

Trombetta, Martín; Pascuariello, Gisella; Sidicaro, Nicolás; Sonzogni, Pablo;
Trebotic, Gisel

Article

Credenciales universitarias y diferenciales salariales en la estructura productiva argentina

Estudios de Economía

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Chile

Suggested Citation: Trombetta, Martín; Pascuariello, Gisella; Sidicaro, Nicolás; Sonzogni, Pablo; Trebotic, Gisel (2022) : Credenciales universitarias y diferenciales salariales en la estructura productiva argentina, Estudios de Economía, ISSN 0718-5286, Universidad de Chile, Departamento de Economía, Santiago de Chile, Vol. 49, Iss. 2, pp. 231-255

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/285100>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Credenciales universitarias y diferenciales salariales en la estructura productiva argentina*

University credentials and wage differentials in the Argentine productive structure

MARTÍN TROMBETTA**

GISELLA PASCUARIELLO***

NICOLÁS SIDICARO****

PABLO SONZOGNI*****

GISEL TREBOTIC*****

Resumen

Este trabajo estima el retorno salarial de las distintas credenciales educativas de nivel universitario en Argentina, a partir de datos administrativos para 2019. Los resultados indican considerable variabilidad según jerarquía del título y área del conocimiento. Las Ciencias Aplicadas obtienen los mejores resultados, mientras que lo contrario ocurre para las Humanidades. Estos efectos son mayores para individuos situados en la cola derecha de la distribución condicional de salarios.

Palabras clave: *Retornos a la educación, credenciales, regresiones cuantílicas.*

Clasificación JEL: *I26, J31.*

* Agradecemos al Editor, Rómulo Chumacero, y a los tres revisores anónimos por sus valiosos aportes y comentarios. Además, agradecemos el apoyo y las sugerencias del equipo del Centro de Estudios para la Producción XXI, en especial, de Daniel Schteingart.

** CONICET / Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) / Argentina. E-mail: martintrombetta@gmail.com

*** Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) / Argentina. E-mail: gise.pascuariello@gmail.com

**** Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) / Argentina. E-mail: nsidicaro.cep@gmail.com

***** Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) / Argentina. E-mail: sonzognipablo@gmail.com

***** Centro de Estudios para la Producción (CEP XXI) / Argentina. E-mail: gtrebotic@gmail.com

Abstract

We estimate the wage return of the different university-level educational credentials in Argentina using administrative data for 2019. The results indicate sizeable variability according to the hierarchy of the degree and area of knowledge. Applied Sciences obtain the best results, while the opposite is true for the Humanities. These effects are higher for individuals located in the right tail of the conditional wage distribution.

Key words: *Returns to education, credentials, quantile regressions.*

Clasificación JEL: *I26, J31.*

1. INTRODUCCIÓN

La literatura laboral incluye una importante tradición de medición de los retornos salariales al capital humano adquirido en la educación formal. Desde los primeros estudios acerca de capital humano (Schultz, 1961), existe amplio consenso en que las credenciales educativas tienen un impacto considerable en los salarios a lo largo de la vida de los individuos, aunque no siempre existe acuerdo respecto de los mecanismos que explican esta asociación (Spence, 1973). Si bien la magnitud de estos retornos ha sido extensamente estudiada, la evidencia pertinente a variabilidad entre credenciales provenientes de distintas áreas del conocimiento es mucho más limitada.

La desigual retribución de los distintos tipos de títulos universitarios en el mercado de trabajo puede responder a una variedad de razones. Si estos rendimientos reflejan la escasez relativa de cada perfil profesional, esto puede considerarse una consecuencia natural de la dificultad en la obtención de cada tipo de credencial, o bien de las preferencias reveladas de los agentes que en muchos casos optan por estudiar carreras en las que el componente salarial no es el único determinante de la elección. Sin embargo, no es posible descartar que existan asimetrías informativas u otras fallas de mercado que expliquen este fenómeno, lo que constituiría una oportunidad para el diseño de políticas públicas capaces de mejorar los resultados observados.

