0.756)	1.863 (2.457)	1.138 (0.674)	0.740 *** (0.211)	0.992 ** (0.379)	1.817 *** (0.597)
(t-1)	0.545 (0.360)	-0.042 (0.145)	-0.346 (0.756)	-0.136 (1.182)	-0.358 (0.617)	0.339 ** (0.130)	0.692 ** (0.256)	0.352 (0.476)
(t-2)	-0.269 (0.556)	0.238 (0.148)	0.223 (0.293)	-0.797 (0.529)	-0.042 (0.485)	0.211 ** (0.094)	-0.166 (0.234)	0.205 (0.232)
(t-3)	0.039 (0.504)	0.347 (0.205)	-0.427 (0.490)	0.306 (1.026)	1.235 (1.113)	0.288 ** (0.110)	0.029 (0.236)	0.116 (0.266)
(t-4)	0.243 (0.307)	0.090 (0.181)	0.996 * (0.532)	0.878 (1.301)	0.494 (0.499)	0.619 ** (0.273)	-0.094 (0.394)	0.648 (0.453)
Observaciones	228	233	229	229	223	243	243	240
Grupos	13	13	13	13	14	14	14	14
R <sup>2</sup>	0.042	0.001	0.179	0.032	0.098	0.140	0.070	0.062
Within	0.689	0.874	0.684	0.574	0.404	0.857	0.784	0.689
Between	0.013	0.000	0.240	0.020	0.145	0.103	0.034	0.031

Notas: errores estándar entre paréntesis. Significatividad al 10 %, 5% y 1%: \*, \*\*, \*\*\*, respectivamente.

Trabajos anteriores como Sakellaris & Spilimbergo (2000) y Schafmeister (2016) examinan el comportamiento de la inscripción y los efectos del ciclo económico en ella separando los países en sub-grupos según criterios como la pertenencia a la OCDE, el nivel de ingresos, o el nivel de crédito al sector privado como porcentaje del PBI (como proxy para restricciones de liquidez). En la Tabla 5 se pueden encontrar los resultados de correr el modelo por separado para dos grupos de países según su PBI per cápita. La

muestra se dividió según la mediana del PBI per cápita (en euros constantes de 2010) para el año 2002, primer año del que se tiene información para todos los países bajo estudio.

Una de las hipótesis planteadas al inicio del trabajo fue que el nivel de ingresos juega un rol en el efecto del ciclo económico sobre la inscripción universitaria. En base a los resultados de Sakellaris & Spilimbergo (2000), se esperaba que un comportamiento contra-cíclico en países de ingresos altos y pro-cíclico en los países de menores ingresos, debido a las diferencias en la capacidad de ahorro. Sin embargo, esto no se comprueba en los resultados reportados. Observando la Tabla 5 es difícil poder afirmar que la inscripción en países de menores ingresos sigue un patrón marcadamente más pro-cíclico que en países de mayores ingresos. En particular, para el grupo 25-29, no se observan efectos significativos del ciclo económico sobre la inscripción en países con menores niveles de ingresos. Por otro lado, en el grupo de PBI per cápita alto, la inscripción de este rango etario pareciera tener un comportamiento pro-cíclico, dado que un incremento de 1% en el PBI per cápita se asocia a un incremento en la inscripción de 0,57% en el mismo período, y de 0,37% con dos períodos de rezago. Cabe mencionar que para la sub-muestra de países de menores niveles de ingreso se observan efectos contra-cíclicos de la tasa de desempleo en la inscripción para todos los rangos de edades analizados a excepción de 25-29. Un incremento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo se asocia a incrementos de 0,49%, 0,87% y 2,79% en la inscripción de los grupos 18-19, 20-24 y 30-34, respectivamente. Aunque también se observan importantes efectos pro-cíclicos del PBI per cápita en la inscripción en este grupo de países.

Otra de las hipótesis planteadas al inicio del trabajo era que también el grado de profundidad financiera afectaba a la relación entre inscripción universitaria y ciclo económico, argumentando que el sistema financiero podría proveer liquidez ante la caída de los ingresos reduciendo la pro-ciclicidad de la inscripción. Los resultados reportados en la Tabla 5 confirman parcialmente esta hipótesis. Para dividir la muestra se utilizó el dato de crédito doméstico al sector privado como porcentaje del PBI que surge de las bases de datos del Banco Mundial para el año 2010 (primer año del que se tiene registro para todos los países de la muestra) utilizando la mediana como valor de corte. La Tabla 6 muestra que los efectos del ciclo económico en la inscripción a programas de educación superior son mayores en países con menores niveles de crédito doméstico. Sin embargo, no solo se observan mayores efectos pro-cíclicos del PBI per cápita, sino también mayores efectos contra-cíclicos de la tasa de desempleo.

## **VI. Conclusiones**

---

El objetivo del trabajo fue avanzar y aportar en la comprensión del efecto del ciclo económico en la acumulación de capital humano. Para esto se aprovecharon las bases de datos de Eurostat que proveen información relevante para una gran cantidad de países y un período de tiempo suficientemente extenso. Se pusieron a prueba diferentes hipótesis que surgen de los resultados de trabajos anteriores y se alcanzaron resultados que, si bien resuelven algunas de las preguntas, dejan planteadas otras. Se comenzó



estudiando los efectos del desempleo y el PBI per cápita en la inscripción universitaria para diferentes grupos sociodemográficos, para, en una segunda instancia, analizar dichos efectos en la inscripción a distintos programas de nivel terciario. Finalmente se procedió a estudiar el comportamiento de la inscripción para diferentes sub-muestras, partiendo en dos la muestra inicial de 27 países primero según sus niveles de PBI per cápita y luego según su nivel de profundidad financiera.

En primer lugar, se encontró que la inscripción universitaria se ve afectada por el ciclo económico. Éste es el principal resultado del trabajo. El efecto, sin embargo, se observa únicamente en estudiantes de entre 20 y 24 años, donde se pueden observar tanto los efectos contra-cíclicos relacionados al costo de oportunidad como los efectos pro-cíclicos del PBI per cápita. La presencia de ambos efectos posiblemente se deba a la existencia de grupos diferenciados que se ven afectados por cada uno. También se observa que el ciclo afecta de forma diferenciada a la inscripción masculina de la femenina. En particular, la inscripción de mujeres de entre 25 y 29 años parece verse considerablemente más afectada por cambios en la tasa de desempleo que la masculina para el mismo, o cualquier otro rango de edades, lo cual puede interpretarse como una mayor sensibilidad a variaciones en los costos de oportunidad de la inversión en capital humano. Por su parte, en la inscripción femenina del grupo 30-34 sobresale el efecto contemporáneo del PBI per cápita en la inscripción, evidenciando un comportamiento marcadamente pro-cíclico que no se observa en la inscripción masculina.

En segundo lugar, se encuentran también efectos diferenciados del ciclo económico en la inscripción a distintos programas. Para ambos sexos se encuentran efectos significativos y positivos tanto del desempleo como del PBI per cápita en la inscripción a programas de ciclo corto/grado/maestría, siendo los efectos de mayor magnitud en la inscripción femenina, lo cual difiere de resultados de trabajos anteriores. Los efectos del ciclo económico parecen de menor magnitud en la inscripción a programas de doctorado.

En tercer lugar, se comprueba la hipótesis de un comportamiento diferenciado de la inscripción en países de ingresos altos respecto de países de ingresos bajos. Sin embargo, los resultados no son tan claros como se esperaban. No se puede afirmar que la inscripción en países de menores ingresos sigue un patrón marcadamente más pro-cíclico que en países de mayores ingresos. De hecho, para el rango 25-29, no se observan efectos del ciclo económico en la inscripción de países de menores ingresos, pero sí en países de mayores ingresos, donde la inscripción sigue para ese rango de edades un comportamiento pro-cíclico. Para los restantes rangos etarios, los efectos tanto pro-cíclicos como contra-cíclicos parecen mayores en países cuyo PBI es más bajo.

Por último, se comprueba sólo parcialmente la hipótesis acerca del rol de los sistemas financieros como proveedores de liquidez que permitirían un comportamiento menos pro-cíclico y más contra-cíclico de la inscripción. Si bien se observa que en países de mayor profundidad financiera la inscripción se ve menos afectada por fluctuaciones en el PBI per cápita, también puede observarse un menor efecto de la tasa de desempleo. Por tanto, no se puede afirmar que en países con mayores niveles de crédito doméstico la inscripción sea más contra-cíclica, solamente que es menos cíclica.

Si bien, como se mencionó anteriormente, el estudio en base a un panel de datos permitió aportar nueva información al debate acerca de la relación entre la acumulación de capital humano y el ciclo económico, la metodología escogida no deja de presentar limitaciones. En primer lugar, al no disponer en las bases de datos de Eurostat de series de tiempo por país relacionadas a variables como los créditos estudiantiles, costos directos de estudiar, o asistencia financiera de los gobiernos a los estudiantes, las conclusiones alcanzadas solo pueden ser parciales. Esto se debe a que dichas variables afectan directamente a la acumulación de capital humano y probablemente fluctúen a lo largo del ciclo económico. Otra importante limitación relacionada a la metodología escogida es que la utilización de datos a nivel agregado no permite analizar las restricciones presupuestarias individuales que influyen en las decisiones de inversión en capital humano.

El estudio realizado permite observar la complejidad de la relación entre el ciclo económico y la acumulación de capital humano. Sin embargo, la complejidad es tal que para lograr comprenderla serían necesarios estudios que profundicen en la caracterización de los estudiantes de los distintos países y en su toma de decisiones mediante la utilización de datos a nivel individuos. Solo comprendiendo correctamente la toma de decisiones de los estudiantes pueden implementarse políticas que favorezcan a la acumulación de capital humano, y así contribuir a una sociedad más educada, y con menores niveles de pobreza y desigualdad.

## VII. Referencias

---

Barakat, B., Holler, J., Prettnner, K., & Schuster, J. (2010). *The impact of the economic crisis on labour and education in Europe*. Vienna Institute of Demography Working Papers No. 1006. Disponible en: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:vid:wpaper:1006>

Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.

Bedard, K., & Herman, D. A. (2008). Who goes to graduate/professional school? The importance of economic fluctuations, undergraduate field, and ability. *Economics of Education Review*, 27(2), 197-210.

Bell, D., & Blanchflower, D. G. (2010). *Young people and recession: A lost generation?* Paper presented at the fifty-second panel meeting of Economic Policy, October 22-23, 2010.

Betts, J. R., & McFarland, L. L. (1995). Safe port in a storm: The impact of labor market conditions on community college enrollments. *Journal of Human Resources*, 30(4), 741-765. <https://doi.org/10.2307/146230>

Bogan, V.L., & Wu, D. (2018). Business cycles, race, and investment in graduate education. *Journal of Economics, Race and Policy*, 1, 142-175 <https://doi.org/10.1007/s41996-018-0004-x>

Cochrane, J. H. (1994). Permanent and transitory components of GNP and stock prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 241-265.

Dellas, H., & Sakellaris, P. (2003). On the cyclicity of schooling: theory and evidence. *Oxford Economic Papers*, 55(1), 148-172. <https://doi.org/10.1093/oep/55.1.148>

Drozdowicz-Bieć, M. (2011). Reasons why Poland avoided the 2007-2009 recession. *Prace I Materiały*, 86(2), 39-66.  
Disponible en: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:wsd:irgpm:v:86:y:2011:i:2:p:39-66>

Flug, K., Spilimbergo, A., & Wachtenheim, E. (1998). Investment in education: do economic volatility and credit constraints matter? *Journal of Development Economics*, 55(2), 465-481. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(98\)00045-5](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00045-5)

Foote, A., & Grosz, M. (2020). The effect of local labor market downturns on postsecondary enrollment and program choice. *Education Finance and Policy*, 15(4), 593-622. [https://doi.org/10.1162/edfp\\_a\\_00288](https://doi.org/10.1162/edfp_a_00288)

Ghita, S., Titan, E., & Boboc, C. (2013). How does the economic-financial crisis affect our education? Study on EU-28 Countries. *Ovidius University Annals, Series Economic Sciences*, 13(2), 112-117.  
Disponible en: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ovi:oviste:v:xiii:y:2013:i:2:p:112-117>

Goh, W. (2009). *Is enrollment into graduate school affected by the business cycle?* Stanford University, Department of Economics.

Kärkkäinen, K. (2010). *Summary of the June 2009 educationtoday Crisis Survey*. OECD Education Working Papers No 43. <https://doi.org/10.1787/5kmmsxbws77d-en>

OCDE (2012). How has the global economic crisis affected people with different levels of education? *Education Indicators in Focus*.  
Disponible en: <http://www.oecd.org/dataoecd/35/44/49471658.pdf>

Sakellaris, P., & Spilimbergo, A. (2000). Business cycles and investment in human capital: international evidence on higher education. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 52, 221-256. [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(00\)00024-5](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(00)00024-5)

Schafmeister, F. (2016). *The Cyclicity of Enrollment in Tertiary Education* [Tesis de maestría, Erasmus Universiteit Rotterdam].  
Disponible en: <https://thesis.eur.nl/pub/35059/Schafmeister.pdf>

Skrbinjek, V., Lesjak, D., & Šušteršič, J. (2015). Impact of economic crisis on student demand for tertiary education. In *Managing intellectual capital and innovation for sustainable and inclusive society: Proceedings of the MakeLearn and TIIM Joint International Conference* (pp. 2267–2274). 27–29 May 2015, Bari: ToKnowPress.  
Disponible en: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:tkp:mklp15:2267-2274>

Van Damme, D., & Kärkkäinen, K. (2011). *OECD Educationtoday Crisis Survey 2010*. OECD Education Working Papers No 56. <https://doi.org/10.1787/5kgj1r9zk09x-en>

Varghese, N. V. (2010). *Running to stand still: Higher education in a period of global economic crisis*. Research Papers IIEP.



## Caracterización del empleo doméstico en la Argentina<sup>†</sup>

---

Juan Cruz Llambías\*

### Resumen

---

La rotación de la pirámide poblacional y el incremento de la participación laboral femenina resultan en una creciente importancia del empleo doméstico en Argentina. Analizando la oferta y la demanda de estos servicios, este trabajo busca brindar información que permita un mejor diseño de políticas públicas en busca de mejorar la situación de quienes intervienen en este mercado. Utilizando bases del INDEC (EPH y CGI), se estudia la relación de los empleados domésticos con la informalidad, la pobreza, la inmigración y el género femenino. Se realizan estimaciones de la incidencia de la pobreza sobre los empleados domésticos junto con un análisis del vínculo entre sus remuneraciones y el salario mínimo. Luego, utilizando la base de ENES (PISAC) se caracteriza a los demandantes de estos servicios desde cuatro enfoques: Ingresos, Geografía, Educación y Género. Se observa que el estatus y la cuestión de género podrían jugar un papel importante en el lado de la demanda. Asimismo, los resultados sugieren que el salario mínimo podría estar siendo un punto de referencia al momento de pactar contratos en el mercado formal y en el informal. Finalmente, se exponen políticas públicas realizadas en otros países en busca de mejorar el bienestar de los implicados.

**Palabras clave:** demanda de empleo doméstico, oferta empleo doméstico, inmigración, empleo informal.

### Abstract

---

Aging populations and the rise in women's economic participation led to an increase in domestic employment's relevance. Analyzing not only supply but also demand of these services in Argentina, this work seeks to provide information to help the future design of public policies pursuing to improve the well-being of those involved in this market. Using INDEC databases (EPH and CGI), this paper studies the relationship of domestic employees with informality, poverty, immigration and gender. The study analyzes poverty between the first semesters of 2017 and 2019. These results are used to simulate poverty scenarios given changes in domestic employees' income. An analysis of the relation between salaries and the minimum wage is also provided. Then, using the ENES database (PISAC), demand is described by four features: Income, Geography, Education and Gender. The analysis suggests that both status and gender could play an important role in the demand for these services. Moreover, the study suggests minimum wage could be a benchmark for both formal and informal labor contracts. Finally, the study provides a brief description of different public policies aiming to improve the well-being of those involved in this market.

**Keywords:** demand of housekeeping services, supply of housekeeping services, immigration, informal jobs.

**JEL:** J21, J23, J46, J61

DOI: <https://doi.org/10.46553/ensayos.3.3.2021.p107-155>

Fecha de recepción: 14/06/2020; Fecha de aceptación: 15/12/2020

---

<sup>†</sup> Este trabajo es parte de mi tesis de licenciatura en la Universidad Católica Argentina (UCA). Agradezco especialmente a Pedro Martínez Bruera por sus sugerencias durante la elaboración de este trabajo, así como también los comentarios del editor y los dos referees anónimos.

\* Universidad Torcuato Di Tella. Email: [juancruzllambias@gmail.com](mailto:juancruzllambias@gmail.com)

## **I. Introducción**

---

El empleo doméstico es un sector de creciente importancia en la estructura económica, sobre todo en América Latina. Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT), entre 1995 y 2010 el número de trabajadores en este rubro en la región casi se duplicó, pasando de 10 a 20 millones aproximadamente (OIT, 2013)<sup>1</sup>. Las razones de esta tendencia podrían estar explicadas por la creciente necesidad de estos servicios ante el envejecimiento poblacional y la incorporación de la mujer al mercado laboral. El primer factor se ve agravado por la disminución en los hogares de estructuras multi-generacionales. Esto deja a los mayores en soledad, generando una mayor necesidad de estos servicios para realizar tareas de cuidado y limpieza. La mayor participación femenina en el mercado de trabajo afecta de una manera muy particular a este sector. Este fenómeno lleva a la necesidad de buscar alternativas para lidiar con las labores hogareñas ante una menor disponibilidad de tiempo por parte de la mujer. A su vez, es uno de los principales trabajos a los cuales las mujeres suelen recurrir en nuestra región. De hecho, la OIT estima que representa el 26,6% del trabajo remunerado femenino en América Latina (OIT, 2013).

Muchos países y en particular aquellos en donde se está invirtiendo la pirámide poblacional, comenzaron en los últimos años a destinar más recursos para investigar este mercado y realizar políticas económicas que permitan mejorar el bienestar de la población. Es decir, con el objetivo de mejorar la situación de los trabajadores del empleo doméstico y también de los que necesitan de sus servicios.

En este trabajo se busca realizar un análisis descriptivo de este mercado en la Argentina. A diferencia de gran parte de la literatura relacionada, el enfoque está puesto en estudiar tanto a oferentes como demandantes de empleo doméstico. El objetivo es otorgar herramientas a aquellos que investiguen el tema en un futuro para que se pueda comprender con mayor precisión el funcionamiento de las relaciones laborales que lo comprenden. Esto permitiría no sólo poner en agenda la necesidad de tener en cuenta a este sector y las problemáticas que enfrenta, sino que facilitaría un mejor diseño de políticas públicas dirigidas al mismo.

Al estudiar las características de la oferta de empleo doméstico, surgen los siguientes resultados. Se encuentra que se trata de un rubro con una informalidad del 72%, siendo aquel con mayor tasa de informalidad en la economía argentina. Los resultados también indican que el salario mínimo podría estar funcionando como un punto de referencia para los contratos de trabajo formales e informales. Estos trabajos son ocupados por el género femenino prácticamente en su totalidad y se caracterizan por una presencia de inmigrantes bastante mayor que la media de la economía, especialmente si se considera sólo la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, donde se alcanza una proporción del 37%. Asimismo, se constata que es uno de los sectores peor remunerados en la economía. Esto conlleva a una incidencia en la pobreza marcadamente mayor que la correspondiente a la sociedad en su conjunto. Al realizar simulaciones de incrementos

---

<sup>1</sup> La OIT indica que estos números subyacen de estadísticas oficiales de los gobiernos nacionales. Probablemente el monto real sea mayor por varias razones (OIT, 2016).

en los salarios y de transferencias directas, se encuentra que políticas que busquen mejorar el nivel de ingresos de estos trabajadores mejoran considerablemente su situación y tienen un impacto no despreciable en la tasa de pobreza a nivel nacional.

Luego, el desarrollo vinculado a la demanda está enmarcado en los siguientes aspectos: nivel de ingresos, ubicación geográfica, educación y perspectiva de género. Se encuentra que el primer enfoque probablemente sea el de mayor relevancia ya que el resto estarían fuertemente vinculados a él. La excepción a esto la constituye el enfoque de género que revela una brecha en la que los hogares donde el principal proveedor de ingresos es mujer tienden a demandar más empleo doméstico que aquellos donde es el hombre. Dicha diferencia se acrecienta en los deciles más bajos de la distribución. Por otro lado, en el estudio por regiones se encuentra que también existen otros factores no relacionados al nivel de ingreso que afectan la cantidad demandada. Se encuentra también que la autopercepción de la ubicación en la escala socioeconómica juega un papel de igual o incluso mayor importancia que el nivel de ingresos, es decir, la ubicación efectiva.

Lo que resta de este trabajo se estructura de la siguiente manera: Las secciones 2 y 3 desarrollan brevemente el marco legal en Argentina y la bibliografía relacionada, respectivamente. A continuación, se describe la metodología utilizada. Luego, la sección 5 expone los resultados de este trabajo. La misma se divide en dos subsecciones correspondientes a la oferta y la demanda de empleo doméstico. En el siguiente apartado se desarrollan las implicancias de lo encontrado en términos de políticas públicas. Finalmente, se desarrollan las conclusiones en la sección 7.

## **II. Aspectos jurídicos**

---

Previo a la sanción de la Ley 26.844<sup>2</sup> en el 2013, los trabajadores del servicio doméstico no contaban con una legislación laboral integral que proteja sus derechos. Esto se debe a que la Ley de Contrato de Trabajo los excluye explícitamente de su alcance en el artículo 2 de la misma. Por lo tanto, dichas relaciones laborales quedaban sujetas a lo establecido en el Decreto Ley 365 de 1956, el cual establecía un régimen mucho más simplificado que no otorgaba la protección y los beneficios que gozaban la mayoría de los trabajadores en nuestro país. A su vez, este excluía a una parte considerable de los empleados domésticos ya que no contemplaba a aquellos que presten sus servicios por un tiempo inferior a un mes, que trabajen menos de 4 horas por día o lo hagan por menos de cuatro días a la semana para el mismo empleador. Esto implica la exclusión de una parte de los empleados domésticos ya que el 21% trabaja para más de un empleador (EPH-4Q 2018). Esto implica que, en muchos de esos casos, pueden no llegar a cumplir el requerimiento de 4 horas diarias o al menos 4 días a la semana para un mismo empleador. Cabe aclarar que esto último también podría darse en aquellos que trabajen en un solo hogar.

---

<sup>2</sup> El Decreto 467/2014 la reglamenta.