Este trabajo hace uso de una nueva base de datos de graduados universitarios para aportar evidencia empírica de los diferenciales salariales asociados a distintos tipos de credenciales universitarias en Argentina. Hasta el momento, la literatura laboral empírica ha trabajado con variables educativas expresadas en años de escolaridad o bien en forma dicotómica (como la presencia o ausencia de una credencial determinada); la contribución de este trabajo consiste en incorporar una dimensión de calidad en la medición del retorno salarial a los títulos universitarios. En particular, se muestra que los resultados salariales varían considerablemente entre títulos de distintas jerarquías y áreas del conocimiento.

Se trata del primer estudio de este tipo para América Latina; las encuestas de hogares disponibles en la región generalmente no permiten una caracterización tan detallada de los perfiles profesionales observados en el mercado de trabajo, de modo que el trabajo con una base que surge de combinar dos fuentes de datos administrativas para Argentina representa la principal innovación de este trabajo. Los resultados obtenidos indican que la variabilidad entre primas (o penalidades) salariales asociadas a distintos títulos universitarios no solo es considerable, sino que además ofrece distintos patrones sectoriales.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. La sección 2 repasa la literatura existente. La sección 3 describe las fuentes de datos utilizadas en los ejercicios empíricos realizados. La sección 4 detalla la metodología implementada. La sección 5 presenta los resultados más relevantes. Finalmente, la sección 6 ofrece algunas conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La relación entre el salario y el nivel educativo ha sido estudiada tradicionalmente en el marco de la teoría del capital humano¹. Bajo este enfoque de corte neoclásico, los individuos deciden invertir en determinadas actividades, entre ellas la educación², que les permiten elevar sus ingresos futuros al aumentar sus productividades individuales, es decir, que dicha inversión les rendirá un retorno.

Una conceptualización alternativa de la relación entre educación y salarios viene dada por los llamados modelos de señalización (*signalling*). En este marco, la información asimétrica en el mercado de trabajo, es decir, el hecho de que las empresas no pueden observar *ex ante* la productividad idiosincrática de los trabajadores evita que los salarios reflejen diferenciales de productividad en ausencia de señales informativas que subsanen esa falla de mercado. Una señal informativa podría ser, por ejemplo, una credencial educativa que, en este contexto, no tendría un efecto causal en la productividad, aunque sí en el salario. Por supuesto, este enfoque y el de capital humano no son mutuamente excluyentes, de modo que es plausible asumir que ambos fenómenos operan en alguna magnitud en la práctica.

Estas tradiciones teóricas dieron origen a un importante caudal de investigaciones empíricas orientadas a medir el impacto de la educación en los salarios, con o sin estrategias de identificación causal. El ejercicio empírico arquetípico es la estimación de alguna variante de la llamada ecuación de Mincer (1974), cuya variable dependiente es (generalmente, el logaritmo de) alguna medida salarial y sus variables independientes incluyen una o varias medidas de nivel educativo. Corresponde notar que mientras que la teoría del capital humano

¹ Becker (1964) es habitualmente considerada la referencia seminal de esta literatura.

² Entrenamiento laboral, atención médica, migración y búsqueda de información de precios y de ingresos son otras formas de inversión en capital humano. Todas ellas incrementan habilidades, conocimientos y salud y, por esta razón, ingresos futuros.

predice incrementos continuos en el salario ante cada aumento en la cantidad de años de educación, los modelos de señalización predicen discontinuidades, ya que sería la completitud de ciertos “bloques educativos” (verificables a nivel de credenciales) la que determina el salario obtenido (Hungerford y Solon, 1987; Belman y Heywood, 1991; Arkes, 1999).

Psacharopoulos y Patrinos (2004) y Peracchi (2006) proveen extensas revisiones de la literatura empírica de retornos a la educación en todo el mundo, incluyendo resultados tanto para la educación en general como para las credenciales universitarias en particular. En cambio, la evidencia en los diferenciales salariales asociados a distintos campos de estudio es más acotada. En general, estos trabajos encuentran que los graduados universitarios de las ramas de humanidades y ciencias sociales tienen, *ceteris paribus*, menores salarios que aquellos con títulos de disciplinas más “cuantitativas”, como negocios³, ingenierías o ciencias básicas (Arcidiacono, 2004; Buonanno y Pozzoli, 2009). Asimismo, la probabilidad de encontrar un empleo y la velocidad de hacerlo también son mayores en esas disciplinas.

Grave y Goerlitz (2012) realizan un ejercicio de descomposición para el caso de Alemania y encuentran que las brechas entre disciplinas se deben principalmente a diferencias en atributos observables mayormente asociados a características del puesto, de la firma o del mercado laboral, más que a atributos personales o al área de estudio elegida. En otras palabras, los graduados de artes y humanidades se insertan relativamente más en firmas, puestos, sectores o modalidades de trabajo que correlacionan con menores salarios. También muestran que las brechas decrecen a medida que se gana experiencia laboral.

Asimismo, Eide *et al.* (2016) se enfocan en las interacciones entre las disciplinas y el prestigio de las universidades en Estados Unidos y encuentran que el área de negocios presenta una prima salarial muy alta independientemente de la posición de la universidad. En cambio, las disciplinas llamadas STEM (ingenierías y ciencias básicas) no tienen diferencias significativas entre universidades. Finalmente, las ciencias sociales presentan una prima solo en universidades rankeadas en nivel alto.

En la misma línea, Britton *et al.* (2021) utilizan registros administrativos de Gran Bretaña y hallan una importante variabilidad de los retornos a la educación entre universidades y carreras. En particular, encuentran que las carreras LEM (derecho, economía y gestión) se asocian a primas salariales altas; Otras Carreras (artes, humanidades e idiomas), a penalidades y las carreras STEM (ciencia, tecnología, ingeniería y matemática), a resultados variados: medicina, informática, ingeniería y matemática obtienen buenos resultados, mientras que ciencias veterinarias, agricultura, psicología y ciencias biológicas, no⁴. Belfield

³ Entre graduados de posgrado en el área de negocios, las mayores primas salariales aparecen en finanzas y en tecnologías de la información (Grove y Hussey, 2011). La categoría también incluye áreas del conocimiento tales como administración y *marketing*.

⁴ STEM y LEM por sus siglas en inglés: Science, Technology, Engineering and Mathematics (STEM) y Law, Economics and Management (LEM)

et al. (2018) arriban a similares resultados para ese territorio, aunque lo diferencian por género: varones que estudian artes creativas, idioma o filosofía tienen penalidades salariales, mientras que en medicina y economía reportan primas de alrededor de 20%; las mujeres no reportan penalidades en ninguna carrera, y al estudiar medicina o economía, las primas ascienden a 60%.

Para Argentina, la evolución de los retornos a la educación para los distintos niveles educativos (incluyendo el ámbito universitario) en las últimas décadas ha sido extensamente documentada (Groisman y Marshall, 2015; Ciaschi, 2017; Fiszbein *et al.*, 2007; Paz, 2009), incluyendo una considerable discusión acerca de sus posibles determinantes. Sin embargo, no se han hallado estudios enfocados puntualmente en la variación de remuneraciones según disciplinas para graduados universitarios en general. Groisman y García de Fanelli (2009) proveen un punto de partida interesante al analizar los salarios de los docentes universitarios. Los autores encuentran una penalidad respecto de graduados universitarios no docentes, que además es heterogénea según profesión: la brecha es mayor entre contadores, abogados e ingenieros.

3. DATOS

Este trabajo combina dos fuentes de información. La primera es la base de datos del sistema Araucano, utilizado por la Secretaría de Políticas Universitarias del Ministerio de Educación (SPU), donde se registran los estudiantes y graduados universitarios de todas las universidades públicas de Argentina, así como de la mayoría de las universidades privadas. La segunda es la base de datos del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) de noviembre de 2019, que contiene información de todos los puestos de trabajo asalariados registrados en ese mes.