El Régimen Especial de Contrato de Trabajo para el Personal de Casas Particulares que rige desde el 2013, hace un notable cambio en este aspecto, ya que en el Artículo 1 de la misma expresa claramente que incluye a los trabajadores del servicio doméstico “cualquiera fuere la cantidad de horas diarias o de jornadas semanales en que sean ocupados para tales labores”. Esto último es fundamental, ya que permite la no exclusión de una parte importante del trabajo brindado por este rubro.

La nueva ley, a su vez, contempla otros aspectos que ayudan a prevenir la denigración del empleo doméstico y promueven, desde las limitaciones del ámbito jurídico, la progresiva formalización de este sector, aunque sea indirectamente. Esto incluye protección del trabajo de la mujer en el embarazo, una jornada laboral menos extensa, un recargo por horas extra e indemnización por despido sin causa, entre otras cosas<sup>3</sup>. En esta línea, establece un período de prueba, cuya extensión dependerá si el personal fue contratado con o sin retiro, dentro del cual las dos partes pueden extinguir el contrato sin el derecho a recibir indemnización alguna. Esto permite reducir los costos de contratación, lo que brinda más dinamismo a la demanda de trabajo formal.

Dicha ley impone la necesidad de que la Comisión Nacional de Trabajo en Casas Particulares (CNTCP) fije un salario mínimo, entre otras funciones. El decreto 326/1956 daba al Poder Ejecutivo la obligación de fijarlo distinguiendo por zonas geográficas teniendo en consideración las distintas condiciones de vida en cada una de ellas y las modalidades de trabajo. Se sigue utilizando un criterio de ese estilo ya que el mínimo establecido para las zonas consideradas en condiciones desfavorables es mayor al resto.

Sin embargo, como afirma Birgin (2009), el acceso a la justicia no sólo debería ser tenido en cuenta desde la posibilidad de proteger derechos y resolver conflictos, sino en un sentido más amplio que incluya la igualdad de oportunidades. Es decir, no sólo es importante lo que diga la normativa para regular estas relaciones de trabajo sino otros aspectos que permitan a los ciudadanos reclamar lo que les corresponde. Dentro de ellos puede incluirse el conocimiento de la Ley y tener los medios necesarios para uno poder defender y reclamar sus derechos.

Podría ser clave la posibilidad de tener un sustento económico o la facilitación de asuntos “operativos”, como el traslado a los juzgados, por ejemplo, ya que para quienes viven en situación de pobreza, dejar de trabajar para ir al juzgado y efectuar los gastos necesarios para los traslados y trámites constituye un costo significativo. En este sentido, la ley explicada muestra un avance haciendo gratuitas las cuestiones administrativas del régimen procesal en la Capital Federal para cualquier empleado<sup>4</sup>. A su vez, el bajo nivel educativo de los empleados domésticos constituye un grave problema<sup>5</sup>, ya que la falta de conocimiento de los derechos que a uno le corresponden también juega un papel importante. Por ello, darles a conocer cuáles son y cómo

---

<sup>3</sup> También incluye la obligación de contratar un seguro de riesgos de trabajo, inexistente en la normativa previa.

<sup>4</sup> Se creó el Tribunal de Trabajo para el Personal de Casas Particulares que funciona como el órgano de resolución de conflictos en el empleo doméstico para la Ciudad de Buenos Aires.

<sup>5</sup> Según la información obtenida de la EPH (4Q-2018), un 60% no llega a finalizar el nivel secundario y sólo un 3% tiene un terciario o universitario completo.

ejercerlos es fundamental a la hora de buscar una progresiva formalización de este sector y lograr mayor equidad en la sociedad.

### **III. Revisión bibliográfica**

---

En la literatura se observa un consenso general en el alto grado de precariedad del trabajo doméstico. Uno de los determinantes de ello podría ser la necesidad de recurrir al mismo por parte de los más pobres y marginados. En esta línea, el crecimiento de la fragmentación social como producto de la segregación residencial en los aglomerados urbanos ha llevado a agudizar la vulnerabilidad socioeconómica de los sectores más desfavorecidos. El trabajo de Groisman & Suárez (2010) refleja evidencia de que la partición del espacio en las ciudades entre clases socioeconómicas provoca en los marginados una disminución en la probabilidad de acceso a un empleo de calidad y una penalidad en las retribuciones laborales<sup>6</sup>. Podría pensarse que este fenómeno se debe en parte a un rápido desarrollo no planificado de los grandes centros urbanos en nuestro país. En particular, el crecimiento descontrolado de la urbanización en el conurbano bonaerense está dado en parte por la persistencia de flujos de entrada de migrantes provenientes de la región, fundamentalmente de Bolivia y Paraguay (Maurizio, 2007). Esto podría ser una explicación de la considerable presencia de inmigrantes, sobre todo de países vecinos, en este sector.

El trabajo de Ceriani *et al.* (2009) destaca la relación entre las corrientes migratorias femeninas y el empleo doméstico en la Argentina. Se encuentra, con información del Censo del 2001, que los empleados domésticos inmigrantes en el país provienen principalmente de Perú, Chile y Paraguay. Con los datos presentados en su trabajo puede calcularse sencillamente que los extranjeros representaban un 11,6% de los trabajadores de este sector en Argentina. Cabe destacar que dicha relación sube al 45,6% restringiendo el análisis a la Ciudad de Buenos Aires. Por otro lado, los autores analizan el marco regulatorio vigente y critican la grave discriminación en cuanto a derechos laborales en relación con otros regímenes de contrato de trabajo. Esto último, según ellos, es una de las causas de la alta informalidad laboral en el rubro<sup>7</sup>.

En un estudio del sistema productivo argentino, Schteingart (2017) encuentra que el empleo doméstico es el sector de la economía con menor tasa de formalidad<sup>8</sup> y mayor incidencia en la pobreza. Respecto a lo último, su estimación correspondiente al segundo trimestre del 2016 encuentra que ante un 32,2% de personas bajo la línea de pobreza esa cifra se incrementa al 53,8% en los casos donde el jefe de hogar es empleado doméstico. Lo mismo constituye una diferencia sustancial y refleja la vulnerabilidad en que se encuentran los trabajadores de este sector.

---

<sup>6</sup> De hecho, verifican una mayor proporción de ocupados en el servicio doméstico en hogares segregados.

<sup>7</sup> Es menester aclarar que dicho trabajo fue realizado previo a la reforma del 2013 en que se creó el Régimen Especial de Contrato de Trabajo para el Personal de Casas Particulares.

<sup>8</sup> Su estimación es de un 23% para el año 2013.

Por otro lado, Bertranou & Casanova (2013) encuentran en el empleo doméstico la mayor tasa de informalidad en la economía argentina para el 2003 y 2012. Adicionalmente, documentan una disminución considerable en la misma entre ambas estimaciones y realizan un muy breve análisis de algunas de las características estructurales de este mercado. Dada la constante mención a la informalidad del sector en la bibliografía, un documento que toma gran relevancia es el presentado por la OIT en 2016 (*Formalizing domestic work*). En él se propone un esquema de acciones para la formalización del mercado de empleo doméstico teniendo en cuenta la evidencia empírica de medidas tomadas por países en varias partes del mundo. Para ello se establecen tres pasos: extender el alcance de la ley, desincentivar la informalidad e incentivar la formalidad. En particular, se destacan en el marco legal las reformas de España en 2011 y Argentina en 2013. En cuanto al esquema de incentivos que hacen a uno más propenso a aceptar un contrato formal y a no desear uno informal, sobresalen los casos de Bélgica, Francia, Irlanda y Sudáfrica. Más adelante se brindarán más detalles de estos.

Las estadísticas de la OIT para el año 2010 (OIT, 2013), reflejan que América Latina es la región donde se da la mayor participación del empleo doméstico en el total (7,6%), ubicándose Medio Oriente en segundo lugar (5,6%). En los países del sur de África, donde tal vez la pobreza no alcanza dígitos muy altos, pero si tienen niveles de desigualdad preocupantes, las cifras son mayores y en algunos casos superan el 8%. Una interesante incógnita por resolver es saber por qué en América Latina el empleo doméstico tiene un mayor peso que en el resto del mundo. Teniendo en cuenta un contexto general, las condiciones precarias de asentamiento en muchas ciudades de la región, la pobreza y las altas tasas de informalidad podrían tener una gran injerencia en ese hecho. Otro aspecto importante podría ser el aparente vínculo entre altos índices de desigualdad y una mayor presencia de este sector en la economía. Podría pensarse que el diferencial de ingresos entre los más ricos y los más pobres incrementa tanto la oferta como la demanda de estos servicios (Órdenes Carvajal, 2016).

La gran participación femenina en el sector pareciera ser un hecho en todo el mundo. La OIT (2013) estima una proporción de mujeres mayor al 80% a nivel mundial y del 93% para América Latina. A pesar de que se ha escrito poco acerca de cómo influye la perspectiva de género en la demanda de estos servicios, existen trabajos como el de Stancanelli & Stratton (2014) que tratan de explicar aspectos relacionados. En particular, ellos estudian la evolución de la demanda de empleo doméstico ante cambios en el costo y los sueldos de la mujer y el hombre en parejas heterosexuales. Encuentran que un mayor costo de oportunidad en el tiempo dedicado a trabajo no remunerado se traduce en un incremento en la probabilidad de contar con servicio doméstico. Asimismo, cambios en la valoración del tiempo de la mujer (su salario) tienen un impacto mayor. Para comprender por qué podría darse este resultado, el trabajo de Domínguez Amorós *et al.* (2018) resulta de utilidad. En él se busca comprender la distribución de horas por día destinadas al "trabajo doméstico y de cuidados" no remunerado en el hogar por parte de las dos personas principales<sup>9</sup>. El análisis se restringe a parejas compuestas por

---

<sup>9</sup> A los efectos de la sección "la demanda de empleo doméstico" consiste en el Primer Sostén del Hogar y su conyugue.

hombre y mujer en las que ambos están ocupados. Las autoras encuentran que, del total de horas diarias dedicadas a dichas labores por parte de ellas en la Argentina, la mujer realiza el 76% a pesar de que se hace cargo del 42% del trabajo remunerado perpetuado por ambos. Es decir, una inserción laboral cercana a equitativa en cantidad de horas de trabajo no conlleva a una asignación equivalente en las tareas del hogar. Dado que la mujer es la que se hace cargo de la mayor parte del trabajo no remunerado en el hogar, toma sentido que un aumento en el salario de ella sea más relevante en la probabilidad de acceder al empleo doméstico que cambios en el sueldo masculino.

Gran parte de los trabajos de investigación orientados al empleo doméstico estudian sólo algunos de los aspectos que lo caracterizan. En general, suelen enfocarse exclusivamente en lo relacionado a la informalidad, la inmigración o el marco regulatorio. Sin embargo, ciertos estudios como los realizados en Tailandia (OIT, 2010), Uruguay (Batthyany, 2012; Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2015; Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019) y Chile (Órdenes Carvajal, 2016), analizan la oferta de servicio doméstico desde varios puntos de vista.

En el caso uruguayo, se estudia la evolución de las características de este tipo de empleo como resultado de una serie de políticas públicas orientadas al sector realizadas desde el 2005. Se encuentra una proporción significativa del servicio doméstico sobre el empleo total y el femenino, siendo las mismas del 5,8% y 12,8% para el 2018 (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019). Por otro lado, el trabajo es femenino casi en su totalidad y las labores de cuidado componen una porción minoritaria de estos trabajadores (30%)<sup>10</sup>. De gran importancia, se estima una incidencia de la pobreza notablemente mayor para los hogares compuestos por empleadas domésticas (Batthyany, 2012; Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019). A pesar de que, con incrementos en el salario mínimo a estas prestaciones por encima del régimen general, el salario por hora de las empleadas domésticas tuvo un aumento en términos reales muy superior al resto, no se verifica una reducción en la pobreza considerablemente mayor a la media<sup>11</sup>. Sin embargo, producto de las políticas realizadas se evidencia una reducción en la informalidad y un aumento en las prestaciones jubilatorias notablemente mayores que el promedio de la economía (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2015; Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019). De hecho, el empleo doméstico deja de ser el más informal, ocupando este lugar la construcción. Del lado de la demanda, los hogares que acceden a estos servicios son alrededor del 9% del total y la modalidad con retiro alcanza el 97% de los casos.

Órdenes Carvajal (2016) encuentra que el empleo doméstico como proporción del empleo femenino total ha ido cayendo este siglo en Chile. Sin embargo, la cantidad de puestos de trabajo generados se mantuvo estable, con una leve caída en la informalidad. Asimismo, encuentra que el 97% de los trabajadores son de sexo femenino y que la modalidad con retiro fue creciendo en importancia desde 1990, alcanzando el 94% de los casos en el 2013. Por otro lado, evidencia una marcada disminución en la jornada

---

<sup>10</sup> A pesar de ello, se evidencia un crecimiento significativo de su participación en los últimos años.

<sup>11</sup> Tanto en el caso uruguayo como el chileno, aunque los empleados domésticos siguen siendo uno de los sectores peor remunerados, su posición respecto a la media de la economía ha mejorado.

laboral promedio de las empleadas domésticas en las últimas décadas. La autora obtiene que la proporción de trabajadoras dedicadas al empleo doméstico es mayor en los deciles más bajos de la distribución y que el porcentaje de ellas que es jefa de hogar ha experimentado un sostenido crecimiento desde 1996 alcanzando el 44% en 2013. En consonancia con lo anterior, la incidencia de la pobreza en las empleadas domésticas es mayor que para el resto de las ocupaciones y esta brecha se incrementa al utilizar una metodología de pobreza multidimensional. Por último, el empleado doméstico promedio pasa un 48,5% de los meses de su vida laboral activa en ese rubro, un 20% dedicado al trabajo asalariado en otras labores, un 11% en el desempleo y un 22% a actividades fuera del mercado de trabajo.

Aunque estudian el tema desde una perspectiva diferente, los trabajos nombrados coinciden en la alta presencia femenina en el sector y el bajo nivel educativo de sus trabajadores. A su vez, destacan el aumento de la participación laboral femenina como causante de un progresivo incremento en la demanda de estos servicios. A pesar de su amplio tratamiento, difieren marcadamente con este escrito en la metodología utilizada y el enfoque brindado.

El presente trabajo se diferencia de la literatura existente por su enfoque integral. Se busca una descripción completa de este mercado, por lo que no se estudia en profundidad un solo aspecto de este. A su vez, las investigaciones relacionadas a esta temática suelen dedicar sus esfuerzos exclusivamente a estudiar la oferta de empleo doméstico. A diferencia de ello, aquí se brinda un estudio que también abarca los determinantes de la demanda.

#### **IV. Metodología**

---

La definición de empleo doméstico que se usará para este trabajo es la que nos brinda la Ley 26.844 (Régimen Especial de Contrato de Trabajo para el Personal de Casas Particulares). En su segundo artículo define lo siguiente: "Se considerará trabajo en casas particulares a toda prestación de servicios o ejecución de tareas de limpieza, de mantenimiento u otras actividades típicas del hogar. Se entenderá como tales también a la asistencia personal y acompañamiento prestados a los miembros de la familia o a quienes convivan en el mismo domicilio con el empleador, así como el cuidado no terapéutico de personas enfermas o con discapacidad." Por lo tanto, en este trabajo, se entiende como empleo doméstico a aquel referido a labores no calificadas de limpieza y cuidado en casas particulares.

##### **IV.1 Oferta de empleo doméstico**

Para esta sección se recurre a la Cuenta de Generación de Ingreso e Insumo de Mano de Obra (CGI) y la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), ambas del INDEC.

Los resultados de la EPH son publicados trimestralmente. Para la misma se encuestan a 25 mil hogares distribuidos en 31 aglomerados urbanos alrededor del país. En cada caso, se hace una encuesta del hogar y una individual a cada una de las personas que forman

parte de este. La misma provee información sobre una gran variedad de características de los encuestados. Entre ellas se encuentran aspectos habitacionales, laborales, económicos, migratorios, educativos y sobre la estructura familiar. Aprovechando esto, en este trabajo, se busca entender la relación de la oferta de empleo doméstico con la pobreza, la educación, el género y la inmigración en nuestro país.

La CGI se publica trimestralmente desde el 2016, con información obtenida de las siguientes fuentes: Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010 y sus proyecciones poblacionales, Censo Nacional Económico 2004, EPH, ENGH 2004-2005, Encuesta Nacional a Grandes Empresas (ENGE), Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) y otros registros de la administración pública. Esta base de datos brinda información sobre la estructura productiva Argentina. Para distintos sectores, permite obtener el valor agregado bruto y la cantidad de asalariados registrados y no registrados, entre otras cosas. En la misma, al hablar de empleo doméstico, se hace referencia a empleadas domésticas, cocineros, mayordomos, jardineros, choferes, niñeras y cuidado de ancianos en casas particulares. Ante la falta de fuentes de información más precisas, se considera que el grueso de este grupo de labores está compuesto por el sector objetivo y que, en cuanto a la producción e informalidad, el resto se comportan de manera similar al mismo. Por estas razones la información que otorgue esta variable *proxy* puede ser de utilidad.

Con dicha información se busca obtener características de la oferta de empleo doméstico relacionadas al nivel de ingresos y la informalidad. Para este análisis se elaboraron los índices explicados a continuación.

## IV.2 Índices

Para la descripción de la oferta en este mercado, se elabora un índice de productividad por sector y otro de la posición en el nivel de ingresos con la información provista por la CGI. Siguiendo la metodología utilizada por Schteingart (2017), se toma como medida de productividad al valor agregado bruto por puesto de trabajo. Luego, el nivel de ingreso tomado como referencia es la media de la remuneración total a los asalariados de cada sector. La fórmula utilizada para ambos índices es la misma.

Siendo:

*Productividad<sub>i</sub>*: La productividad del sector *i*.

*Productividad<sub>m</sub>*: La productividad media de la economía.

*Productividad<sub>max</sub>*: La productividad de aquel sector de máxima productividad.

*Productividad<sub>min</sub>*: La productividad de aquel sector con menor productividad.

Si  $Productividad_i > Productividad_m$ : Índice de productividad<sub>i</sub>

$$= 50 + 50 * \left( \frac{productividad_i - productividad_m}{productividad_{max} - productividad_m} \right)$$

Si  $Productividad_i < Productividad_m$ : Índice de

$$productividad_i = 50 + 50 * \left( \frac{productividad_i - productividad_m}{productividad_m - productividad_{min}} \right)$$

Se divide a la muestra en dos partes. Los valores menores a 50 por un lado y los mayores por el otro. En cada tramo, el indicador refleja la posición relativa de un sector respecto a la media nacional y el rubro de mayor/menor productividad (mayor si supera al promedio y menor en caso contrario). Las productividades mínima, media y máxima obtienen los valores 0, 50 y 100 respectivamente. Es decir, un valor de 25 no indica que la rama analizada tenga la mitad de la productividad media nacional, sino que se encuentra en el medio entre la misma y la correspondiente al sector menos productivo. Para mayor claridad se trata el siguiente ejemplo. Si la productividad del sector menos productivo fuera 10, la de "comercio" 15, la media nacional 20, la de "pesca" 22,5 y la máxima fuera 25 para "enseñanza", el valor del índice sería respectivamente 0, 25, 50, 75 y 100. Entonces, el mismo refleja qué posición ocupa un sector entre la media y el extremo más cercano.

El índice de posición en el nivel de ingreso fue calculado de la misma manera (con ingreso en lugar de productividad). Para una mejor comprensión de los gráficos, los sectores "Comercio", "Servicios sociales y de salud" y "Otras actividades de servicios comunitarios, sociales y pensionales" fueron omitidos.

Para estudiar la informalidad se utiliza un indicador elaborado de la siguiente manera. Siendo AR y ANR los asalariados registrados y no registrados:

$$Tasa\ de\ informalidad\ (Ti) = \frac{ANR}{ANR + AR}$$

$$Tasa\ de\ formalidad = 1 - Ti$$

A su vez, se complementa el estudio de la informalidad con la EPH en la determinación del salario por hora promedio. Se calcula dividiendo el ingreso de la ocupación principal por la cantidad de horas dedicadas a la misma. Luego, se estima su valor para el mercado formal e informal controlando por quienes cuentan con descuento jubilatorio. Esto es de suma utilidad para la comparación entre el salario de mercado y el sueldo mínimo establecido legalmente.

Por último, la pobreza por ingresos fue estimada utilizando la metodología del INDEC, recurriendo a las mediciones de la Canasta Básica Total y la EPH. Para ello se trabaja con semestres móviles de la siguiente manera:

- Semestre móvil 1 del año yyyy (SM1 – yyyy): primer y segundo trimestre.
- Semestre móvil 2 del año yyyy (SM2 – yyyy): segundo y tercer trimestre.
- Semestre móvil 3 del año yyyy (SM3 – yyyy): tercer y cuarto trimestre.
- Semestre móvil 4 del año yyyy (SM4 – yyyy): cuarto trimestre y el primero del año siguiente.

Se utiliza este enfoque para hacer un seguimiento de la evolución de la tasa de pobreza, tratando de evitar la estacionalidad producida por aquellos trimestres donde se registra el aguinaldo recibido por los hogares. Cabe notar que los semestres móviles 1 y 3 corresponden las mediciones del primer y segundo semestre que realiza el INDEC.

Para estimar la pobreza se trabaja arbitrariamente con la EPH a partir del 2017. El análisis podría extenderse hasta el segundo semestre móvil del 2016 eventualmente. Estos resultados no son comparables con los que se obtendrían de analizar períodos anteriores debido a los cambios metodológicos ocurridos en el 2016. De todas formas, el INDEC recomienda mirar con ciertas reservas las encuestas elaboradas entre el 2007 y 2015<sup>12</sup>.

### **IV.3 Demanda de empleo doméstico**

Para esta parte del trabajo se obtiene información a partir de la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES). La misma fue llevada a cabo por el Programa de Investigación sobre la Sociedad Argentina Contemporánea (PISAC) en un período entre el segundo semestre del 2014 y el primero del 2015. La ENES relevó un total de 8.625 hogares y 27.609 personas a lo largo del territorio urbano nacional. Su diseño permite obtener resultados regionales y acerca de algunos aglomerados importantes. Esta encuesta provee información precisa acerca de la estructura socioeconómica de los hogares. Si bien muchos de los datos son similares a los que otorga la EPH, se diferencia de ella en la especificidad. Por ejemplo, posibilita conocer en mayor profundidad características del hogar como la distribución de tareas hogareñas, el manejo de una computadora por parte de sus miembros o la autopercepción en la escala socioeconómica. A partir de ella se busca contribuir al análisis de este lado del mercado en las temáticas de género, ingresos, educación y ubicación geográfica.

Es importante explicar que la información que brinda esta base de datos no es tan precisa como uno quisiera para este análisis. En cuanto al personal correspondiente a tareas de limpieza y cuidado en el hogar, la encuesta no permite disgregar las labores calificadas de aquellas que no lo son. Por ello, es probable que se esté incluyendo información de personas que no cumplen con nuestra definición, en particular en cuanto al “servicio de cuidado de adulto mayor/discapacitado/persona enferma”. A pesar de ello se considera que son una minoría en la información relevada por lo que el comportamiento de esas variables podría servir para explicar las características de los hogares demandantes de empleo doméstico.

---

<sup>12</sup> “No se incluyen datos de trimestres anteriores dado que, conforme a la emergencia estadística, el INDEC ha dispuesto que las series publicadas con posterioridad al primer trimestre de 2007 y hasta el cuarto trimestre de 2015, deben ser consideradas con reservas.” (INDEC, 2016, p. 1)



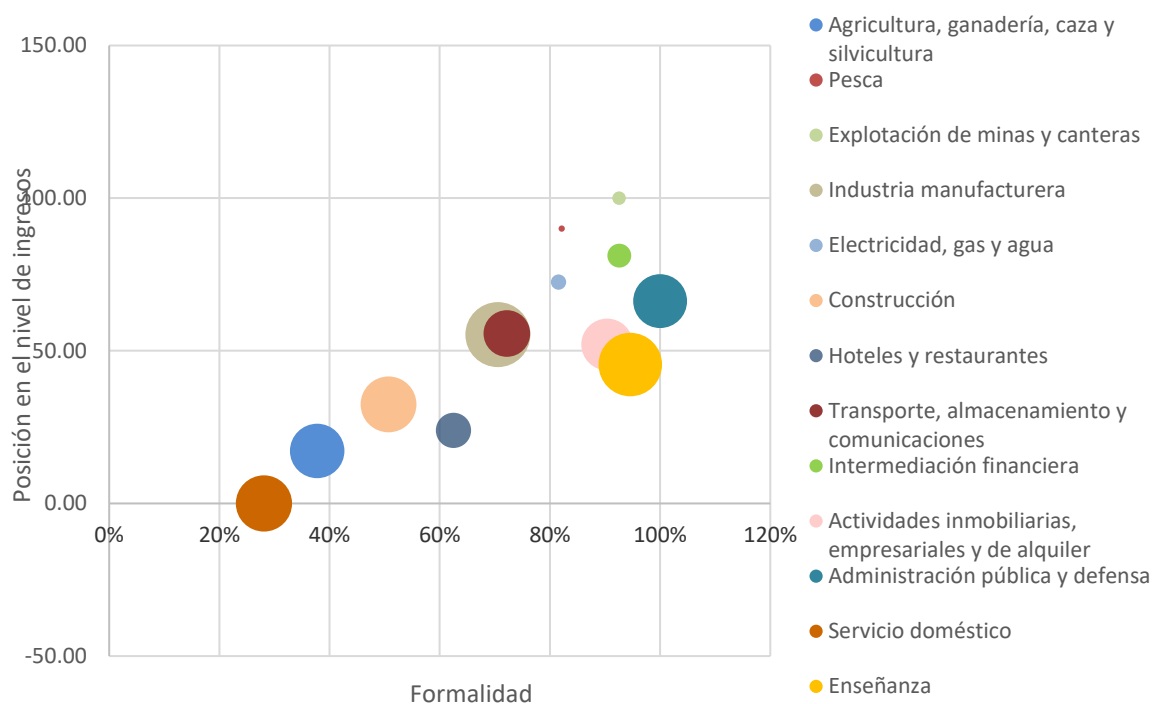
## V. Resultados

### V.1 Oferta de empleo doméstico

#### V.1.1 Informalidad

La Figura 1 consiste en burbujas de distintos sectores productivos de la economía argentina. En el eje de ordenadas se mide la posición del nivel de ingreso medio de un sector con relación al resto. De esta manera, un valor del índice de posición en el nivel de ingreso de "0" o "100" indica que es el rubro de menor o de mayor nivel de ingreso medio, respectivamente. Un valor de "50" indica que la rama tiene el mismo ingreso medio que la media nacional. En el eje de abscisas se toman valores del índice de formalidad elaborado y el tamaño de las burbujas refleja la cantidad de puestos de trabajo que genera cada sector.

**Figura 1:** Informalidad y posición en el nivel de ingreso por sector.



*Fuente:* elaboración propia en base a Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra del INDEC.

Al observar la Figura 1 se encuentra una vinculación entre nivel de ingreso y formalidad. Se puede ver que sectores de alta formalidad (explotación de minas y canteras, por ejemplo) son aquellos de mayor nivel de ingreso. También aquellos que tienen un ingreso apenas debajo de la media de la economía (construcción) tienen un nivel de

formalidad similar a la media nacional. Esto puede significar que, al aumentar el nivel de ingreso, los costos de formalizarse relativos a este disminuyen, mientras que los relacionados a mantenerse en la informalidad aumentan.

La burbuja inferior es el sector del servicio doméstico, lo que muestra que es el peor remunerado de toda la economía y aquel con la mayor informalidad. Mientras tanto, el tamaño de esta hace referencia a la cantidad de puestos de trabajo que produce. Por ello, al emplear una significativa cantidad de personas (1,7 millones de puestos de trabajo al último trimestre del 2018) y por las vulnerabilidades a las que están expuestas<sup>13</sup>, se trata de una rama de la economía que debería ser tenida en cuenta en la realización de políticas económicas que busquen mejorar el bienestar de la sociedad.

En particular, la estimación realizada arroja una informalidad de aproximadamente un 71% en el sector. Utilizando la EPH para el mismo período (4Q 2018), encontramos que el 74,42% de los trabajadores del empleo doméstico no acceden a una obra social por su trabajo y el 75,63% no cuentan con descuento jubilatorio. Siendo que estos dos aspectos son aquellos que se suelen utilizar para estimar la formalidad de un sector, estos resultados se encuentran en línea con lo estimado por la variable proxy utilizada en este trabajo. A su vez, están levemente debajo de lo obtenido para el 2013 por Schteingart (2017) en Argentina y la OIT (2016) en toda América Latina<sup>14</sup>.

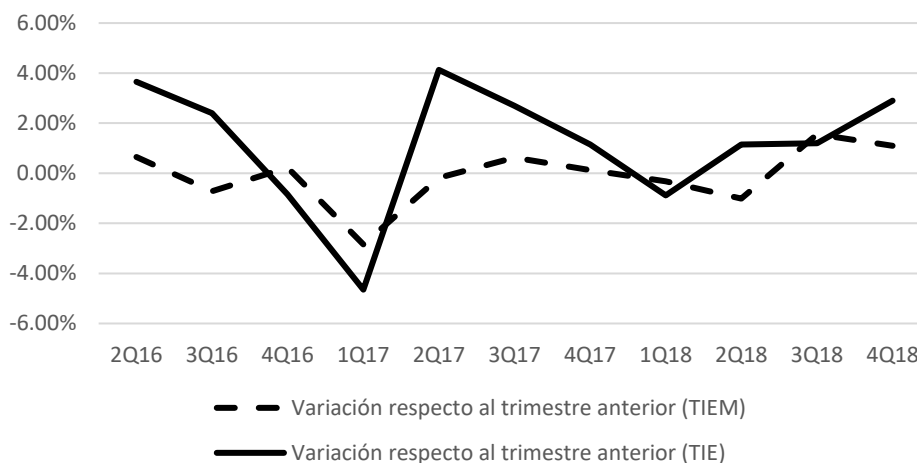
En la Figura 2, se puede ver que la variación de la tasa de informalidad en el sector sigue la misma tendencia que la media nacional, sin embargo, es notoria la mayor volatilidad de la última. Como ya se evidenció en la Figura 1, el sector de empleo doméstico es el más informal de la economía. Por lo tanto, podría suceder que existan factores característicos de este rubro que afecten su informalidad y no se vean modificados considerablemente ante el crecimiento económico. Más aún, existen sectores que son altamente informales por razones específicas de los mismos, donde políticas sectoriales serían más efectivas que enfoques generales aplicados a toda la estructura productiva. En particular, el empleo doméstico se distingue dentro del mundo informal por ser llevado a cabo en un ambiente privado, por no estar contenido dentro de los marcos regulatorios convencionales en muchos países y porque es fácil de esconder dadas ciertas costumbres sociales y un contexto altamente personalizado (OIT, 2015). Luego, para lograr cambios significativos en la formalidad del rubro, son necesarias reformas que tengan en cuenta estos aspectos inherentes al empleo doméstico, más allá de los efectos del crecimiento económico.

---

<sup>13</sup> Las que se desarrollan en este trabajo.

<sup>14</sup> El primero encuentra una tasa de formalidad del 23% para el empleo doméstico en Argentina. La OIT estima una informalidad del 77,5% para el sector en América Latina.

**Figura 2:** Variación porcentual de la tasa de informalidad del empleo doméstico vs economía en su conjunto - variación respecto al trimestre anterior.



*Nota:* TIED: Tasa de informalidad del empleo doméstico. TIE: Tasa de informalidad de la economía. *Fuente:* Elaboración propia en base a Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra del INDEC.

Por otro lado, en la Figura 3 se ve que la variación en la cantidad de puestos de trabajo en el sector analizado se explica principalmente por el cambio en los puestos de trabajo no registrados de dicho sector, es decir, en los empleados domésticos informales.

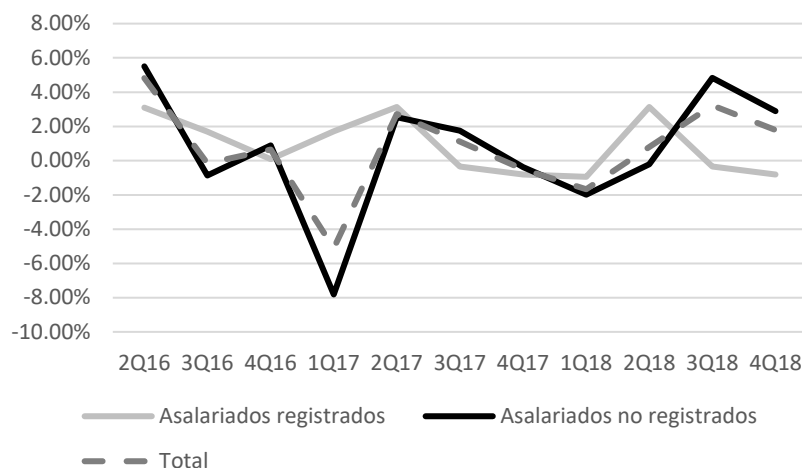
En este gráfico puede verse que la cantidad de puestos de trabajo registrados tiene una volatilidad marcadamente menor a lo largo del tiempo en relación con los informales. Por supuesto esto refleja una vulnerabilidad mayor para los últimos, quienes gozan de una baja estabilidad laboral. Asimismo, las variaciones en los puestos de trabajo totales se explican casi en su totalidad por cambios en la cantidad de trabajadores no registrados<sup>15</sup>.

Esto podría ocurrir por diversas razones. Primero, como refleja con claridad la Figura 4, este sector de la economía está principalmente "en negro", por lo que cambios en la parte no registrada, pesarán más en la variación total que cambios en la registrada. Además, en los pocos casos que el asalariado está registrado, los empleadores suelen tener más capacidad para sobrellevar los ciclos de la economía, pudiendo sostener la relación laboral. Más aún, los empleados suelen ser registrados una vez que el trabajo deja de ser temporal y pasa a ser permanente a los ojos del empleador, lo cual asegura una cierta estabilidad. También sabemos que, al tener un trabajador en situación de informalidad, los costos de despido y contratación son mucho menores. Por último, el gasto de los hogares en servicio doméstico representa el 9,8% de los ingresos totales

<sup>15</sup> El gráfico 1 del apéndice podría ayudar a una mejor comprensión de este argumento.

según la ENGHO 2004-2005 (Bertranou & Casanova, 2013). Por lo tanto, se ve que constituye una porción considerable del presupuesto familiar, por lo que tendría sentido que se ajuste por ese lado ante dificultades económicas, sobre todo en casos de informalidad.

**Figura 3:** Variación trimestral en la cantidad de puestos de trabajo (en porcentaje)



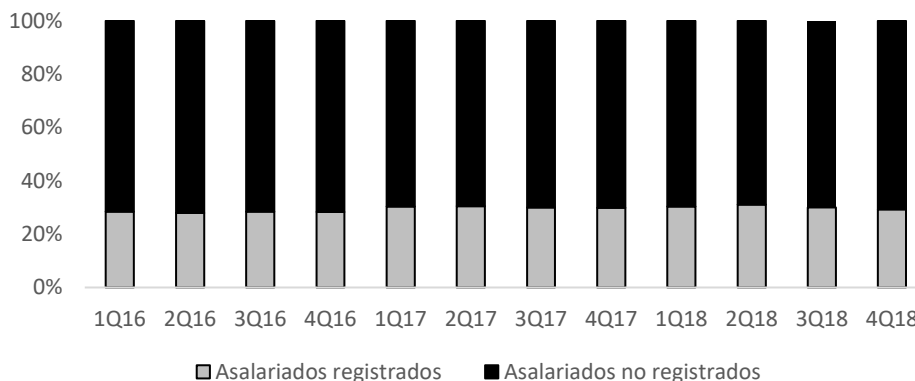
*Fuente:* elaboración propia en base a Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra del INDEC.

La Comisión Nacional de Trabajo en Casas Particulares (CNTCP) es la encargada de fijar un salario mínimo para las labores comprendidas en el Régimen Especial de Contrato de Trabajo para el Personal de Casas Particulares. A partir de ello, es interesante estudiar cuál podría ser el impacto de esta medida en el rubro. En un mercado competitivo clásico, esto podría incentivar la informalidad del sector, ya que fijar salarios mínimos por encima del equilibrio de mercado podría generar dicho flagelo. Por supuesto, este caso no se daría si dicho salario mínimo ( $w_m$ ) estuviera por debajo del equilibrio de mercado ( $w^*$ ), caso en el cual, sería inútil poner un piso a estas prestaciones porque las contrataciones se efectuarían al salario de equilibrio. Entonces, imponer un salario mínimo por arriba del  $w^*$ , podría generar un exceso de oferta de empleados domésticos dispuestos a trabajar a ese nivel de  $w_m$ . Muchos aceptarían trabajar a un menor  $w$ , lo cual sería imposible en el marco legal dado, por lo que llevaría, posiblemente, a la creación de un mercado informal.

Por otro lado, estudios como el realizado por Groisman (2012) en Argentina demuestran que la imposición de un sueldo mínimo y sus consecuentes aumentos no generan migraciones del mercado laboral formal hacia el informal ni tampoco disminuyen la demanda de empleo total. Adicionalmente, Dinkelman & Ranchhod (2010), analizando los efectos de la instauración de un piso al salario del empleo doméstico en Sudáfrica, no encontraron evidencia de una disminución en el empleo. Más aún, sus resultados sugieren que el sueldo por hora incrementó considerablemente producto de esta medida

y que hubo un impacto positivo en la formalización del sector<sup>16</sup>. A pesar de ello, Velásquez Pinto (2017) concluye que los enfoques teóricos para analizar los efectos en el empleo de un aumento en el salario mínimo son diferentes y predicen efectos contrarios, por lo que la experiencia analizada en países desarrollados y en desarrollo indica que no puede anticiparse el impacto en el empleo de dicha medida.

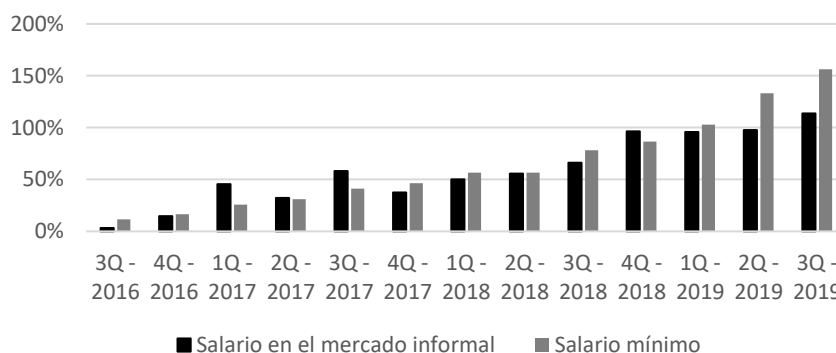
**Figura 4:** Informalidad en el empleo doméstico (en porcentaje)



*Fuente:* elaboración propia en base a la Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra del INDEC.

Un enfoque interesante es el adoptado por Khamis (2008). Ella encontró que la creación de un salario mínimo e incrementos en el mismo en Argentina produjeron un efecto positivo en las remuneraciones, con un mayor impacto en el mercado informal. En particular, concluye que el salario mínimo sirve de referencia para los contratos laborales en el mercado informal<sup>17</sup>.

**Figura 5:** Variación acumulada del salario por hora (promedio trimestral) respecto del segundo trimestre de 2016.



*Fuente:* elaboración propia a partir de la EPH del INDEC y la Comisión Nacional de Trabajo en Casas Particulares.

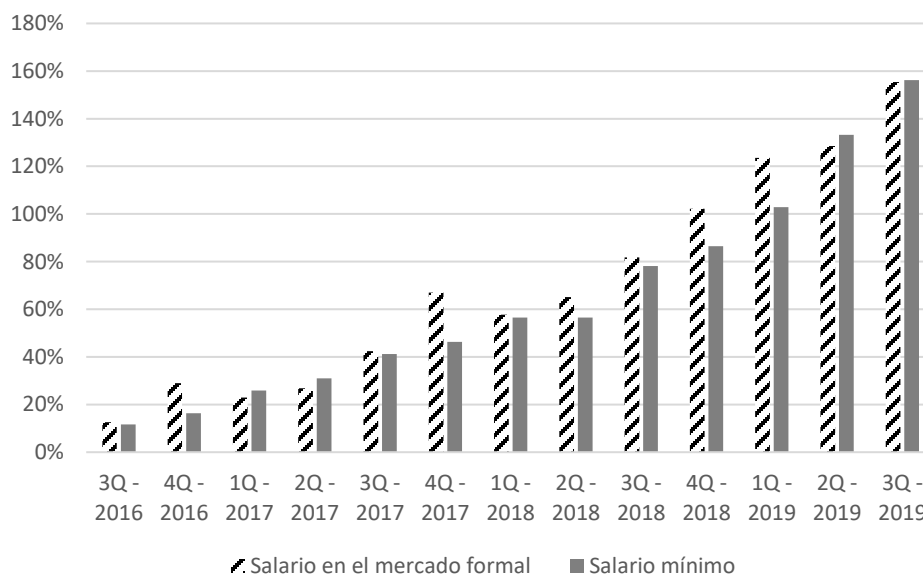
<sup>16</sup> Este progreso hacia la formalización se dio a pesar de no contar con medidas que aseguren el cumplimiento de la ley.

<sup>17</sup> Este "efecto faro" también pareciera verificarse en Brasil entre los años 1995 y 2011 (OIT, 2013).

Con la excepción del 2019 donde una fuerte recesión podría haber provocado un crecimiento menor de las remuneraciones en el mercado informal, estas parecen haber tenido como referencia los cambios en el salario mínimo establecido por la CNTCP.

Sin embargo, contrario a lo que predijo Khamis, esta vez fue el mercado formal el que siguió con mejor precisión los cambios en el salario mínimo, alcanzando una variación acumulada del salario por hora hasta el tercer trimestre del 2019 prácticamente igual.

**Figura 6:** Variación acumulada del salario por hora (promedio trimestral) respecto del segundo trimestre de 2016.



*Fuente:* elaboración propia a partir de la EPH del INDEC y la Comisión Nacional de Trabajo en Casas Particulares.

Esto podría estar indicando una relación muy cercana entre el sueldo mínimo fijado por la CNTCP y aquel determinado en el ámbito formal. Luego, el vínculo con el salario del mercado informal es más lejano, siendo incierto si en él impacta de manera directa una suba del sueldo mínimo o indirectamente vía un aumento del salario formal<sup>18</sup>. Lo cierto es que directa o indirectamente pareciera ser que los cambios en el sueldo mínimo afectan de manera positiva los ingresos de las empleadas domésticas sin importar el tipo de relación laboral.

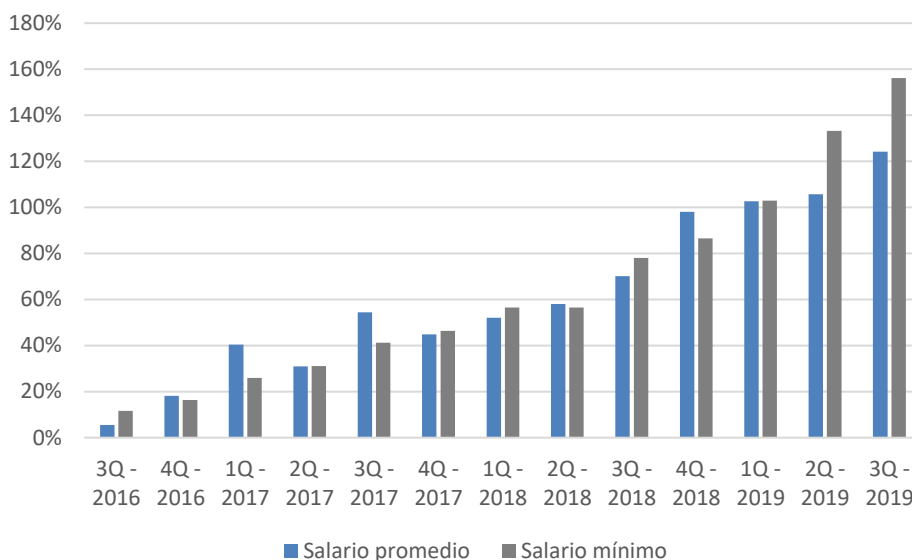
En línea con las conclusiones de la autora, el sueldo por hora promedio total suele encontrarse levemente por encima del mínimo<sup>19</sup>, lo que indica que, más allá de sus cambios, su valor nominal sirve como referencia a la hora de pactar contratos laborales.

<sup>18</sup> Esto último podría ser poco creíble dado el pequeño tamaño de dicho mercado.

<sup>19</sup> Entre el 3% y 6% en casi la mitad de los trimestres analizados, con un promedio de 4%. Sólo estando por debajo en 3 ocasiones siendo dos de ellas los últimos 2 trimestres tenidos en cuenta. En ellos se encontraron diferencias de alrededor al 9%.