La base Araucano indica, para cada estudiante, la institución y carrera correspondientes, además de la fecha de graduación, cuando corresponde. De esta base, se obtiene una muestra de 276 131 graduados entre 2016 y 2018. Esta información se cruza con los datos del SIPA para caracterizar la situación laboral de cada graduado en noviembre de 2019. Naturalmente, esto implica que no hay información acerca de aquellos graduados que no estén en un puesto laboral asalariado formal, sea porque se encuentran inactivos, desocupados o bien porque están trabajando en puestos informales o por cuenta propia. De este modo, las primas reportadas en este trabajo deben ser interpretadas como primas formales, ya que las informales son imposibles de estimar con datos administrativos. Además, debido a que se trabaja con un corte transversal, no es necesario transformar los valores monetarios, que están expresados en pesos corrientes del período de análisis. Por último, no se cuenta con información de horas trabajadas, de manera que no es posible computar salarios horarios.

La SPU clasifica carreras universitarias en cinco ramas que a su vez se dividen en 37 disciplinas y estas, a continuación, en 146 áreas. Sin embargo,

15 áreas⁵ registran una cantidad muy pequeña de observaciones (inferior a 30) como para ser útiles en términos estadísticos, de modo que la base de trabajo final contiene solo 131 áreas. En las estimaciones se utilizan los tres niveles de agrupamiento como efectos fijos. Todos estos títulos universitarios pueden clasificarse por jerarquía de acuerdo con la siguiente estructura: pregrado y títulos intermedios, tecnicaturas, grado y profesorado, posgrado. En general, se usará el término “carreras” para referirse, genéricamente, a ramas, disciplinas o áreas, según corresponda.

La base final incluye algunas simplificaciones metodológicas. En primer lugar, algunos individuos obtuvieron más de un título universitario. En estos casos, se elige, para cada uno, el de mayor jerarquía; si dos o más tienen la misma jerarquía, se elige el más antiguo. Finalmente, si dos o más coinciden en jerarquía y en antigüedad (algo que ocurre en menos del 2% de los casos), se elige uno al azar. Análogamente, un mismo individuo puede ocupar más de un puesto de trabajo. En esos casos, se opta por computar el salario total de todas sus ocupaciones y asignarle el sector productivo de la actividad principal, es decir, la que genera mayor ingreso⁶.

De este modo, la base de trabajo solo incluye un título para cada graduado que se encuentra en el mercado de trabajo formal. El objetivo de estas simplificaciones es evitar el trabajo con una base excesivamente complicada, en un contexto en que tanto el pluriempleo como la posesión de credenciales educativas provenientes de áreas distintas del conocimiento son inusuales y por tanto poco relevantes para nuestro análisis. Por otra parte, la elección del mes de noviembre de 2019 responde a distintas consideraciones, particularmente al interés por permitir cierto paso del tiempo entre la graduación y la inserción profesional y, al mismo tiempo, evitar el trabajo con meses típicamente afectados fuertemente por factores estacionales.

4. METODOLOGÍA

Para estimar las primas salariales asociadas a distintos tipos de credenciales universitarias, se estiman distintas versiones de la siguiente ecuación:

⁵ Se trata de áreas formadas por carreras que incluyen relativamente pocos estudiantes en Argentina. La mayoría pertenecen a la rama de ciencias aplicadas: sistemas aéreos y navales, geoquímica, oceanografía, ingeniería azucarera, ingeniería en vías de comunicación, demografía y balística, entre otras.