Cabe tener en cuenta que se analizó un período de casi 4 años donde la economía argentina estuvo mayormente en recesión. Esto, como ya se explicó, suele tener un mayor efecto contrayendo la demanda en el mercado informal, lo que contribuye a una baja en los salarios determinados en él. Este podría ser un factor crucial que lleve a resultados diferentes a los explicados por la autora.

**Figura 7:** Salario mínimo en el empleo doméstico y sus implicancias sobre el salario efectivo



*Fuente:* Elaboración propia a partir de la EPH del INDEC y la Comisión Nacional de Trabajo en Casas Particulares.

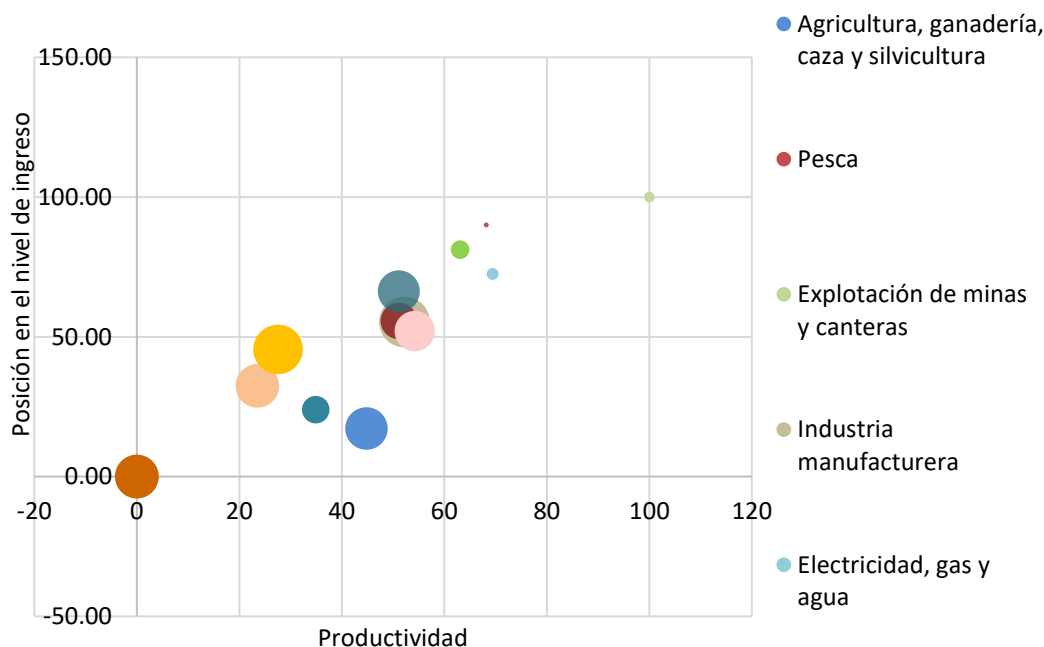
Los datos parecen respaldar este argumento al verse que el salario informal pareciera ser más elástico a la situación macroeconómica del país. En la serie analizada, en períodos de crecimiento económico ha crecido en niveles superiores a los del salario mínimo e incluso aquel fijado en el mercado formal. Por el contrario, en momentos recesivos en general ha seguido por debajo del crecimiento del salario fijado por la CNTCP, destacándose una diferencia significativa en el 2019. Sin embargo, para establecer un vínculo más estrecho entre el crecimiento económico y la evolución del salario en el mercado informal sería prudente utilizar series de mayor longitud.

### V.1.2 Pobreza e ingresos

La Figura 8 podría indicar que existe una cierta correlación entre el índice de productividad y la posición en el nivel de ingresos, lo cual se plasma en que la mayoría de los sectores se ubica próximo a la diagonal imaginaria "suroeste-noreste" (Schteingart, 2017). En primer lugar, "Servicio doméstico" aparece en el origen como un sector de muy baja productividad y de muy bajos ingresos relativos. Nuevamente, el

amplio tamaño de la burbuja implica una elevada contribución al empleo nacional (alrededor de 1,7 millones de puestos de trabajo, poco menos del 10% del total, según datos de Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra). Las predicciones del modelo clásico de demanda de empleo determinan un vínculo entre la productividad y el nivel de ingreso. En particular, un aumento en la productividad incrementa la demanda de empleo lo que lleva (dependiendo de las elasticidades de la oferta y la demanda) a un aumento del salario y/o de la cantidad de empleo en equilibrio. Asumiendo que la oferta de empleo no es perfectamente elástica, un shock como el explicado llevaría siempre a un aumento en el salario en un mercado competitivo. En el largo plazo con una oferta inelástica la relación sería de uno a uno. Es decir, un aumento de un 1% en la productividad produciría un aumento de igual magnitud en el salario. Si bien la evidencia empírica muestra una relación positiva entre un aumento en la productividad y un aumento en las remuneraciones a los trabajadores, existen en la realidad factores que producen desviaciones a la norma de largo plazo. Entre ellos se encuentran la presencia de monopsonios, asimetrías de información, heterogeneidad de los trabajadores y políticas económicas “inclusivas” en busca de aumentar los salarios (Van Biesebeck, 2015). Dicho esto, siendo el sector de empleo doméstico el de menor productividad en la economía, podría ser esperable que se trate de uno con bajos niveles de ingreso en relación con el resto.

**Figura 8:** Productividad y posición en el nivel de ingreso por sector

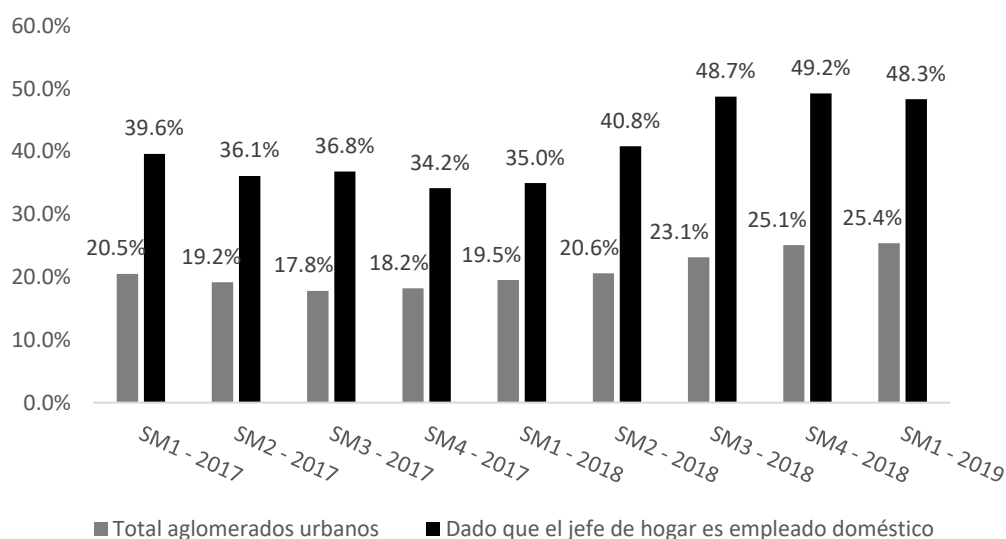


*Fuente:* elaboración propia en base a Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra del INDEC.



Los resultados reflejados en las Figuras 9 y 10 muestran una incidencia en la pobreza notablemente mayor en los hogares donde el jefe es empleado doméstico<sup>20</sup>. Esto se encuentra en consonancia con lo explicado anteriormente acerca del vínculo entre productividad y el nivel de ingreso, ya que un nivel de pobreza por ingresos más alto que la media implica necesariamente una menor capacidad de proveer dinero al hogar por parte de sus miembros. A su vez, se ve lo que pareciera indicar que la tasa en ese grupo de la población suele reaccionar más que la correspondiente al total de aglomerados urbanos (es más volátil). Dicho comportamiento se ve tanto para caídas como aumentos en el indicador. Esto también se evidencia en la Figura 11 que analiza la pobreza medida en personas en lugar de hogares.

**Figura 9:** Incidencia de la pobreza en hogares si el jefe de hogar es empleado doméstico



Fuente: elaboración propia en base a la EPH y mediciones de la Canasta Básica Total del INDEC.

Un factor que podría contribuir a ello es la ya nombrada necesidad de recurrir al empleo doméstico por parte de los más vulnerables. Esto podría provocar que, ante una situación de aumento de la pobreza y/o del desempleo, muchos trabajadores de baja calificación (sobre todo las mujeres) se vean obligados a buscar trabajo en este mercado ante la dificultad de conseguir algo mejor para ellos y sus familias<sup>21</sup>. Con lo cual, al aumentar la

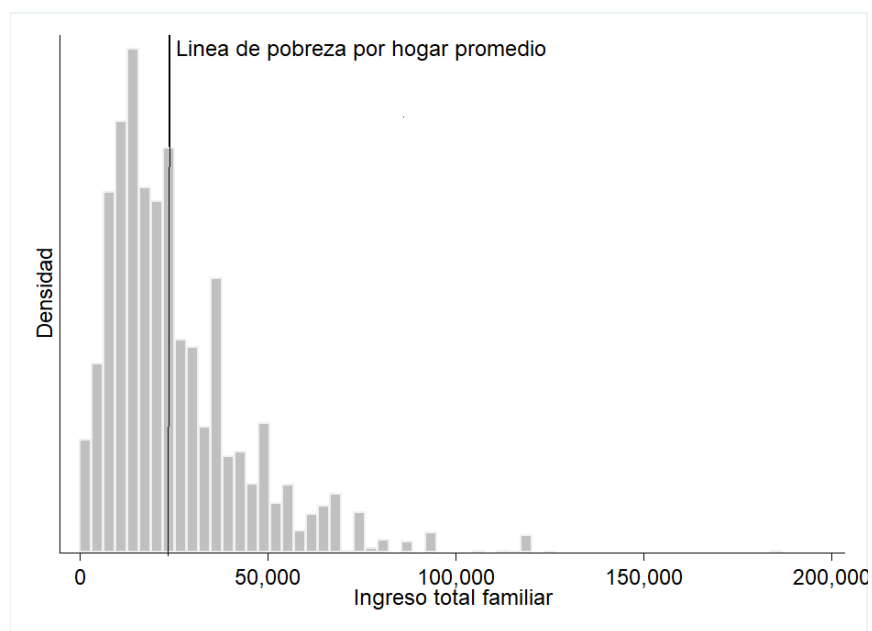
<sup>20</sup> Estudios en Uruguay y Chile también encuentran una incidencia en la pobreza considerablemente superior para los hogares integrados por empleados domésticos (Batthyany, 2012; Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019; Órdenes Carvajal, 2016).

<sup>21</sup> Blundell *et al.* (2016) encuentran que uno de los canales de ajuste más importantes ante una situación de caída en los ingresos que provee el hombre es el aumento de la participación laboral de su esposa. A su vez, el trabajo de Berniell *et al.* (2019) describe cómo las madres que participan del mercado de trabajo suelen hacerlo en labores que les brinden cierta flexibilidad horaria para poder atender las necesidades de su propio

población en estado de vulnerabilidad que se dedica a esta labor se presiona aún más a la suba en la pobreza para los empleados domésticos. Un fenómeno similar podría suceder en caso contrario. Aquellos que utilizan este tipo de trabajos como resguardo, al mejorar la situación económica en el país suelen ir a buscar otras opciones que mejoren su bienestar. Esto “libera” mercado para los que no tienen esa posibilidad mejorando su situación y ayudando así a una disminución mayor en la tasa de pobreza.

Por otro lado, otra razón que podría explicar este fenómeno es que gran parte de los trabajadores del empleo doméstico<sup>22</sup> y sus familias tengan un nivel de ingreso próximo a la línea de pobreza. Esto provocaría que modificaciones en la misma tengan un impacto mucho mayor para ellos en comparación con otros sectores de la economía. De hecho, el siguiente histograma pareciera indicar esto mismo. En él puede verse la línea negra que representa el promedio de la línea de pobreza para los hogares donde el jefe es empleado doméstico para el primer semestre del 2019. El gráfico parece indicar que la mayoría de los empleados domésticos que son jefes de hogar tienen un nivel de ingreso familiar cercano a dicha cifra. Es decir, modificaciones en la línea de pobreza impactan dejando a muchos de esos hogares debajo o por encima de ella. En consecuencia, podría justificarse una volatilidad mayor en la tasa de pobreza correspondiente a estos hogares en comparación con la que le corresponde a toda la sociedad.

**Figura 10:** Gráfico de densidad de hogares donde el jefe es empleado doméstico por ingreso total familiar. Correspondiente al primer semestre del 2019



*Fuente:* elaboración propia en base a la EPH y mediciones de la Canasta Básica Total del INDEC.

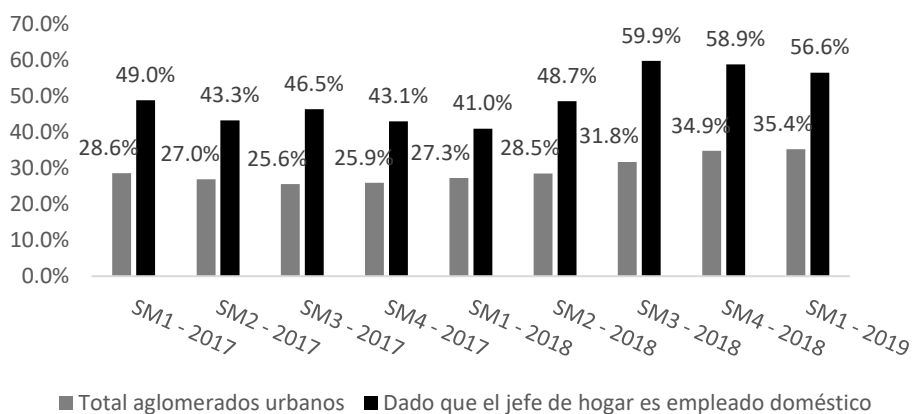
hogar. Esto las lleva en muchos casos al mercado informal, el cual brinda este tipo de facilidades. Estos resultados podrían indicar que, ante una caída en los ingresos del hogar, la madre es la que debe aumentar su carga laboral, terminando en trabajos como el empleo doméstico que le permiten cierta flexibilidad a pesar de la precariedad que conlleva.

<sup>22</sup> Se habla de aquellos que son jefes de hogar.

Debería tenerse en cuenta que el período de referencia tomado para este gráfico de densidad le corresponde una estimación de la pobreza de las más altas para la Argentina en los últimos años. Con lo cual, podría intuirse que la línea de pobreza promedio donde el jefe de hogar es empleado doméstico se encuentra en una posición relativamente alta en comparación con los ingresos de esas familias. En períodos no caracterizados por una incidencia en la pobreza marcadamente superior a lo habitual en nuestro país, es probable que la misma se posicione más a la izquierda de la distribución. Esto implica que la conclusión previa se sostendría ya que la línea de pobreza se ubicaría usualmente en la cola de la distribución, donde se encuentra la mayor cantidad de hogares.

Con datos al cuarto trimestre del 2018 la EPH muestra que el 44,85% de los empleados domésticos son jefes de hogar<sup>23</sup>. Esto marca la importancia de las cifras presentadas, las cuales debieran verse con gran preocupación. Schteingart (2017) encuentra resultados similares en su estimación de la pobreza correspondiente al segundo trimestre del 2016, reflejando que el servicio doméstico<sup>24</sup> es el sector con mayor incidencia en la pobreza del país seguido muy de cerca por la construcción. Siendo este último un sector al que deben recurrir los más necesitados y de baja calificación, similar al caso de las empleadas domésticas, es probable que existan muchos hogares con integrantes que se dediquen a ambos rubros. Por ello, seguramente exista una cantidad de casos considerable donde el jefe de hogar trabaja en la construcción y algún otro integrante en el servicio doméstico. De esta manera, la vulnerabilidad de aquellos que trabajan en el rubro que aquí se estudia podría ser aún mayor que lo reflejado por su incidencia en la pobreza analizada en la Figura 9.

**Figura 11:** Incidencia de la pobreza en personas si el jefe de hogar es empleado doméstico (medida en semestres móviles)



Fuente: elaboración propia en base a la EPH y mediciones de la Canasta Básica Total del INDEC.

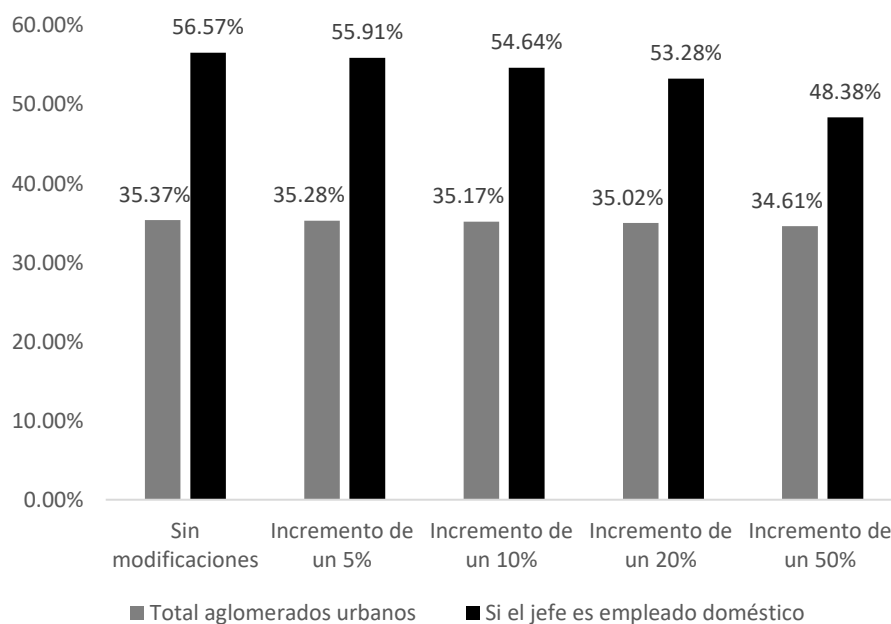
<sup>23</sup> Esto es similar a los casos uruguayo y chileno en donde se llega al 40% y 44% respectivamente (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019; Órdenes Carvajal, 2016).

<sup>24</sup> Notar que la definición utilizada en este trabajo para el empleo doméstico no es la misma.

A continuación, podemos ver que al analizar la pobreza por personas los indicadores manifiestan una situación más preocupante. La diferencia con respecto a la totalidad de los aglomerados urbanos podría verse agravada porque los hogares donde el jefe es empleado doméstico tienen una cantidad de miembros mayor a la media<sup>25</sup>. Es decir, una mayor cantidad de personas en el hogar agudiza la brecha en la incidencia de la pobreza ya reflejada en los datos a nivel hogar.

A partir de los resultados encontrados se busca realizar un estudio más preciso de la situación de vulnerabilidad de aquellas familias relacionadas al empleo doméstico. En el gráfico siguiente se analiza cómo varía la tasa de pobreza en personas al aumentar el salario por hora de los que brindan estos servicios. Si bien parecen modestos los resultados al implementar los ajustes, hay que tener en cuenta la dificultad que conlleva una estrategia en busca de reducir la pobreza, y que todo avance por más pequeño que sea es importante. Por otro lado, aunque la tasa a nivel país no progresa demasiado, sí se encuentra una mejora considerable en la situación de los empleados domésticos y sus familias. Se ve que un aumento del 10% en el ingreso por hora de los empleados domésticos provoca una disminución de casi el 2% en la tasa de pobreza para aquellas personas donde su jefe de hogar es empleado doméstico. Más aún, un aumento del 20% genera una disminución mayor al 3% y baja la cifra nacional en un 0,35%. Por último, si se ve un avance notable al incrementar el sueldo por hora un 50%. En ese caso la tasa para el total de los aglomerados urbanos cae un 0,76% y para el caso particular estudiado más de un 8%.

**Figura 12:** Incidencia de la pobreza ante ajustes en el salario por hora de los empleados domésticos. Correspondiente al primer semestre del 2019.



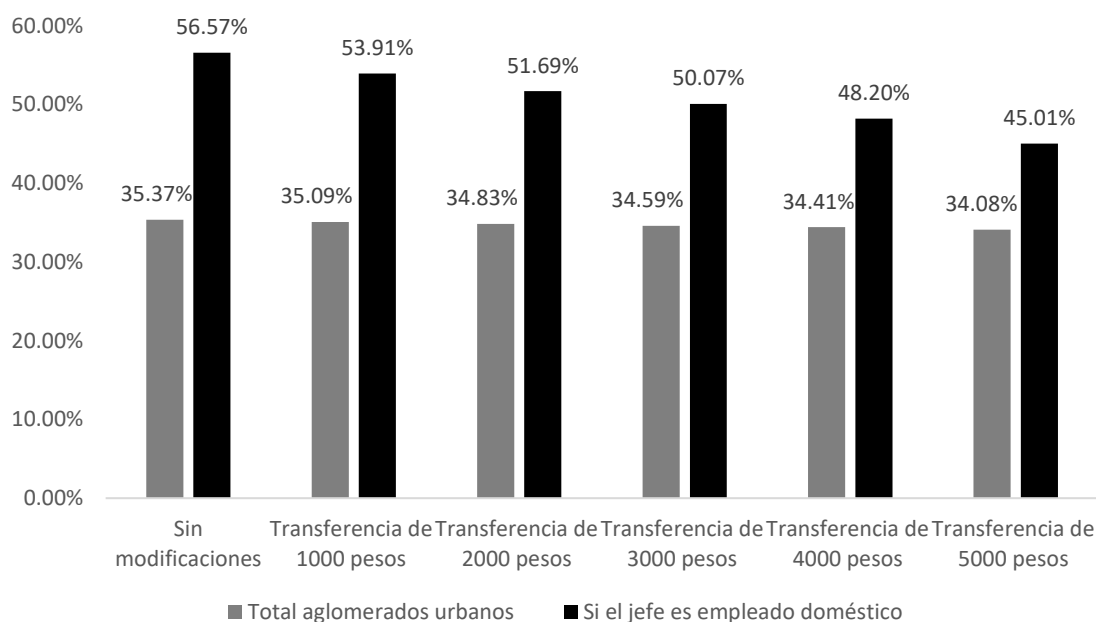
*Fuente:* elaboración propia en base a la EPH y mediciones de la Canasta Básica Total del INDEC.

<sup>25</sup> Nuevamente se trata de información obtenida de la EPH correspondiente al cuarto trimestre del 2018.

Cabe notar que al incrementar el sueldo por hora de los empleados domésticos un 10% aumenta sus ingresos mensuales en un promedio de casi 700 pesos, aproximadamente un 6%. Ante un aumento del 50% ellos suben cerca de 3350 pesos, alrededor de un 30%. Luego, a continuación, se ve qué sucede si cada empleado doméstico recibiera un subsidio del Estado.

La Figura 13 permite ver cómo el accionar directo del Estado podría mejorar el bienestar de las familias relacionadas al empleo doméstico. También demuestra lo importante que puede ser una política económica sectorial que busque incrementar los ingresos de dicho sector en disminuir el nivel de pobreza de toda la sociedad. Especialmente, si uno logra incrementar los ingresos mensuales de los empleados domésticos en 2000 pesos mediante transferencias (aproximadamente un 18%) permitiría bajar la cantidad de personas debajo de la línea de pobreza en casi 0,3%. Dicho aumento sería equivalente a lograr una suba de alrededor del 30% en el salario horario. Al incrementar el ingreso en 4000 pesos (un 36%) los resultados son más alentadores. La tasa para el grupo de estudio cae más de un 8% y la correspondiente a nivel nacional lo hace en casi un 1%. Por supuesto que no hay una única forma de lograr esto y habría que hacer un estudio cuidadoso para encontrar la más eficiente. Sin embargo, la forma más sencilla brindando subsidios seguramente sea de utilidad en el corto plazo<sup>26</sup>.

**Figura 13:** Incidencia de la pobreza en personas ante transferencias estatales a los empleados domésticos. Correspondiente al primer semestre del 2019



Fuente: elaboración propia en base a la EPH y mediciones de la Canasta Básica Total del INDEC.

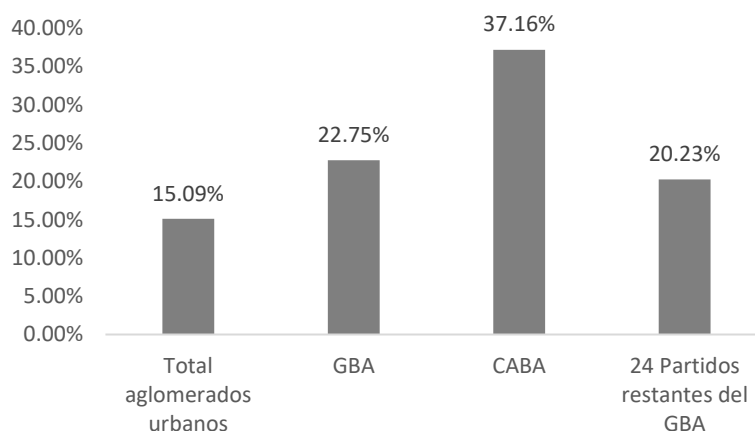
<sup>26</sup> Cabe aclarar que no se están analizando los efectos indirectos que una política como la comentada podría provocar en la oferta de horas de trabajo y en términos de equilibrio general.

Las cifras obtenidas nos indican que políticas económicas que generen un aumento en el nivel de ingreso de los trabajadores del empleo doméstico tienen un impacto sustancial en disminuir la incidencia de la pobreza en ellos y sus familias. Más aún, esto genera una baja moderada en la tasa a nivel país. No debería menospreciarse este resultado ya que indica que políticas orientadas en este sentido pueden ser útiles dentro de un programa integral para reducir la pobreza en nuestra sociedad. Es decir, si bien es moderada, constituye un avance significativo en un área donde la Argentina se encuentra sin un rumbo claro desde hace muchos años. Incluso, por medio de transferencias un resultado en esta óptica probablemente pueda ser obtenido a un costo mucho menor que otras alternativas, al menos en el corto plazo. En el apéndice puede encontrarse una tabla que resume los resultados encontrados de esta estimación.

### V.1.3 Género e inmigración

Se estima a partir de la EPH (4Q 2018) que el 98,4% del empleo doméstico en la Argentina es efectuado por mujeres. Este resultado está en línea con el 97,7% obtenido por la OIT (2013) para el año 2006, aunque por encima del 92% correspondiente a América Latina y el Caribe en 2010. Esto deja en evidencia la mayor dificultad en la inserción laboral formal para el género femenino de bajo nivel educativo. En el gráfico 1 vemos que hay una fuerte relación entre la formalidad del sector y el nivel de ingreso. Podría pensarse que, al ser un sector encabezado principalmente por mujeres con bajos niveles educativos (sólo el 31,14% finalizó el polimodal/secundario en comparación con un 53,15% para el resto de los trabajadores<sup>27</sup>), tiene sentido que sea un sector muy informal debido a la existencia de barreras de entrada al mercado formal. Al predominar la informalidad en el empleo doméstico encaja dentro de este análisis que sea un sector caracterizado por una importante incidencia en la pobreza y bajos ingresos.

**Figura 14:** Participación de los extranjeros en el empleo doméstico.



Fuente: elaboración propia en base a la EPH correspondiente al cuarto trimestre del 2018.

<sup>27</sup> Más aún, sólo un 4,7% pudo terminar un nivel terciario o mayor mientras que para el remanente de trabajadores la ratio es de un 25,3%.

Por último, la Encuesta Permanente de Hogares permite abordar el tema de los inmigrantes. La relevancia de estos concuerda con la literatura presentada ya que un 15,09% de los empleados domésticos en nuestro país provienen del extranjero, mucho mayor que en el resto de los rubros donde los extranjeros representan solamente el 5,92% del total. Incluso, si se tuviera en cuenta quiénes son hijos de inmigrantes, sobre todo de países limítrofes, la relación probablemente sea mayor.

La Figura 14 muestra que, para el Gran Buenos Aires, la tasa sube a un 22,75%. Pero al desagregar esa muestra se llega a que en la Ciudad de Buenos Aires los extranjeros representan un 37,16% de los empleados domésticos. Cabe resaltar que dicha cifra está debajo de la encontrada por Ceriani *et al.* (2009) quienes utilizaron información del censo del 2001. Este resultado probablemente haya sido diferente ya que desde entonces se revirtieron ciertas condiciones que, según la literatura del tema, alentaban un incremento en las corrientes migratorias provenientes de países limítrofes. En particular, se menciona como causante de ello a la persistente apreciación del tipo de cambio en los 90. Dicho fenómeno mejoraba el nivel de ingreso en pesos lo que alentaba a muchos provenientes de países vecinos a migrar a la Argentina. Sobre todo, aquellas mujeres migrantes no calificadas debían recurrir al empleo doméstico como una de sus pocas opciones, ampliando la participación en el sector de los extranjeros<sup>28</sup>.

## **V.2 La demanda de empleo doméstico**

A pesar de que el 11% de los hogares reciben servicio de empleo doméstico (ENES), esto varía dependiendo de sus características y las de sus integrantes<sup>29</sup>. Aquí se busca explicar cuáles de ellas pueden ser relevantes al determinar la demanda de estos servicios.

### *V.2.1 Ingresos*

Existe vasta literatura que respalda que un mayor nivel de ingreso aumenta las posibilidades de consumo de bienes y servicios en la gran mayoría de los casos. Por ello, esta probablemente sea la cuestión central en la decisión de demandar las prestaciones que aquí se analizan. En esa línea, a través de los datos brindados por la ENES, puede verse que el ingreso medio per cápita de los hogares que contratan servicios de empleo doméstico es un 60,6% mayor a aquellos que no lo hacen. Por lo tanto, existe un diferencial notable en el nivel de ingresos, lo que refleja un mayor poder de compra de bienes y servicios.

La tendencia hacia un mayor acceso a este tipo de prestaciones se puede ver con claridad en la Figura 15. Esta muestra un mayor porcentaje de hogares que contratan empleo doméstico a medida que se sube en los deciles de ingreso.

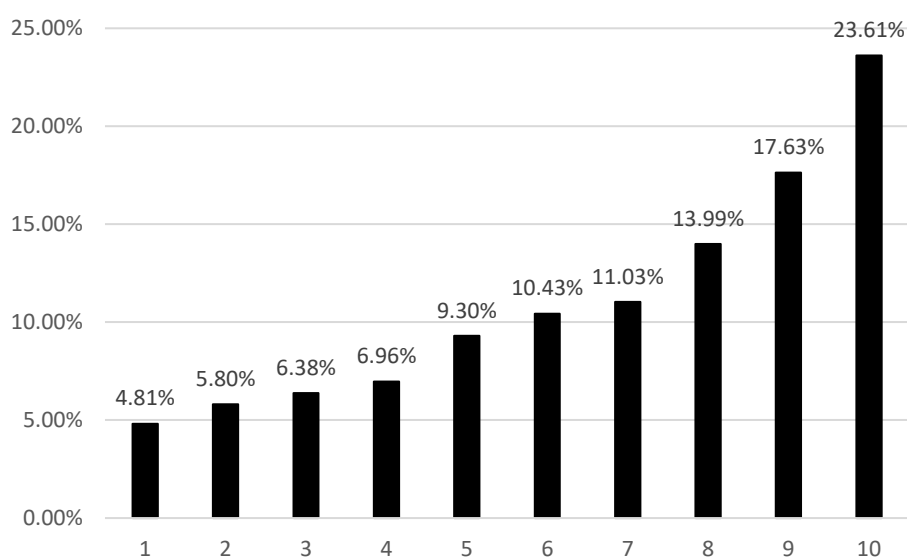
---

<sup>28</sup> La OIT (2015) estima para el 2013 que el 38% de las mujeres migrantes en América Latina se dedica al empleo doméstico. Esto pone en perspectiva la importancia del rubro para las inmigrantes en la región.

<sup>29</sup> Esta cifra se encuentra en concordancia con lo estimado por Bertranou & Casanova (2013) a partir de la ENGHO 2004-2005 y por encima del 9% obtenido para Uruguay (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2019).

Un resultado interesante es aquel que nos refleja la Figura 16. En el mismo se clasifican los hogares en base a un criterio adicional. Al igual que antes se utilizan los deciles de ingresos, pero también se los ordena según la posición en la escala socioeconómica en que los encuestados creen estar. Sucede que aquellos que se autoperciben en una posición social baja contratan menos empleo doméstico que los que efectivamente están en la parte inferior de la escala de ingresos. Los que consideran estar mejor relativamente que el resto de la sociedad suelen contratar más en relación con los que en verdad se encuentran en los mayores deciles de ingreso. Esto parece indicar que la autopercepción de la posición social marca una tendencia levemente más clara con relación a la ubicación real. Por lo tanto, es posible que sea importante en la decisión de consumo de estos servicios la creencia de que uno está en una mejor o peor posición que otros.

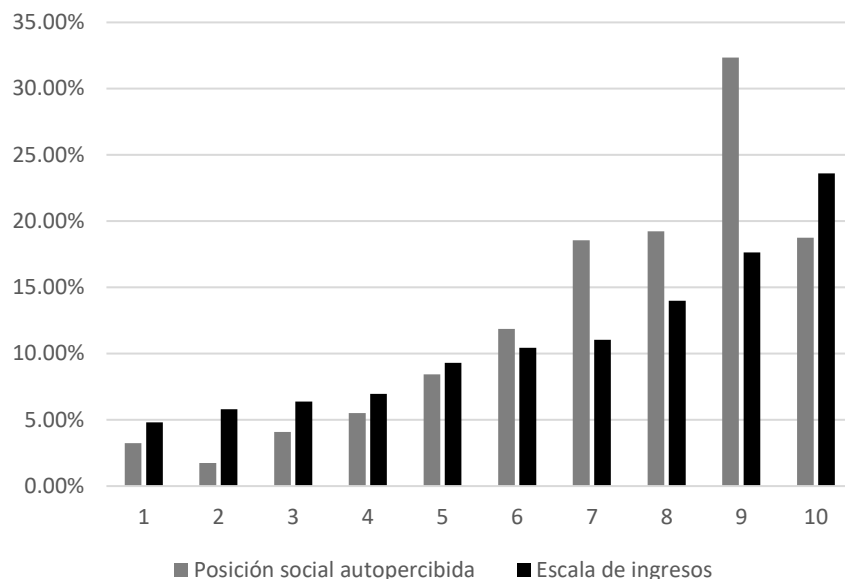
**Figura 15:** Demanda de servicio doméstico por decil de ingreso



*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).



**Figura 16:** Demanda de servicio doméstico posición social autopercebida vs escala de ingresos<sup>30</sup>

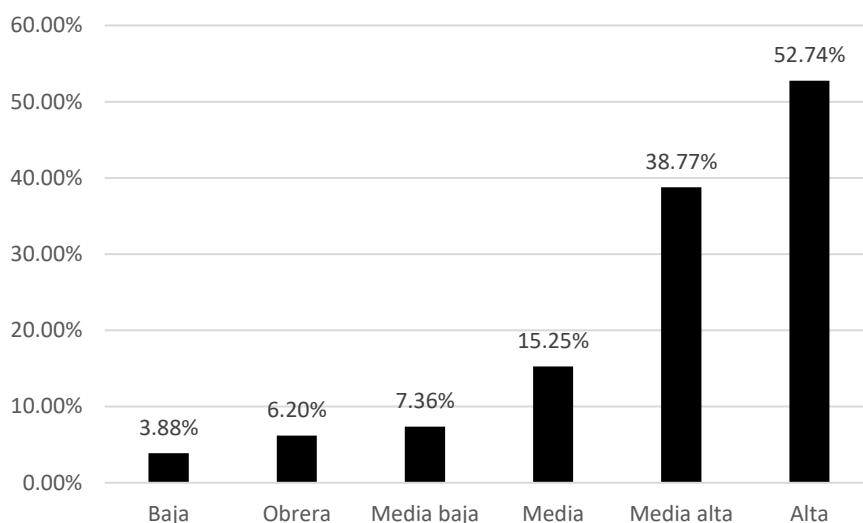


Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

Más aún, al ser preguntados dentro de qué clase social se ubicarían la tendencia es más evidente. Dicho esto, y habiendo analizado el caso de la posición social auto percibida, se podría concluir que, además de los ingresos que uno recibe, un componente muy importante en la demanda de este tipo de servicios, y probablemente de muchos otros, es la creencia de cómo está uno económicamente en relación con el resto de la sociedad. En la Figura 17 se muestra que, de aquellos que creen pertenecer a la Clase Alta, un 52,74% contratan servicio de empleo doméstico mientras que los que se consideran miembros de la Clase Baja solo lo hacen en un 3,88%.

<sup>30</sup> Es debido resaltar que los resultados obtenidos de los gráficos 15 y 16 se mantienen utilizando deciles de ingreso per cápita. Aquí se exponen de otra manera para facilitar la intuición gráfica del lector.

**Figura 17:** Demanda de servicio doméstico por clase social auto percibida<sup>31</sup>



*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

El resultado encontrado sobre una mayor demanda de empleo doméstico en aquellos que consideran estar en una posición social relativamente alta podría relacionarse con la literatura sobre consumo posicional. La misma sugiere que el estatus es un factor importante en el bienestar de los individuos y que hay ciertas características observables que lo determinan en cada sociedad<sup>32</sup>. De esta forma, los que se consideran erróneamente en una situación más favorable “compiten” con quienes la ostentan, debiendo incurrir en un mayor gasto en bienes que señalicen un alto estatus. Esto se da no sólo por la vara impuesta en el decil que se adjudican, sino por la posible carencia de otras características observables en ese sentido. Es decir, el consumo de bienes que señalicen un cierto estatus podría ser utilizado también para compensar esa falencia. Lo encontrado parece indicar que el acceso al servicio doméstico podría constituir un canal de señalización en este sentido. De hecho, el papel del estatus en la demanda de estos servicios ya fue comentado en la literatura (Anderson, 2001).

En cuanto a la composición del hogar, aquellos hogares que reciben como ingreso una jubilación, muestran un acceso al servicio doméstico del 14,97% mientras que el resto sólo un 9,21%. Por supuesto esto está ligado a la necesidad del cuidado de ancianos o gente mayor y a la menor capacidad para realizar tareas del hogar de aquellos que son mayores (jubilados en este caso). Incluso puede estar relacionado con el menor tiempo disponible para hacerse cargo de otras tareas por parte de aquellos miembros del hogar

<sup>31</sup> Notar que es el encuestado quien se clasifica dentro de las opciones que provee la encuesta.

<sup>32</sup> Las preferencias por estatus podrían explicarse desde varios mecanismos. Entre ellos, se han estudiado la posibilidad de beneficios derivados de las relaciones sociales y el impacto negativo de un menor ingreso/consumo relativo a otros (Heffetz & Frank, 2011).

que deben atender las necesidades de los adultos mayores. Esto toma relevancia ya que un 41,36% de los hogares que acceden al servicio doméstico cuentan con una jubilación como parte de sus ingresos. En caso contrario, un 28,88% de ellos recibe ese tipo de prestaciones.

Por último, se encuentra una relación positiva entre el acceso al crédito y al servicio doméstico en el hogar. Según los datos de la ENES, de los hogares donde algún miembro obtuvo un préstamo en los 5 años previos a la encuesta un 13,84% accedían a dicha prestación mientras que en caso contrario solo lo hacían un 9,81%. A su vez, se verifica un comportamiento similar pero más evidente al analizar la capacidad de ahorro. De aquellos que manifiestan que sus ingresos les alcanzan incluso para ahorrar, un 25,47% contratan empleo doméstico. En los casos en que no pueden ahorrar y los que no les alcanzan sus ingresos, un 10,62% y un 4,61% pudieron acceder a este servicio respectivamente<sup>33</sup>. Esto puede reflejar que aquellos con mayor capacidad de obtener asistencia financiera o de ahorrar pueden afrontar gastos cuasi fijos con menor riesgo ante los ciclos de la economía, lo que deriva en un sendero de consumo menos volátil. Por supuesto estos aspectos tienen un estrecho vínculo con el nivel de ingresos de cada hogar.

### *V.2.2 Ubicación geográfica*

La localización del hogar está fuertemente ligada con el ingreso<sup>34</sup>, la desigualdad, la pobreza y el desempleo. Esto se debe a que las regiones pueden diferir en términos de retribución económica a sus pobladores, cantidad de oferta de trabajo no calificada (la que nos incumbe en este caso), el nivel de pobreza que deriva en una mayor cantidad de gente marginada que recurre al empleo doméstico y el diferencial de ingresos que tienen los más ricos en relación con los más pobres.

En la Figura 18 se ve cómo regiones que se asocian a un mayor poder adquisitivo promedio como lo son la Pampeana y Centro son las que más acceden al servicio de empleo doméstico<sup>35</sup>. Por otro lado, Cuyo que es una de las de menor ingreso medio per cápita por hogar<sup>36</sup> y también es aquella con la menor tasa de acceso a estas prestaciones. A pesar de ello, se presentan 3 casos que vale la pena analizar. Primero, surge la pregunta de por qué la Patagonia al ser la que se adjudica el mayor ingreso medio per cápita por hogar tiene una de las menores tasas en el gráfico. Una razón que podría explicar esto es que se caracteriza por ser una región con bajo nivel de pobreza con relación al resto y posiblemente una oferta de mano de obra no calificada también baja comparada con el Gran Buenos Aires o Centro<sup>37</sup>.

---

<sup>33</sup> También se verifica que es notoriamente más frecuente la capacidad de ahorrar en los hogares que acceden al empleo doméstico contra los que no lo hacen. Lo mismo sucede en cuanto al acceso al mercado financiero, aunque la diferencia es menor.

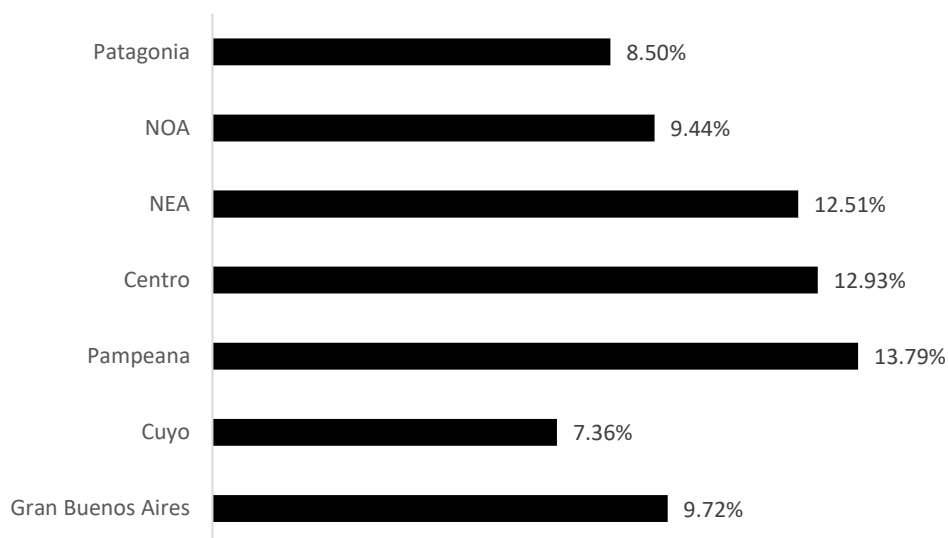
<sup>34</sup> Cuando se haga referencia al ingreso per cápita regional o por hogar, este no está ajustado por índices de precios regionales.

<sup>35</sup> Recurrir al gráfico 2 del apéndice para más información acerca del ingreso per cápita por región.

<sup>36</sup> Un 55% menor al más alto correspondiente a la Patagonia.

<sup>37</sup> En línea con esto, Birgin (2009) estima que la región patagónica es aquella con menor proporción de trabajo doméstico entre las ocupadas.

**Figura 18:** Demanda de servicio doméstico por región



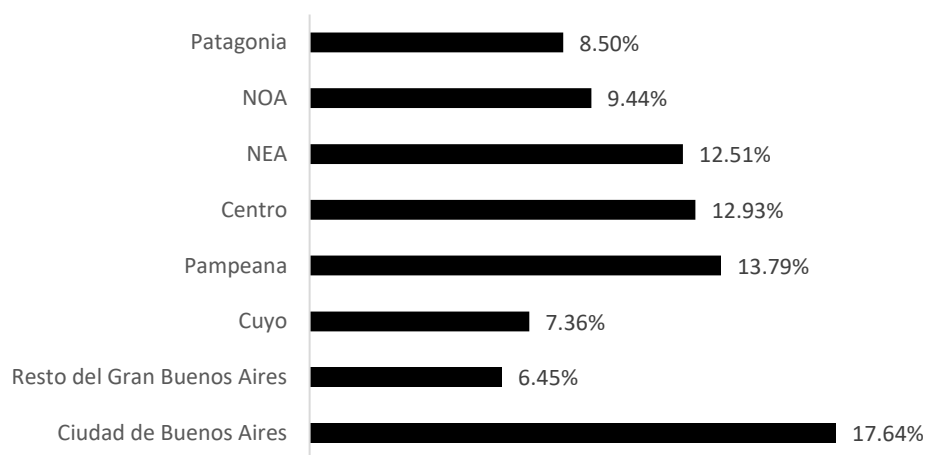
*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

Luego está el NEA que a pesar de tener un nivel de ingresos menor al resto (un 61% menor a la Patagonia según datos de la ENES) le corresponde una de las mayores tasas de acceso al servicio doméstico. Un motivo que podría explicar esto es que suele tratarse de la región con mayor tasa de pobreza y con una clara diferencia en comparación al resto según los datos que provee el INDEC cada semestre. Teniendo los más desafortunados pocas oportunidades para incorporarse al mercado de trabajo y sobre todo al formal, para las mujeres una de sus mejores opciones es dedicarse al empleo doméstico mientras que los hombres del hogar suelen buscar todo tipo de trabajos de baja calificación en la construcción y tareas agrícolas, entre otros. A su vez, se trata de la región con mayor tasa de hogares donde el Principal Sostén del Hogar (aquel que trae la mayor cantidad de ingresos al hogar, sin importar si es jefe o no) es mujer, alcanzando el 38,8%. Entonces, el hecho de tener una gran parte de su población en la pobreza y que muchos de esos hogares probablemente tengan a una mujer como Principal Sostén del Hogar, para quienes el servicio doméstico es un recurso muy importante, podría estar teniendo un efecto más que compensador en el hecho de que esta región tenga un nivel de ingreso per cápita bajo.