⁶ De este modo, se intenta captar, por un lado, el ingreso laboral total del individuo, y por otro, su inserción sectorial principal. En algunos sectores (como enseñanza, salud y comercio) el pluriempleo tiene cierta importancia y coexiste con jornadas laborales algo más reducidas (como se desprende de las encuestas de hogares tradicionales de Argentina), de modo que el cómputo adecuado de la prima salarial de interés requiere contemplar la posibilidad de que el individuo se desempeñe en varios puestos de trabajo.

$$(1) \quad \ln w_{ipcu} = x_{1i}\beta + x_{2p}\pi + \gamma_c + \delta_u + \eta_j + \mu_{ipcu}$$

Donde $\ln w_{ipcu}$ es el logaritmo natural del salario del individuo i , que trabaja en la empresa u organización p y se graduó de la carrera de tipo c y jerarquía j en la universidad u . El tipo de carrera puede corresponder a la rama, disciplina o área de la carrera en cuestión y cada caso será mencionado como modelo 1, 2 y 3 respectivamente. El vector x_{1i} está formado por atributos observables del individuo (género, edad, experiencia laboral formal⁷ y provincia de residencia) y el vector x_{2p} contiene características de la empresa en que el individuo i trabaja (tamaño y sector productivo al que pertenece)⁸. μ es un término de error con propiedades habituales que naturalmente incluye cualquier heterogeneidad inobservable entre individuos, particularmente todo lo relacionado a talento y preferencias.

Debido a que esta heterogeneidad inobservable factiblemente está correlacionada con la elección de carrera universitaria, no es posible dar interpretación causal a la estimación de estos modelos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Sin embargo, los valores obtenidos a partir de esta estimación sí permiten describir los resultados alcanzados en el mercado laboral formal por los graduados de cada carrera universitaria, *ceteris paribus* otros atributos individuales observables. De este modo, se centrará el análisis en los valores obtenidos para los efectos fijos por carrera y jerarquía (γ y η) en cada modelo, además de los coeficientes asociados a algunos regresores de interés contenidos en x_{1i} y x_{2p} . En las variables categóricas, la categoría base siempre es elegida de modo tal que su valor observado para la variable dependiente sea el más cercano a la media general, con el fin de facilitar la interpretación de los coeficientes estimados.

Es posible que la endogeneidad no provenga solo de la existencia de heterogeneidades inobservables sino también del hecho de que algunas variables de control (en particular, las que caracterizan el puesto de trabajo) sean en sí mismas funciones de las variables de interés, lo que originaría un problema de *malos controles* (Angrist y Pischke, 2009). Efectivamente, la hipótesis de que la remuneración se determina en conjunto con (por ejemplo) el sector productivo de inserción merece atención en la investigación futura. La base de datos utilizada en este estudio no ofrece una estrategia de identificación que permita aislar los efectos de la credencial educativa sobre el salario y la elección de la ocupación.

⁷ Calculada a partir de rastrear retrospectivamente a cada individuo en las bases de datos del SIPA.

⁸ La clasificación en tamaños incluye microempresas (menos de 10 empleados), empresas pequeñas (10 a 49), medianas (50 a 200) y grandes (más de 200). La clasificación por sector productivo se realiza a nivel de letra y con base en el Clasificador de Actividad Económica (CLAE) utilizado por la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP).

También es importante señalar que, por tratarse de una base de datos de origen administrativo, solo se cuenta con información correspondiente al mercado de trabajo formal. Naturalmente, la probabilidad de inserción en el segmento formal del mercado de trabajo factiblemente no es igual para todos los individuos, lo que sugiere que las estimaciones realizadas pueden estar afectadas por sesgo de selección. Lamentablemente, no se cuenta con información que permita realizar algún tipo de corrección (en particular, la base no contiene variables que permitan caracterizar el origen socioeconómico de los graduados), por tanto, esta posibilidad no será explorada en el trabajo.