El último caso por analizar es el del Gran Buenos Aires que es la segunda región en términos de ingreso per cápita y aun así presenta una tasa de empleo doméstico por hogar modesta con relación a otras no tan ricas. Aquí vamos a hacer una salvedad muy importante: si bien en la región se ve una tasa del 9,72% al separar la Ciudad de Buenos Aires y, por otro lado, los 24 partidos de la provincia relevados en la encuesta, les corresponden respectivamente una tasa del 17,64% y 6,45%. Es una diferencia más

que relevante que puede deberse a un diferencial de ingresos. Concretamente, la media de ingreso per cápita por hogar es un 29% menor en los restantes 24 partidos en comparación con la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. A su vez, el mayor nivel de pobreza de dichos partidos en relación con esta última<sup>38</sup> lleva a que, dada la cercanía y el diferencial de ingresos, muchos de los más desafortunados recurran al empleo doméstico trasladándose a ella. Esto último disminuye la proporción de hogares que tienen acceso al servicio doméstico en el resto del Gran Buenos Aires y permite cubrir una necesidad en la ciudad que posiblemente no podría de otra forma al no generarse su propia oferta de trabajadores no calificados orientados al empleo doméstico. Aplicando esta pequeña corrección el gráfico debería quedar como se muestra en la Figura 19.

**Figura 19:** Demanda de servicio doméstico por región



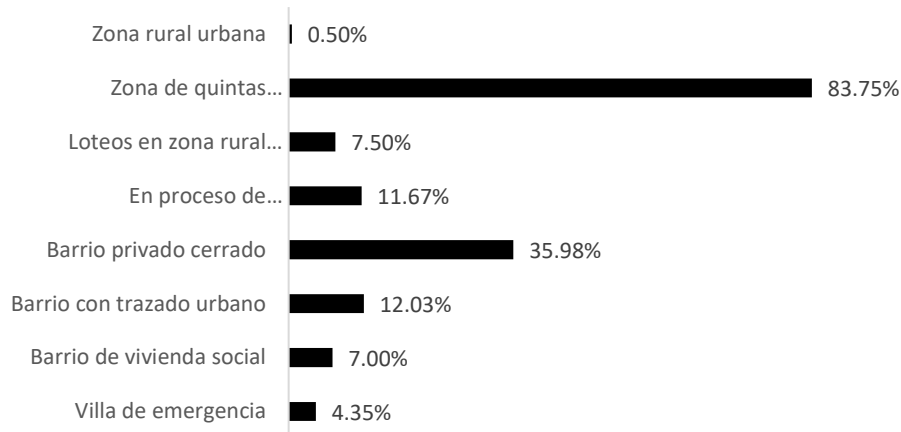
*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

Un enfoque muy interesante es analizar por tipo de barrio en que se ubica la vivienda. La Figura 20 muestra nuevamente un vínculo muy importante entre el nivel de ingresos y la contratación de empleo doméstico. Es impactante el caso de las zonas de quintas residenciales donde el 83,75% de los hogares acceden al servicio. La tasa es tanto mayor al resto de los barrios ya que se trata de aquel de mayor ingreso medio per cápita y con una diferencia con el segundo (zona rural urbana) del 60%. A pesar de esto, su relevancia puede no ser tal en el total del sector ya que sólo un 0,47% de los hogares que contratan empleo doméstico se encuentran en zonas de quintas residenciales. En los barrios privados cerrados, donde el ingreso medio per cápita se encuentra cuarto en importancia, el 35,98% de los hogares contrata dicho servicio. Nuevamente sólo un 0,58% de los hogares que contratan empleo doméstico se encuentran en barrios

<sup>38</sup> Una situación que se mantiene en el tiempo en los reportes del INDEC. En particular, se reporta un 8,1% de hogares bajo la línea de pobreza en la ciudad mientras que en los partidos del GBA alcanza el 28,2% para el primer semestre del 2019.

cerrados por lo que su importancia podría ser menor a la esperada. Por otro lado, el 90,61% de ellos reside en barrios con trazado urbano (terceros en términos de ingreso), donde el 12,03% de los hogares acceden a dicho servicio. En caso de no recibir estas prestaciones, un 0,13% se encuentran en barrios cerrados, un 0,01% en zonas de quintas residenciales y un 81,9% en barrios urbanos. Esto refleja una tendencia mayor a vivir en estos lugares por parte de aquellos que adquieren el servicio de empleo doméstico.

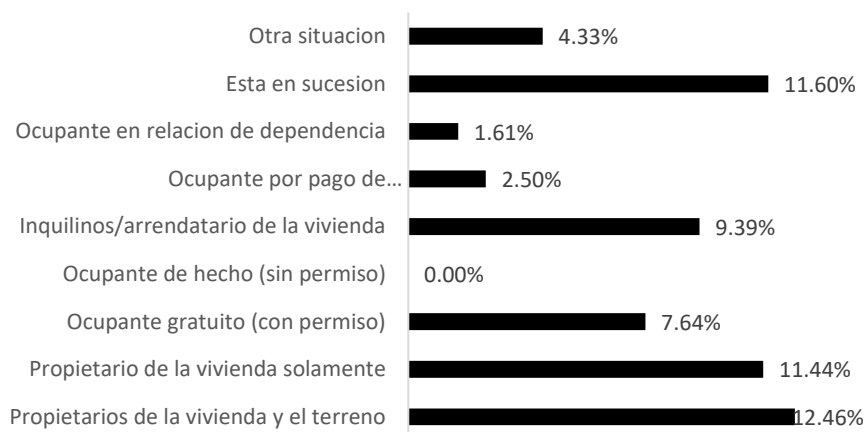
**Figura 20:** Demanda de servicio doméstico por tipo de barrio



*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

Por último, el tipo de vivienda refleja nuevamente un vínculo con el nivel de ingresos (Figura 21). Se encuentra que aquellos que viven en casa o departamento cuentan con un mayor acceso al empleo doméstico que el resto por un amplio margen. Ello toma relevancia ya que casi el 100% de los que contratan el servicio viven en casa o departamento, en caso contrario alcanzan el 96%. También juega un rol importante el régimen de tenencia y la posesión de escritura. Para el primer caso puede verse que aquellos propietarios de la vivienda o cuando la misma está en sucesión acceden en mayor proporción a estas prestaciones. Esto cobra importancia dado que más del 76% de los que contratan el servicio son propietarios de la vivienda, mientras que en caso contrario alcanzan el 65%. Dentro de los propietarios, un 15,16% de los que cuentan con la escritura acceden al empleo doméstico, mientras que en caso contrario sólo un 5,14%. Por otro lado, aquellos regímenes asociados a menores niveles de ingreso como ocupantes lo hacen en menor cuantía.

**Figura 21:** Demanda de servicio doméstico por régimen de tenencia de la vivienda



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

### V.2.3 Educación

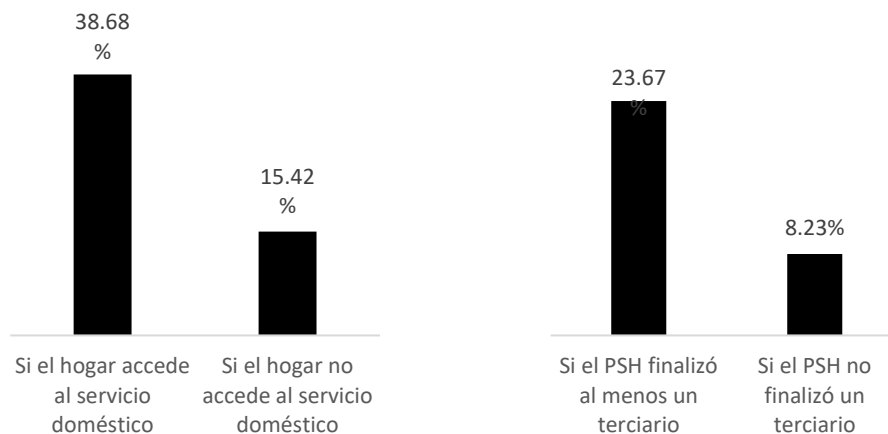
Al haber explicado el vínculo entre un mayor nivel de ingresos y el acceso al servicio doméstico, pareciera que también el nivel educativo de uno tendría implicancias en el mismo. Esto podría deberse al vínculo entre los años adicionales de instrucción y mayores ganancias laborales. El trabajo presentado por Galassi & Andrada (2011) acerca de dicha relación en la Argentina, muestra tasas de retorno a la educación positivas entre el 6,6% y 10,3% para las distintas regiones del país. Es decir, un año adicional de educación incrementa el ingreso por hora del jefe de hogar entre un 6,6% y un 10,3% dependiendo de la ubicación geográfica. Una manera de explicar esto es que los conocimientos adquiridos permiten aumentar las competencias de las personas e incrementar así su productividad y perspectivas de ingresos (Galassi & Andrada, 2011).

Para hablar de la relación entre educación y la demanda de empleo doméstico, se analizan las características del Principal Sostén del Hogar (PSH) (ver Figura 22). De aquellos hogares donde el mismo haya cursado y finalizado como mínimo el secundario un 14,52% contrata empleo doméstico, muy superior al caso contrario donde sólo alcanza el 7,45%. Incluso, dentro de los que reciben el servicio, el 46,85% cumplen con esa condición. En el resto de los casos sólo lo logra un 29,46%. Esto es muy importante ya que marca una diferencia notable entre los que acceden al servicio doméstico y los que no.

Si se sube la calificación mínima requerida hacia al menos haber finalizado un nivel superior al secundario/polimodal, la brecha aumenta en términos de educación y de acceso al servicio. Es decir, la diferencia porcentual de PSHs que cumplen dicho requisito entre los que contratan servicio doméstico y los que no lo hacen incrementa marcadamente con relación al caso anterior. También, se ve un mayor acceso relativo a

dicha prestación por parte de aquellos que cumplen la condición inicial contra los que no lo hacen.

**Figura 22:** Demanda de servicio doméstico dado que el PSH finalizó un nivel educativo terciario o superior



*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

El mismo análisis puede hacerse para el caso del PSH correspondiente al hogar donde vivía el PSH encuestado a sus 15 años<sup>39</sup>. Este enfoque arroja resultados similares donde un mayor nivel educativo por parte de ellos se vincula con un superior acceso al servicio doméstico del hogar correspondiente al PSH encuestado en el presente. A su vez, la posibilidad de contratar estas prestaciones marca un grado de instrucción mayor. Más aún, entre aquellos cuyo correspondiente PSH a los 15 años había finalizado una categoría formativa mayor al secundario/polimodal un 26,32% de los hogares recibe el servicio. En caso contrario sólo lo hacen el 10,18% de ellos. A su vez, dentro de aquellos que emplean servicio doméstico un 20,02% de sus correspondientes PSHs a los 15 años cumplían con el requisito educativo enunciado. Entre los que no acceden al mismo, sólo un 7,36% de sus respectivos PSHs a los 15 años habían completado un nivel de instrucción mayor al secundario/polimodal.

Por último, cabe destacar que de aquellos hogares donde el PSH tiene algún conocimiento de idioma extranjero o de computación contratan empleo doméstico un 18,91% y un 13,94% respectivamente. En caso de que el PSH no cumpla la primera o segunda condición, los porcentajes serían de un 7,7% para el primer caso y de un 6,11% para el segundo. Por otro lado, entre los que contratan esta prestación un 50,67% de los PSHs tiene conocimiento de una lengua extranjera y los que no lo reciben sólo lo tienen en un 26,86% de los casos. En cuanto al manejo de una computadora la brecha porcentual es menor entre los que acceden al servicio y los que no. Precisamente, un

<sup>39</sup> Aclaración: no se está refiriendo al PSH a sus 15 años. Sino a aquel principal proveedor del hogar donde este vivía cuando tenía 15 años. Probablemente sea un padre, una madre o cualquiera que sea el principal proveedor de ingresos al hogar.

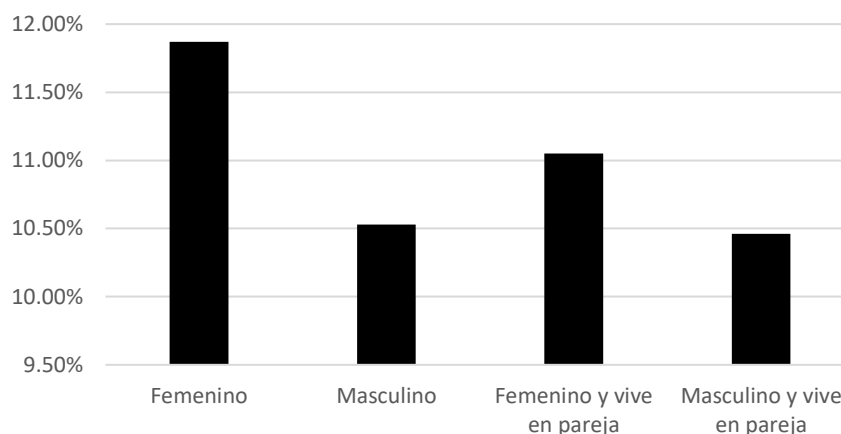


79,13% de los primeros (refiriéndonos a los PSHs correspondientes) tiene dichos conocimientos y entre los segundos sólo un 60,38% de ellos.

#### V.2.4 Género

Aquí se busca ver la demanda de empleo doméstico desde una perspectiva de género donde se estudia el reparto de labores propias del hogar entre sus miembros. Es importante tener en cuenta lo encontrado por Domínguez Amorós *et al.* (2018) que fue comentado en el comienzo de este trabajo. Sus conclusiones derivan en una mayor carga de trabajo total para el género femenino. En promedio, el total de horas trabajadas por día es un 11% mayor para las mujeres. Lo cual se debe claramente a las tareas del hogar ya que la mujer realiza 2,57 veces la cantidad horaria dedicada por los hombres a ellas, mientras que respecto al trabajo remunerado la ratio es del 0,73.

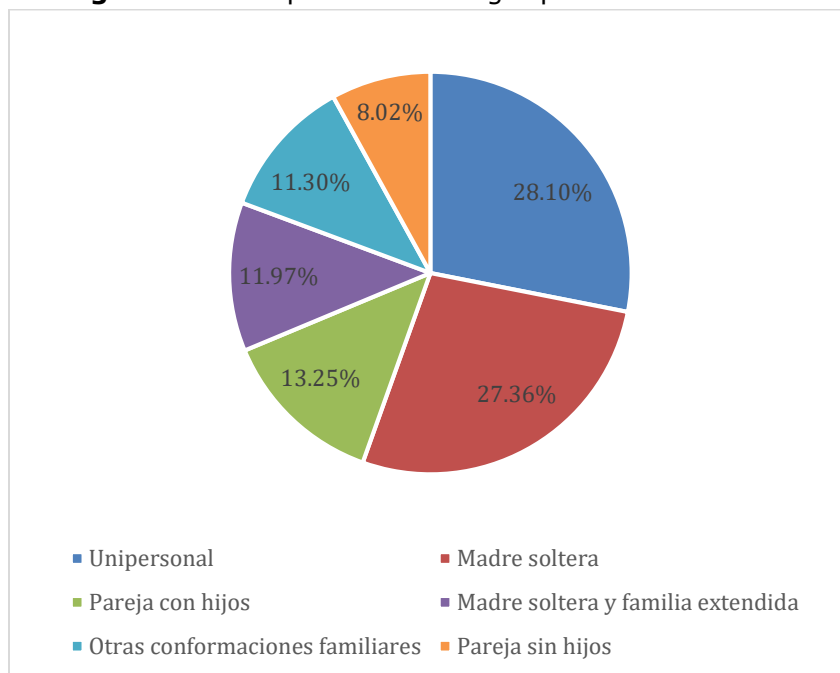
**Figura 23:** Acceso al empleo doméstico por sexo del PSH



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

En lo que compete a este trabajo, el primer resultado es que aquellos hogares donde el PSH es mujer tienen una tendencia mayor a contratar empleadas domésticas que el resto de los casos (ver Figura 23). No existe una diferencia considerable en términos de ingreso per cápita medio entre los hogares donde el principal es de un sexo u otro, por lo que no pareciera posible explicar esta brecha con un argumento desde esa órbita. Un factor que podría explicar la diferencia en la demanda de empleo doméstico por sexo del PSH es la estructura del hogar. De hecho, al controlar por aquellos que conviven con su pareja la brecha disminuye.

**Figura 24:** Composición del hogar para PSH femenino

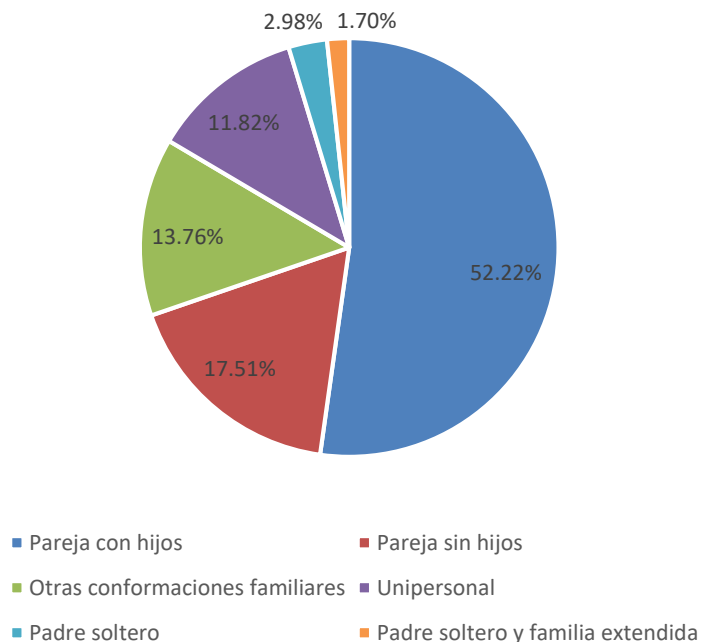


*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

En aquellos donde el principal proveedor de ingresos es femenino se frecuentan mayormente estructuras unipersonales o monomarentales (llegan en su conjunto al 67,43% de los casos) donde la mujer no cuenta con ayuda de pareja alguna para las tareas hogareñas (Figura 24). La cantidad de casos en los que se trata de una pareja con hijos es el 13,25% mientras que si fuera hombre sería del 52,22% (Figura 25). Sumado a que por ser la principal proveedora probablemente tenga una mayor carga laboral y, por lo tanto, menor disponibilidad para realizar tareas no remuneradas, la mujer sufre una composición del hogar que no le abastece de ayuda para ellas en la misma proporción que si fuera hombre. Es decir, además de ser la encargada de sostener al hogar en términos monetarios también termina siendo, en la mayoría de los casos, único miembro responsable de realizar los deberes del hogar. En particular, esto último sucede con notable diferencia con relación a los casos donde el PSH es masculino. En estos, es mayor la presencia de conformaciones de "Pareja con Hijos"<sup>40</sup> y es marcadamente menor la participación de aquellas unipersonales o de padre soltero.

<sup>40</sup> Cabe notar que en estos casos no sólo cuenta con ayuda de su pareja, sino que suele recaer en ella la mayor carga de trabajo no remunerado en el hogar.

**Figura 25:** Composición del hogar para PSH masculino



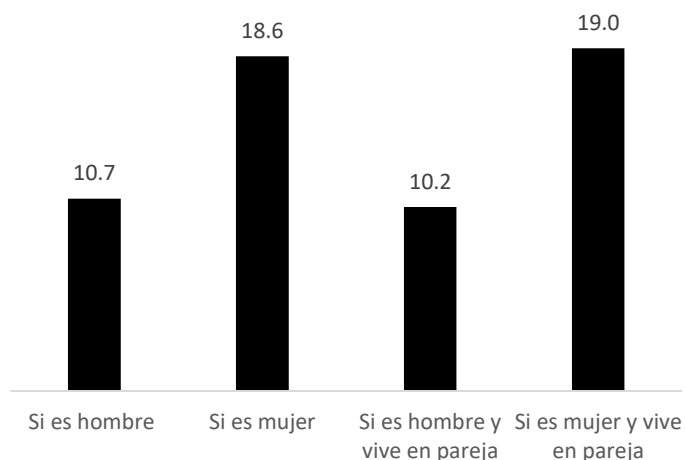
*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

A pesar de lo expuesto acerca de la estructura familiar, se ve que la brecha disminuye al controlar por los casos donde el PSH vive en pareja, pero sigue presente. Para encontrar una explicación a esto, analizamos lo siguiente. La cantidad de horas dedicadas por semana a tareas del hogar cuando la mujer es PSH es notablemente mayor a cuando el mismo es hombre (Figura 26). Incluso la diferencia se incrementa levemente si se restringe la muestra a los casos donde el PSH vive en pareja. También se encuentra que si la mujer fuera cónyuge incrementaría su dedicación diaria en una proporción bastante mayor que en el caso de los hombres<sup>41</sup>.

Por ello, podría decirse que la brecha sigue existiendo a pesar de contar con la misma estructura familiar debido a la poca adaptación de la cantidad de trabajo en el hogar que aporta el hombre en los distintos escenarios. Es decir, al ser la mujer PSH, lo que probablemente implique una mayor dedicación temporal al trabajo remunerado, el hombre no cubre totalmente las labores que ella deja de hacer por lo que es necesario recurrir al empleo doméstico con más frecuencia.

<sup>41</sup> Pasa a ser prácticamente el doble la cantidad de horas dedicadas, con relación al conyugue hombre.

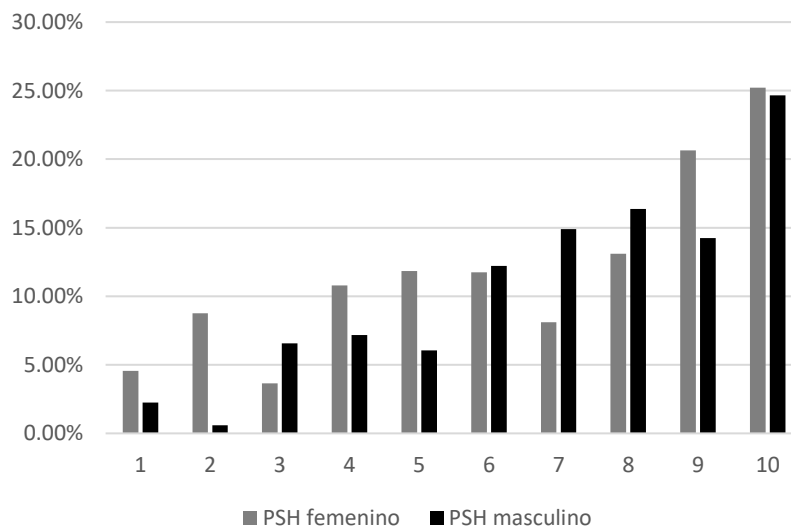
**Figura 26:** Cantidad de horas semanales dedicadas a tareas del hogar por el PSH



*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

La Figura 27 trata la demanda de empleo doméstico por sexo del PSH ajustando por decil de ingreso per cápita del hogar.

**Figura 27:** Hogares que acceden al servicio doméstico por sexo del PSH ajustado según el decil de ingreso



*Fuente:* elaboración propia en base a la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES).

En la Figura 27 puede verse la tendencia ya mencionada de un mayor acceso al servicio doméstico en los hogares donde el PSH es mujer. Esto último se cumple para la mayoría de los deciles y donde lo hace es con notoria diferencia. En particular se ve que la brecha es mayor en los hogares pertenecientes a los deciles más bajos de la distribución. Una explicación posible a este fenómeno es la presencia de factores culturales que contribuyen a segregar a hombres y mujeres a diversos trabajos por cuestiones de género. En particular la literatura explica que un mejor nivel educativo, un mayor acceso a empleo remunerado y pertenecer a una categoría socio-profesional calificada por parte de los hombres suelen disminuir la desigualdad en el reparto de tareas no remuneradas en el hogar. En consecuencia, las mujeres de los hogares más desfavorecidos se ven más expuestas a estas desigualdades de género en la distribución del trabajo no remunerado en el hogar (Domínguez Amorós *et al.* 2018). Adicionalmente, en los deciles más bajos de la distribución es donde se da una mayor participación de hogares donde el principal proveedor de ingresos es femenino, lo que constituye otra causa posible de la brecha.

## **VI. Implicancias en términos de políticas públicas**

---

Por la cantidad de puestos de trabajo que produce y por la progresiva necesidad de estos servicios dado el envejecimiento poblacional y el crecimiento en la participación laboral de las mujeres, es muy importante que se realicen reformas que permitan combatir las dificultades que presenta este rubro para sus trabajadores y empleadores. En este camino, es central el papel de la educación para permitir a los trabajadores poder alcanzar mejores oportunidades, teniendo así también mayor poder de negociación y capacidad para reclamar sus derechos laborales.

Tal como la OIT (2015) el camino hacia una formalización de la economía permite al Estado aumentar su recaudación, mejorar las condiciones laborales e incrementa el alcance de la política económica. De esta manera, el primer paso para mejorar el bienestar de las empleadas domésticas y sus empleadores es realizar políticas públicas que disminuyan la informalidad de este sector.

En este sentido, los avances que subyacen de la Ley 26.844 sancionada en el 2013 son fundamentales. Los mismos permiten incluir dentro del alcance de las regulaciones laborales nacionales a las empleadas domésticas brindándoles beneficios y derechos que previamente no ostentaban. Este tipo de medidas, en torno a extender el alcance de las normativas laborales incorporando este rubro de trabajadores como tales, constituyen el primer paso hacia su formalización (OIT, 2016).

El trabajo de Roncolato & Kucera (2008) muestra que la evidencia empírica de los efectos de nuevas regulaciones sobre la informalidad es diferente a lo que la escuela neoclásica esperaría. En particular, algunos estudios encuentran una relación positiva entre incrementar las normativas y la porción de trabajo formal. A su vez, la mayoría muestran una relación nula entre ambos. Con estos resultados, los autores concluyen que lo

importante no es elegir entre regular o no hacerlo sino encontrar el marco regulatorio óptimo que maximice el bienestar de los implicados.

Sin embargo, hay muchos determinantes que afectan la formalización o no de los trabajadores más allá de la normativa en que estén encuadrados. Dentro de estos se encuentran, el conocimiento por parte de ellos y de los empleadores de las nuevas regulaciones, la confianza que tengan en las instituciones del Estado (Birgin, 2009), cómo se hacen cumplir las leyes y los costos que conlleva la adherencia al régimen, entre otros aspectos.

Concretamente, la realización de campañas de concientización acerca de las obligaciones que uno tiene como empleador y los derechos que debería reclamar siendo empleado doméstico resultan clave en el camino hacia la formalidad. Es muy importante que uno como empleador sepa que la Ley 26.063 (sancionada en el 2005) permite deducir del Impuesto a las Ganancias tanto el sueldo como las contribuciones patronales a la seguridad social que se originen en la contratación de empleados domésticos<sup>42</sup>. De la misma manera, también es esencial que un empleado doméstico sepa que le corresponden días de licencia paga por enfermedad o que el organismo de resolución de conflictos en la Ciudad de Buenos Aires (Tribunal de Trabajo para el Personal de Casas Particulares) es totalmente gratuito para las actuaciones administrativas. Por estas razones, que la sociedad tome conciencia de la necesidad de acoger a estos trabajadores dentro del mercado laboral formal, de los costos efectivos de contratarlos dentro del marco legal y que los empleados sepan qué cosas pueden reclamar, es una parte más que importante dentro de las políticas que pueda hacer el Estado con relación al objetivo nombrado previamente.

Por otro lado, controlar que se cumpla la ley también es un factor para tener en cuenta, ya que sin un mecanismo que permita hacer cumplir las normativas, éstas carecen de sustento. En este mercado, la realización de inspecciones laborales se dificulta al ser un sector laboral disperso geográficamente e implicar la entrada al hogar de muchas personas, lo cual puede no ser permitido por el marco legal vigente. Aún más dificultades pueden presentarse por la falta de conocimiento explicada anteriormente, ausencia de tiempo o dinero, la falta de confianza en las autoridades o no querer efectuar reclamos por miedo a perder el trabajo, entre otros.

A pesar de ello, hubo mecanismos que valen la pena tener en cuenta para ser aplicados en nuestro país. Como hizo España en 2011, podría contribuir permitir un lapso en el cual se pudiera registrar formalmente a sus empleadas domésticas sin posibilidad de sanciones ni reclamos por previos incumplimientos ("blanqueo"). De esta manera, podría permitirse este período de "gracia" explicando que luego los controles y sanciones serían más estrictos. También es de utilidad utilizar un esquema de entrevistas al empleador y empleado similar a lo aplicado en Sudáfrica e Irlanda (OIT, 2016), en lugares neutrales

---

<sup>42</sup>Se aplica un máximo a deducir igual a la Ganancia Mínima No Imponible. La misma fue de pesos 85.848,99 para el 2019.

en caso de conflicto<sup>43</sup>.

Por último, otro factor relevante hacia la formalización consiste en facilitar y bajar los costos de esta para ambas partes del vínculo laboral. Sería interesante considerar el efecto de extender las deducciones impositivas que ya existen o encontrar alguna manera de disminuir el costo de despido. Una estrategia novedosa sería implementar un sistema de boletos<sup>44</sup> como en Bélgica (Titres-Services) y Francia (CESU). En ambos países se buscó la formalización del sector fomentando la creación de empresas proveedoras del servicio doméstico. En particular, en el caso belga se otorgó exclusividad a dichas empresas no permitiendo las relaciones laborales directas entre consumidor y empleado. Esto permitió aumentar el empleo formal del sector, así como también un mayor acceso a estos servicios de aquellos más necesitados como pueden ser las personas mayores, hogares con un solo padre/madre o personas con discapacidad.

Un aspecto muy importante es que la deducción impositiva a las personas (físicas o jurídicas) que compren estos boletos se realizara automáticamente a través del sistema, sin necesidad de pasos posteriores. A su vez, en Francia existe la posibilidad de que empresas accedan a boletos especiales que entregan a sus empleados como parte de su compensación y ellas pueden usarlo para deducciones impositivas. Un esquema de este tipo más allá de los incentivos financieros lleva a una relación triangular de trabajo fomentada por las empresas proveedoras del servicio que a su vez libera a los particulares de las típicas obligaciones de un empleador (OIT, 2016)<sup>45</sup>. Incluso permitiría disminuir el pago de asistencias sociales, aumentar la recaudación de la seguridad social, la creación de empleo (tanto de empleadas domésticas como de puestos gerenciales y administrativos en las empresas, entre otros) y aumento del consumo en consecuencia. En términos de recaudación impositiva, el efecto neto es incierto y depende de la relación entre creación de empleo (con su impacto en el consumo) y los incentivos financieros que se otorgan.

Para que el sistema funcione es importante que el precio efectivo pagado luego de la deducción impositiva sea cercano al que rige en el mercado informal. En países como Austria, los beneficios otorgados por el Estado determinaron una brecha considerable por lo que no se fomentó significativamente la creación de nuevos puestos de trabajo formales (OIT, 2016).

Medidas como las propuestas permitieron en Bélgica y Francia aumentar la formalidad del sector, la creación de empleo y el acceso a estos servicios de personas que antes no habían podido<sup>46</sup>. A su vez, lograron una mayor capacitación de los empleados. Por otro

---

<sup>43</sup> En particular en Sudáfrica el resultado fue exitoso, se obtuvieron compromisos escritos para regularizar su situación de aquellos empleadores que no cumplían con las normativas. El resultado fue que un 90% de ellos habían regularizado por completo la situación laboral de sus empleados domésticos al cabo de un año. Para más información recurrir al texto *Formalizing Domestic Work* (OIT, 2016).

<sup>44</sup> Aquel que quiera acceder al servicio doméstico debe comprar boletos que le dan el derecho a recibir una determinada cantidad de horas de este.

<sup>45</sup> Esto probablemente permita disminuir los costos de contratación por parte de los particulares o suavizarlos en el tiempo.

<sup>46</sup> En Dinamarca, el 75% de los usuarios del sistema de deducción impositiva para mayores de 65 años no había accedido a estos servicios previamente. Con un sistema similar, Suecia logró una mejora en la formalidad del rubro.

lado, existen estudios que vinculan este tipo de políticas con una reducción en las horas trabajadas de los empleados domésticos. Sin embargo, sus resultados no son concluyentes.

Con reformas de este estilo se busca fomentar el traslado de relaciones de trabajo hacia el mercado formal y la creación de nuevos empleos formales. Al formalizar al sector, uno permite incorporar a los beneficios y derechos que brinda el marco legal a las empleadas domésticas. Además, si se logra calificar la labor de las empleadas de manera que puedan mejorar su productividad esto podría mejorar sus ingresos y el servicio otorgado. También, sería de interés beneficiar a aquellos hogares necesitados de estas prestaciones pero que al costo actual no pueden. Todo esto, podría derivar en un mayor bienestar para la sociedad, mejorando la situación actual de los que intervienen en este mercado. Por supuesto, hay que ser precavidos en no precarizar las condiciones laborales en busca de disminuir la informalidad.

Finalmente, al “blanquear” este mercado de trabajo, se facilita la recolección de datos acerca del mismo y sus integrantes. Esto permitiría un mejor análisis de las medidas tomadas y el diseño de políticas que aborden estas problemáticas de una manera más eficaz.

## **VII. Consideraciones finales**

---

El envejecimiento poblacional y el proceso de inserción femenina al mundo laboral ponen al empleo doméstico en un rol de progresiva relevancia en la estructura económica. Las necesidades de estos servicios van a incrementar considerablemente y por eso es crucial solucionar los obstáculos que se presentan en este mercado, en particular los relacionados a la informalidad y precariedad laboral. Muchos países, en particular aquellos en etapas más avanzadas de rotación en la pirámide demográfica, han realizado numerosas reformas con el objetivo de mejorar el bienestar de todos los intervinientes en este mercado. En Argentina, se destaca la Ley sancionada en el 2013 que rige estos contratos laborales. Sin embargo, falta mucho por hacer en ese camino.

Para realizar políticas públicas eficaces con dicho objetivo, se requiere un conocimiento integral de los factores que caracterizan el funcionamiento de este mercado. A pesar de ello, la mayoría de los trabajos presentes en la literatura se limitan al estudio de ciertos aspectos concernientes a los oferentes de empleo doméstico. Con el objetivo de proveer herramientas a quienes realicen política económica, este trabajo busca brindar un análisis completo de los determinantes tanto de la oferta como de la demanda de estos servicios.

Los resultados al analizar la oferta de empleo doméstico muestran que se trata de un sector altamente informal, condicionado por la falta de educación de sus trabajadores que les restringe el acceso a trabajos en mejores condiciones y su capacidad para reclamar los derechos laborales que les corresponde. El análisis sugiere que el salario mínimo podría estar siendo un punto de referencia a la hora de pactar contratos tanto



en el mercado formal como en el informal. Adicionalmente, las remuneraciones en el último se caracterizan por una mayor volatilidad.

A partir de la EPH se puede observar la fuerte presencia femenina que representa casi la totalidad de los puestos de trabajo. En concordancia con la literatura, se encontró una presencia marcadamente mayor de los inmigrantes en el empleo doméstico que en el resto de la economía. Lo expresado en este párrafo deja en evidencia la necesidad de entender que las políticas dirigidas a este sector deben tener en consideración los aspectos migratorios y de género.

Finalmente, la evidencia muestra que se trata de un rubro con bajo nivel de ingresos lo que se relaciona a su vez con uno de los menores niveles de productividad en la economía. Esto podría llevar a un fuerte vínculo con la pobreza, lo que es respaldado por los datos al mostrar que los hogares donde el jefe es empleado doméstico tienen una incidencia de la pobreza mucho mayor a la media nacional. A su vez, se encontró que políticas sectoriales que busquen aumentar el nivel de ingresos (ya sea por transferencias directas o que lleven a aumentar el salario por hora) de los trabajadores de este rubro mejoran notablemente el bienestar de ellos y sus familias. Además, podría ser una herramienta útil dentro de un plan integral que busque reducir la pobreza en todo el país.

Al analizar la demanda de empleo doméstico los resultados fueron en concordancia con lo que uno podría esperar. Se encuentra una estrecha relación entre el nivel de ingresos de un hogar y el acceso a estas prestaciones. Probablemente la conclusión más interesante de esta sección sea el vínculo igual o más estrecho entre la autopercepción del nivel de ingresos o posición social y la contratación de empleadas domésticas. Luego, el análisis geográfico encontró que probablemente existan factores diferentes al nivel de ingreso medio en una región que puedan contrarrestar sus efectos en la demanda de estos servicios. Si bien pudo verse que el poder adquisitivo juega un papel central, también lo hacen la oferta de mano de obra no calificada, la desigualdad, la pobreza y el desempleo. También se encontró, como podía esperarse dada su alta correlación con el nivel de ingresos, un mayor nivel educativo en aquellos que acceden al empleo doméstico. Esto mismo muestra una relación más estrecha si se tiene en consideración la educación de aquellos a cargo del actual PSH cuando este era un adolescente.

Desde la perspectiva de género se evidencia que aquellos hogares donde la mujer es la que mayores ingresos lleva al hogar tienden a contratar más empleadas domésticas que el resto. Esto coincide con la literatura que muestra una desigual distribución en las tareas del hogar en las parejas de doble ingreso donde la mujer resulta perjudicada. Esto último se encuentra con mayor fortaleza en los deciles más bajos de la distribución, lo que puede ser explicado por mayores desigualdades respecto al rol de la mujer en el hogar. Sumado a ello, cuando la mujer es la principal proveedora de ingresos se suelen frecuentar estructuras unipersonales o monoparentales donde la misma debe ocuparse de las tareas hogareñas prácticamente por sí sola. A diferencia de esto, si el PSH fuera hombre dichas composiciones del hogar disminuyen marcadamente.

Con este trabajo se busca facilitar el diseño de políticas públicas que busquen un mayor

bienestar en la sociedad. Los resultados sugieren que se necesitan medidas para mejorar la situación de los trabajadores del empleo doméstico. Para ello, es crucial entender el papel que juega la perspectiva de género en ambas partes de este mercado y la inmigración del lado de la oferta. Asimismo, la formalización y la educación debieran ser parte de los pilares de futuras reformas. En particular, extender el alcance de la ley a estas relaciones laborales es necesario en el camino hacia una menor informalidad, pero se requieren otras medidas para lograrlo. Las mismas podrían resumirse en facilitar el acceso a la justicia, desincentivar la informalidad e incentivar la realización de contratos de trabajo formales. En este sentido, las reformas realizadas en otros países como en Bélgica, Francia o Sudáfrica (OIT, 2016) debieran ser utilizadas para estudiar su aplicabilidad en nuestro país. Cabe notar que en varias de ellas se alcanzaron otros objetivos como la generación de empleo, capacitación de las empleadas domésticas y un mayor acceso a estas prestaciones por parte de aquellos que más las necesitan.

Se espera que este análisis permita poner en agenda la necesidad de realizar reformas en este mercado y sirva de motivación para futuros trabajos de investigación sobre el tema.

### VIII. Referencias

---

Anderson, B. (2001). Just another job? Paying for domestic work. *Gender and Development*, 9(1), 23-33.

Batthyany, K. (2012). *Estudio sobre trabajo doméstico en Uruguay*. Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., & Marchionni, M. (2019). *Gender gaps in labor informality: The motherhood effect*. Documento de Trabajo No. 247. CEDLAS.

Bertranou, F., & Casanova, L. (2013). *Informalidad laboral en Argentina: segmentos críticos y políticas para la formalización*. Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Birgin, H. (2009). Sin acceso a la justicia: el caso de las trabajadoras domésticas en Argentina. En Valenzuela, M. E., & Mora, C. *Trabajo doméstico: un largo camino hacia el trabajo decente* (págs. 261-285). Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Blundell, R., Pistaferri, L., & Saporta-Eksten, I. (2016). Consumption inequality and family labor supply. *American Economic Review*, 106(2), 387-435.

Ceriani, P., Courtis, C., Pacecca, M. I., Asa, P., & Pautassi, L. (2009). Migración y trabajo doméstico en Argentina: las precariedades en el marco global. En Valenzuela, M. E., & Mora, C. *Trabajo doméstico: un largo camino hacia el trabajo decente* (pp. 147-191). Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Dinkelman, T., & Ranchhod, V. (2010). *Evidence on the impact of minimum wage laws in an informal sector: Domestic workers in South Africa*. Southern Africa Labour and Development Research Unit.

Domínguez Amorós, M., Muñis, L., & Rubilar Donoso, G. (2018). El trabajo doméstico y de cuidados en las parejas de doble ingreso. Análisis comparativo entre España, Argentina y Chile. *Papers. Revista de Sociología*, 104(2), 337-374.

Galassi, G. L., & Andrada, M. J. (2011). Relación entre educación e ingresos en las regiones geográficas de Argentina. *Papeles de población*, 17(69), 257-290.

Groisman, F. (2012). Salario mínimo y empleo en Argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 6(11), 9-47.

Groisman, F., & Suárez, A. L. (2010). Segregación residencial e inserción laboral en el Conurbano Bonaerense. *Población de Buenos Aires*, 7(11), 7-28.

Heffetz, O., & Frank, R. (2011). Preferences for status: Evidence and economic implications. En Benhabib, J., Bisin, A., & Jackson, M. O. (Eds.). *Handbook of social economics* (Vol. 1A, pp. 69-91). Elsevier.

INDEC (2016). Incidencia de la pobreza y de la indigencia en 31 aglomerados urbanos. Resultados segundo trimestre de 2016. *Informes técnicos*. Dirección Encuesta Permanente de Hogares, INDEC.

[https://www.indec.gov.ar/uploads/informesdeprensa/eph\\_pobreza\\_01\\_16.pdf](https://www.indec.gov.ar/uploads/informesdeprensa/eph_pobreza_01_16.pdf)

Khamis, M. (2008). *Does the minimum wage have a higher impact on the informal than*

*on the formal labor market? Evidence from quasi-experiments.* IZA Discussion Paper No. 3911. Institute for the Study of Labor.

Maurizio, R. (2007). *Migraciones internacionales en Argentina: un análisis de sus determinantes y de su relación con el mercado de trabajo.* Nuevos Documentos Cedes No. 30. CEDES.

Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (2015). *Trabajo doméstico e impacto de las políticas públicas en Uruguay.* República Oriental del Uruguay.

Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (2019). *Trabajo Doméstico Remunerado en Uruguay.* República Oriental del Uruguay.

OIT (2010). *Domestic workers in Thailand: their situation, challenges and the way forward.* International Labour Organization.

OIT (2013). *Domestic workers across the world: Global and regional statistics and the extent of legal protection.* International Labour Organization.

OIT (2015). *Global estimates on migrant workers.* International Labour Organization. [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms\\_436343.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_436343.pdf)

OIT (2015). Recomendación sobre la transición de la economía informal a la economía formal. *Conferencia General de la Organización Internacional del Trabajo.*

OIT (2016). *Formalizing domestic work.* International Labour Organization.

OIT (2016). *Políticas de formalización del trabajo doméstico en América Latina y el Caribe.* Organización Internacional del Trabajo.

Órdenes Carvajal, C. (2016). *Servicio doméstico en Chile: caracterización, evolución y determinantes de su partición laboral* [Tesis de maestría]. Universidad de Chile.

Roncolato, L., & Kucera, D. (2008). Informal employment: Two contested policy issues. *International Labour Review*, 147(4), 321-348.

Schteingart, D. (2017). La estructura productiva: La madre de todas las batallas contra la pobreza. *Sociedad*, Núm. 37, 43-75.