Finalmente, es interesante contemplar la posibilidad de que el parámetro asociado a las variables de interés varíe a lo largo de la distribución condicional del salario. En particular, considerando que el término de error puede interpretarse en términos de atributos individuales inobservables que afectan el salario, es posible que una determinada credencial universitaria tenga un retorno salarial distinto para individuos con distintas dotaciones de esos atributos. Para evaluar esta posibilidad, se estiman regresiones cuantílicas condicionales:

$$(2) \quad Q_{\tau}(\ln w_{ipcu} | z_{ipcu}) = x_{1i}\beta^{\tau} + x_{2p}\pi^{\tau} + \gamma_c^{\tau} + \delta_u^{\tau} + \eta_j^{\tau}$$

Donde z_{ipcu} es el vector que incluye todas las variables independientes (tanto las que forman parte de χ_{1i} y χ_{2p} , como las *dummies* de tipo de carrera, universidad y jerarquía) y Q_{τ} es el cuantil τ de una distribución.

5. RESULTADOS

5.1. Descriptivos

La Tabla 1 presenta información descriptiva para el año 2018. Con el fin de indagar en la cuestión de la representatividad de la base de datos utilizada, se compara lo observado con la información publicada por la SPU en sus Anuarios Estadísticos⁹. Como se observa, la única diferencia relevante entre las dos fuentes de información es cierta sobrerrepresentación del sistema público en Araucano, que a su vez va de la mano con una subrepresentación de las universidades más pequeñas. Esto es algo esperable, ya que el uso del sistema Araucano solo es obligatorio para el sistema de universidades públicas, de modo que las universidades privadas pueden optar por no cargar sus datos en él. Además, es posible que las universidades públicas más pequeñas tengan mayores dificultades para cumplir con esta obligación.

⁹ Registros que contienen a la totalidad de la población de estudiantes universitarios en Argentina.

TABLA 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA, ARAUCANO Y DATOS
ADMINISTRATIVOS SPU, 2018

Variable	Araucano		SPU	
	Grado y pregrado (%)	Grado, pregrado y posgrado (%)	Grado y pregrado (%)	Grado, pregrado y posgrado (%)
Graduados totales	100,0	100,0	100,0	100,0
% varones totales	39,7	40,0	38,9	
Régimen público	73,9	73,9	65,5	65,4
% varones en régimen público	39,9	40,1	39,5	
Rama: Ciencias Aplicadas	24,2	23,5	22,0	21,1
Rama: Ciencias Básicas	2,2	2,4	1,9	2,4
Rama: Ciencias de la Salud	17,1	18,7	17,3	19,0
Rama: Ciencias Humanas	14,2	13,8	14,4	13,9
Rama: Ciencias Sociales	42,2	41,5	44,4	43,6
Rama: Sin rama	0,1	0,1	0,0	0,0
Universidad Buenos Aires (UBA)	13,1	14,9	12,4	14,1
Universidad Rosario (UNR)	8,5	8,1	10,1	9,3
Universidad Córdoba (UNC)	5,6	5,9	5,1	5,3
Universidad La Plata (UNLP)	5,4	4,9	4,9	4,8
Univ. Tecnológica Nacional (UTN)	4,8	4,7	3,8	3,6
Resto universidades	62,6	61,5	63,7	63,0
Región: AMBA	43,0	43,9	43,0	45,5
Región: Cuyo	5,9	5,7	5,8	5,7
Región: Noreste	6,9	6,7	5,0	4,8
Región: Noroeste	8,2	8,0	5,5	5,2
Región: Pampeana	31,6	31,3	38,6	36,8
Región: Patagonia	4,4	4,4	2,1	2,1