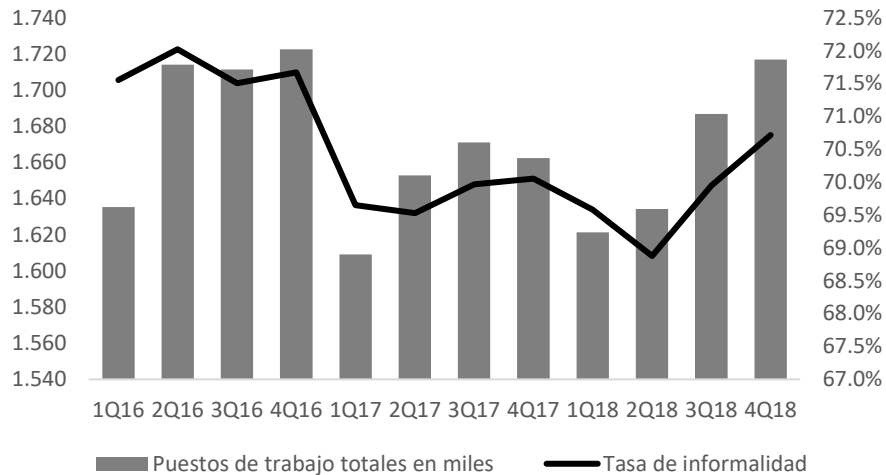
Stancanelli, E. G., & Stratton, L. S. (2014). Maids, appliances and couples' housework: The demand for inputs to domestic production. *Economica*, 81(323), 445-467.

Van Biesebroeck, J. (2015). *How tight is the link between wages and productivity? A survey of the literature.* Conditions of Work and Employment Series No. 54. International Labour Organization.

Velásquez Pinto, M. D. (2017). *Salario mínimo y empleo: evidencia empírica y relevancia para América Latina.* Serie Condiciones de Trabajo y Empleo No. 93. Organización Internacional del Trabajo.

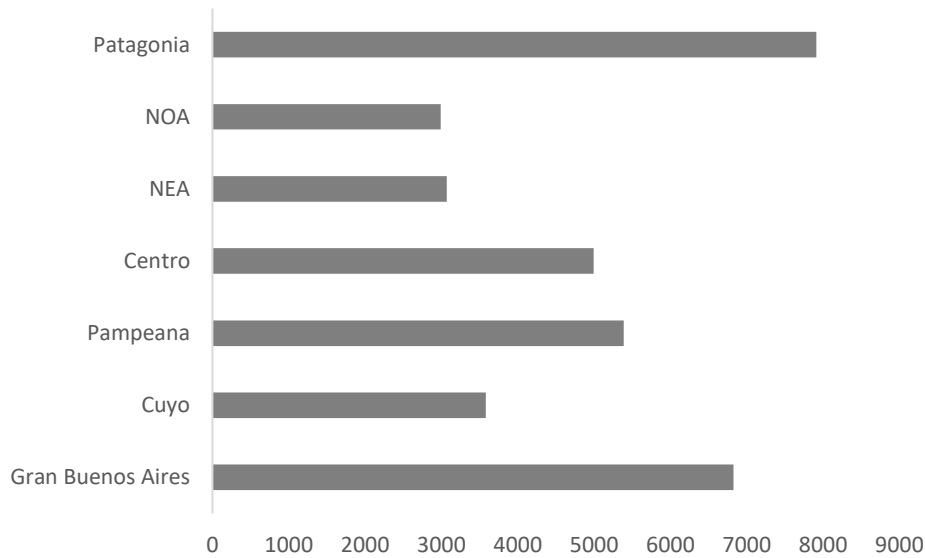
**X. Anexo**

**Figura A1:** Variación de los puestos de trabajo respecto a la tasa de informalidad en el empleo doméstico



Fuente: elaboración propia a partir de la Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo de Mano de Obra del INDEC.

**Figura A2:** Ingreso per cápita por regiones<sup>47</sup>



Fuente: elaboración propia en base a la ENES.

<sup>47</sup> El ingreso per cápita del Gran Buenos Aires puede desagregarse entre CABA y los 24 partidos bonaerenses que releva la encuesta. El correspondiente a CABA supera al de la Patagonia. El nivel del resto del Gran Buenos Aires sigue siendo superior al resto de las regiones (excluyendo CABA y Patagonia).

**Tabla A1:** Incidencia de la pobreza ante ajustes  
en los ingresos de los empleados domésticos

	Tasas correspondientes al primer semestre del 2019			
	Total aglomerados urbanos		Dado que el jefe de hogar es empleado doméstico	
	Incidencia de la pobreza en hogares	Incidencia de la pobreza en personas	Incidencia de la pobreza en hogares	Incidencia de la pobreza en personas
Sin modificaciones	25.38%	35.37%	48.31%	56.57%
Incremento de un 5% al ingreso por hora de los empleados domésticos	25.30%	35.28%	47.63%	55.91%
Incremento de un 10% al ingreso por hora de los empleados domésticos	25.19%	35.17%	46.04%	54.64%
Incremento de un 20% al ingreso por hora de los empleados domésticos	25.06%	35.02%	44.47%	53.28%
Incremento de un 50% al ingreso por hora de los empleados domésticos	24.74%	34.61%	39.91%	48.38%
Transferencia de 1000 pesos a cada empleado doméstico	25.11%	35.09%	45.01%	53.91%
Transferencia de 2000 pesos a cada empleado doméstico	24.87%	34.83%	42.06%	51.69%
Transferencia de 3000 pesos a cada empleado doméstico	24.67%	34.59%	40.09%	50.07%
Transferencia de 4000 pesos a cada empleado doméstico	24.52%	34.41%	38.19%	48.20%
Transferencia de 5000 pesos a cada empleado doméstico	24.26%	34.08%	35.22%	45.01%

*Fuente:* elaboración propia en base a la EPH y mediciones de la Canasta Básica Total del INDEC.



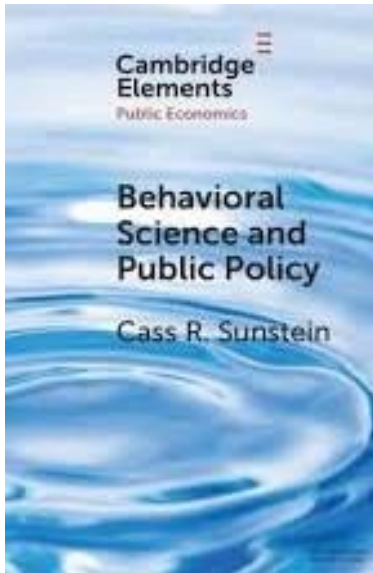
## Reseña bibliográfica. Behavioral Science and Public Policy

Cass R. Sunstein. Cambridge University Press, 2020.

ISBN: 9781108973144

---

J. Daniel Aromí<sup>1</sup>



La economía conductual es un área de la economía académica que ha crecido notablemente en las últimas décadas. Este crecimiento no se circunscribió al ámbito académico, sino que fue acompañado por la creciente aplicación de esta perspectiva al diseño de políticas públicas. En un reciente libro, Cass Sunstein brinda una entretenida e informativa exposición sobre este recorrido, los logros resultantes y las cuestiones a resolver.

Pero ¿en qué consiste la economía conductual? Para contestar esta pregunta resulta necesario describir la perspectiva tradicional en economía. Tradicionalmente, en análisis de cuestiones económicas, se asume que los actores tienen objetivos bien definidos y estables. Adicionalmente, se suele suponer que las acciones son

elegidas para cumplir con esos objetivos de la mejor manera posible dadas las restricciones que impone el ambiente. En particular, se postula que la información disponible será utilizada en forma adecuada para guiar la toma de decisión.

Es en este contexto que surge la economía conductual, un conjunto de contribuciones que enfatiza el rol de aspectos psicológicos en los análisis económicos. Hace aproximadamente 50 años los psicólogos Daniel Kahneman y Amos Tversky iniciaron un fructífero recorrido en el que recolectaron anomalías y propusieron marcos conceptuales (Kahneman & Tversky, 1972, 1979; Tversky & Kahneman, 1974). Las anomalías evidenciaron que en algunas circunstancias pueden observarse desviaciones importantes con respecto a lo esperado bajo el marco analítico convencional. Complementariamente, Kahneman y Tversky propusieron marcos conceptuales que permitieron racionalizar estas anomalías. Estos modelos conceptuales también brindaron pistas sobre la forma en que el esquema tradicional puede ser adaptado.

Esta línea de investigación en algún momento pudo haber sido asociada a un mensaje principalmente negativo. El foco parecía estar puesto en detectar instancias en las que la teoría tradicional falla sistemáticamente. De esta manera, se podría sospechar que las conclusiones de este campo podrían ser resumidas por conceptos como irracionalidad, sesgos cognitivos o errores sistemáticos en la toma de decisión.

---

<sup>1</sup> Departamento de Investigación, Facultad de Ciencias Económicas. Pontificia Universidad Católica Argentina. Email: josedanielaromi@uca.edu.ar



Sin embargo, en los últimos años ha emergido una perspectiva definitivamente más constructiva en la que se intenta derivar y evaluar recomendaciones de política a partir de ideas asociadas a la economía conductual. Claramente, las contribuciones de Cass Sunstein, muchas veces en colaboración con Richard Thaler, se destacan dentro de esta línea de trabajo. En *Behavioral Science and Public Policy* Sunstein presenta una extensa lista de aplicaciones en las que estas ideas fueron aplicadas con el objetivo de mejorar la toma de decisión y, de esta manera, incrementar el bienestar de los actores.

En el texto se pueden identificar tres bloques. En los primeros tres capítulos, el libro presenta en términos amplios las cuestiones básicas asociadas a la economía conductual. En los siguientes cuatro capítulos, se describen los objetivos y los resultados de intervenciones de política implementadas en diversos lugares del mundo. Los tres capítulos finales son dedicados a discutir desafíos conceptuales y prácticos que enfrenta la estrategia de intervención recomendada.

Sunstein brinda una valiosa exposición asociada a la estrategia de intervenciones mínimamente invasivas. Este texto se complementa con otros libros sobre economía conductual. Thaler & Sunstein (2008) constituye el antecedente cercano pensado para un público más amplio y con menos foco en las políticas públicas. Si se busca un libro accesible sobre las ideas básicas, el mejor posiblemente es Kahneman (2011). Otro texto relacionado es Akerlof & Shiller (2015). En este libro la discusión se concentra en cuestiones de eficiencia y equidad que emergen como resultado de la interacción entre agentes sofisticados y agentes poco sofisticados. Para lectores más avanzados que buscan material más detallado vale la pena considerar los clásicos artículos recopilados en Camerer *et al.* (2004) y las contribuciones más recientes que pueden ser encontradas en Bernheim *et al.* (2018, 2019).

Volviendo al texto de Sunstein, la lista de aplicaciones discutidas es basta e incluye temas como los accidentes tránsito, la alimentación saludable, la educación, el uso de energía renovable, la discriminación y las decisiones financieras. En la mayoría de los casos, las intervenciones de política presentadas en el texto toman la forma de empujón amistoso o *nudge*. La forma más prominente de este tipo de intervención está dada por el uso de las opciones por defecto. Por ejemplo, a la hora de optar por un plan de ahorro, el decisor recibe un formulario con una opción seleccionada en forma preliminar. Si esta opción por defecto involucra un mayor nivel de ahorro, en la medida en que los usuarios tiendan a seguir esta sugerencia tácita, los niveles de ahorro se verían incrementados. En el mismo espíritu, entre otras formas de intervención mínimamente restrictivas, encontramos a los recordatorios, las comparaciones sociales y ajustes en la prominencia con que se presenta información relevante para la toma de decisión.

Sunstein destaca que un aspecto conveniente de este tipo de intervenciones es que evitan restricciones severas en la toma de decisión. De esta forma las políticas son compatibles con la idea de "paternalismo libertario" que propusiera junto a Thaler. Según esta estrategia, se modifica la arquitectura de la toma de decisión buscando alterar las conductas en una dirección que se considera deseable. Al mismo tiempo, esta intervención no elimina ninguna opción del menú, por lo tanto, en principio, todavía es

posible que los individuos mantengan la conducta que hubieran manifestado en la ausencia de una intervención.

Las ideas presentadas por Sunstein son estimulantes y merecen ser consideradas tomando un poco de distancia. Por ejemplo, es de interés evaluar la medida en que este tipo de intervenciones constituyen una novedad. Al mismo tiempo, otra cuestión a contemplar son las dificultades asociadas a garantizar que las intervenciones impacten positivamente el bienestar de las personas. Finalmente, corresponde considerar si las intervenciones mínimamente restrictivas propuestas por Sunstein son suficientemente fuertes como para resolver errores o ineficiencias en la toma de decisión.

Con respecto a la medida en que estas políticas constituyen una propuesta novedosa, vale la pena destacar dos áreas en las que este tipo de ideas han sido aplicadas con anterioridad: marketing y propaganda política. Por ejemplo, en estos campos, se considera con cuidado la forma en que la información es presentada y, adicionalmente, la exposición repetida a esta información es un elemento al que se le asigna mucha importancia. En consecuencia, los aspectos novedosos de lo propuesto por Sunstein tienen que ver con los campos de aplicación, la perspectiva de políticas públicas y el esfuerzo por sistematizar el conocimiento.

Por otro lado, es clave determinar si estas políticas logran mejorar el bienestar. Por ejemplo, ¿podemos asegurar que una intervención que aumenta el ahorro o que baja el consumo de azúcar mejora el bienestar de las personas? Esta no es una pregunta sencilla, incluso cuando adoptamos un marco de análisis tradicional. Esto se debe a que el bienestar de las personas no es observable en forma directa. Por lo tanto, bajo la perspectiva tradicional, el bienestar debe ser inferido observando individuos que tienen objetivos estables, bien definidos y toman decisiones que son consistentes con estos objetivos.

La dificultad es mucho más grande cuando se adopta la perspectiva de la economía conductual. Según este enfoque, las personas manifiestan distintos objetivos según el contexto, su memoria es selectiva y cometen errores sistemáticos a la hora de pronosticar el impacto hedónico de un evento (Gilbert, 2009). En este caso, el concepto de bienestar individual se vuelve problemático. Estas dificultades están adecuadamente reflejadas en el texto. Sunstein discute distintas formas de medir el bienestar y resume ideas relacionadas propuestas por Douglas Bernheim (ver por ejemplo Bernheim & Taubinsky, 2018).

Dejando de lado las dificultades asociadas a medir el bienestar, surge la pregunta acerca de la efectividad de las intervenciones en la forma de pequeño empujón o *nudge*. Es decir, asumiendo que un mayor nivel de ahorro y un menor consumo de azúcar son deseables, ¿es posible obtener mejoras significativas en la toma de decisión usando el enfoque del paternalismo libertario? Con respecto a esta pregunta, existen algunos trabajos que sugieren que este tipo de intervenciones no logran cambios significativos en las conductas y, por lo tanto, sería necesario recurrir a otro tipo de intervenciones más invasivas que alteren precios o impongan restricciones cuantitativas (ver por ejemplo Bronchetti *et al.*, 2011; DellaVigna & Linos, 2020). En otras palabras, si estos

hallazgos son correctos, resultaría necesario implementar planes de ahorro obligatorio y establecer impuestos a las bebidas azucaradas.

Finalmente, estas contribuciones nos llevan a reflexionar sobre el rol de la economía conductual en el estudio de problemas económicos. En este sentido, es posible que, paradójicamente, el éxito de la economía conductual resulte en su disolución. En otras palabras, la economía conductual contribuye generando evidencia y marcos de análisis que, en forma selectiva, pueden resultar de valor en diversos contextos aplicados. Estas contribuciones pueden influenciar la forma en que se aproximan el estudio de temas tan diversos como la conducta del consumidor, las dinámicas de mercados financieros, las relaciones laborales y el pago de impuestos. De esta manera, es posible conjeturar que en un escenario en el que estos mensajes son absorbidos en forma satisfactoria, la economía conductual ocuparía un lugar de menor prominencia, pero, al mismo tiempo, habría cometido su objetivo: incrementar el nivel de atención que se le brinda a aspectos psicológicos en estudios de cuestiones económicas.

## Referencias

Akerlof, G. A., & Shiller, R. J. (2015). *Phishing for phools: The economics of manipulation and deception*. Princeton University Press.

Bernheim, B. D., DellaVigna, S., & Laibson, D. (Eds.). (2018). *Handbook of Behavioral Economics-Foundations and Applications 1*. Elsevier.

Bernheim, B. D., DellaVigna, S., & Laibson, D. (Eds.). (2019). *Handbook of Behavioral Economics-Foundations and Applications 2*. Elsevier.

Bernheim, B. D., & Taubinsky, D. (2018). Behavioral Public Economics. In Bernheim, B. D., DellaVigna, S., & Laibson, D. (Eds.), *Handbook of Behavioral Economics- Foundations and Applications 1* (pp. 381-516). Elsevier.

Bronchetti, E. T., Dee, T. S., Huffman, D. B., & Magenheimer, E. 2011. *When a nudge isn't enough: Defaults and saving among low-income tax filers* (No. w16887). National Bureau of Economic Research.

Camerer, C. F., Loewenstein, G., & Rabin, M. (Eds.). (2004). *Advances in behavioral economics*. Princeton University Press.

DellaVigna, S., & Linos, E. (2020). *RCTs to Scale: Comprehensive Evidence from Two Nudge Units*. Working Paper, UC Berkeley.

Gilbert, D. (2009). *Stumbling on happiness*. Vintage Canada.

Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Macmillan.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1972). Subjective probability: A judgment of representativeness. *Cognitive psychology*, 3(3), 430-454.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263-292.

Thaler, R., & Sunstein C. (2008). *Nudge: improving decisions about health, wealth, and happiness*. Yale University Press.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, 185(4157), 1124-1131.

## **Acerca de Ensayos de Política Económica**

---

### Proceso de revisión por pares

Los artículos enviados a la revista *Ensayos de Política Económica* son evaluados, en primera instancia por el Consejo Editorial, integrado por reconocidos investigadores de la Universidad y de otros Centros de Estudios. Posteriormente el Consejo Editorial coordina la evaluación con referatos externos mediante el sistema de arbitraje doble ciego. En esta segunda instancia, se mantiene en secreto la identidad del autor y de los revisores.

Los revisores considerarán en su evaluación, la originalidad, el contenido y la calidad del texto académico. En base a ello, elaborarán un informe que el Editor Responsable y el Consejo Editorial estimarán para tomar la decisión final de la publicación del artículo.

Asimismo, se comunicará al autor la decisión respecto a la publicación, como también las posibles observaciones efectuadas por el referato. De manera que, en caso de ser necesario, realice las modificaciones correspondientes.

---

### Normas para presentación de artículos

Los trabajos con pedido de publicación deben ser enviados en versión digital (documento de Microsoft Word o similar) vía mail a [repeconomica@uca.edu.ar](mailto:repeconomica@uca.edu.ar)

Los criterios de los artículos sujetos a consideración por la revista, son los siguientes

1. Se consideran trabajos originales que no hayan sido publicados ni presentados en otras revistas o medios de divulgación, en idioma español e inglés.
2. El manuscrito tendrá una longitud total máxima de 35 páginas y deberá cumplir los criterios descriptos a continuación

La **primera página** debe contener la siguiente información

- a. Título del artículo
- b. Nombre y apellidos del autor/autores
- c. Afiliación del autor/autores
- d. Resumen en español e inglés con un máximo de 700 caracteres incluyendo espacios.
- e. Palabras clave en español e inglés
- f. Clasificación JEL
- g. Nota al pie con dirección de contacto y pertenencia institucional del autor/autores (con referencia en el nombre del autor/autores)
- h. Nota al pie con agradecimientos, declaración de potenciales conflictos de interés y fuentes de financiamiento si fuese necesario (con referencia en el título del trabajo)

El **texto principal** debe estar escrito con letra Times New Roman, tamaño 11, interlineado 1,5, espaciado posterior de 2 puntos y sangría en primera línea de 0,5 cm. El papel debe ser de tamaño A4 con todos los márgenes en 2,5 cm. Todas las páginas, excepto la primera, deben estar numeradas consecutivamente.

Las **notas al pie** deben estar escritas con interlineado sencillo, letra Times New Roman tamaño 9 y numeradas consecutivamente.

Las **fórmulas** deben numerarse consecutivamente como (1), (2), (3), etc. Esta numeración debe aparecer contra el margen derecho de la página.

Las **tablas y figuras** deben explicarse por sí mismos (sin necesidad de recurrir al texto para su comprensión), sin incluir abreviaturas, ni colores. Deben numerarse correlativamente (1, 2, 3, etc.), tener títulos apropiados que expresen el contenido, indicar las unidades de medida empleadas, citar el origen de los datos que contienen y poseer notas explicativas. En cuanto al formato de presentación, los títulos deben aparecer por encima y fuera de las tablas y figuras. Las notas y fuentes deben ubicarse por debajo y fuera de las tablas y figuras, con letra Times New Roman, tamaño 9 e interlineado sencillo. Las tablas y figuras deben permitir su edición (no deben estar insertados como imagen).

Las **referencias bibliográficas** se citarán de acuerdo a lo establecido por las normas APA (American Psychological Association (2010). *Manual de Publicaciones de la American Psychological Association*. México: Manual Moderno). A modo de ejemplo:

Libro: Aghion, Philippe; Howitt, Peter. (1998). *Endogenous Growth Theory*. Massachusetts: The MIT Press.

Artículo: R. Dornbusch; S. Fischer; P. A. Samuelson. (1977). "Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods". *The American Economic Review*, 67 (5), 823-839

Página web: Viego, V. (2018). "La pobreza en Bahía Blanca: cifras recientes" [Informe]. Recuperado de: <https://www.ecodata.uns.edu.ar/la-pobreza-en-bahia-blanca-cifras-recientes/>

En el texto principal las referencias bibliográficas deben ser incluidas con el formato (Autor, 2016), y si citan más de una referencia para ese autor/autores en el mismo año debe aparecer (Autor, 2016a) o (Autor, 2016b). Si son dos autores (Autor y Autora, 2016) y si son más de tres autores (Autor et. al., 2016). No se pueden agregar referencias en la bibliografía que no estén mencionadas en el texto principal del trabajo.

En el caso de haber algún **apéndice**, debe ubicarse luego de las referencias y sin numerar. De existir varios apéndices, deben presentarse como subsecciones ordenadas por las letras A, B, etc. Las ecuaciones, cuadros y gráficos de los apéndices se numeran con la letra correspondiente al apéndice seguida por números consecutivos (por ejemplo, para el apéndice A, la numeración sería A1, A2, etc.). El formato del apéndice/s debe ser el mismo que el del texto principal en cuanto al tipo de letra, tamaño, interlineado y espaciado.





PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA ARGENTINA  
Facultad de Ciencias Económicas  
Departamento de Investigación Francisco Valsecchi