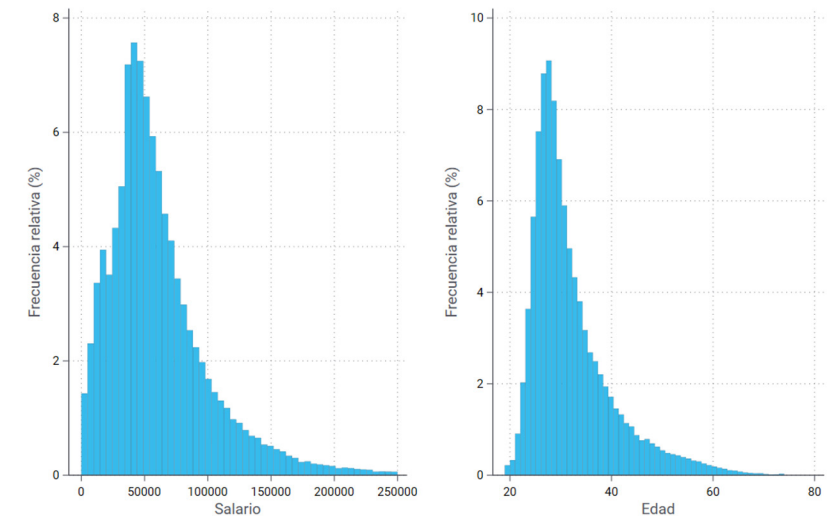
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la SPU.

La base de datos utilizada registra 60% de mujeres, un dato en línea con la evidencia internacional acerca de la reversión de la brecha de género en acceso a la educación (Goldin, 2014). El 74% de los graduados cursaron sus estudios en el sistema público; a su vez, aproximadamente el 40% egresó de alguna de las cinco universidades públicas más grandes del país (UBA, UNR, UNC, UNLP y UTN). La UBA y la UNLP concentran el 20% de los graduados totales, en línea con el hecho de que el 44% de los individuos se insertan laboralmente en el Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA), según indican los datos del SIPA.

En cuanto a la distribución de los graduados por rama, se observa que Ciencias Sociales es la más grande, con 41,5% del total de la base. Este resultado responde principalmente al hecho de que esta rama incluye la mayoría de las carreras de derecho y ciencias económicas, que gozan de gran tradición en el país. Otras áreas incluidas en esta rama (aunque con un peso menor) son sociología, servicio social, ciencia política, comunicación social y turismo.

La segunda rama en importancia es Ciencias Aplicadas (23,5%), que incluye todas las ingenierías, además de arquitectura y diversas carreras vinculadas al ámbito industrial (en particular, las áreas de seguridad industrial y tecnología de alimentos). Ciencias de la Salud, formada principalmente por carreras de medicina, paramedicina, odontología y veterinaria, acumula el 19% de las personas graduadas; mientras que el 14% se agrupa en carreras de Ciencias Humanas, una categoría relativamente amplia en la que se destacan educación, psicología, letras y artes como disciplinas principales. Finalmente, la rama de Ciencias Básicas solo incluye al 2% de los graduados totales, distribuidos en solo cuatro disciplinas: matemática, física, biología y química.

GRÁFICO 1
SALARIO Y EDAD, DISTRIBUCIONES EMPÍRICAS



Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.

La distribución de salarios tiene la forma asimétrica habitual. El salario medio es de 63.455 pesos (17% mayor que la media general del empleo formal observado en SIPA para ese mes), mientras que el mediano es de 52.163 pesos (26% mayor que la mediana general). En cuanto a la edad, se observa una distribución consistente con una franja joven del mercado de trabajo: la edad media es 32,4 años mientras que la edad mediana es 30 años. Sin embargo, vale la pena mencionar que solo el 10% de los individuos en la muestra tiene 25 años o menos, mientras que el 25% tiene más de 35 años.

La Tabla 2 presenta la distribución de puestos por sector productivo. Casi el 31% de la muestra son trabajadores de la administración pública, 20% trabajadores de la educación, mientras que tanto salud como industria manufacturera se ubican ligeramente por debajo del 8%.

TABLA 2
COMPOSICIÓN SECTORIAL DE LOS PUESTOS OBSERVADOS

Sector productivo	Proporción de puestos (%)
A. Agro	0,8
B. Minas y canteras	1,2
C. Industria manufacturera	7,7
D. Electricidad y gas	0,9
E. Agua y saneamiento	0,4
F. Construcción	1,9
G. Comercio	5,6
H. Transporte y almacenamiento	1,5
I. Hotelería y restaurantes	0,8
J. Información y comunicaciones	4,6
K. Intermediación financiera	4,5
L. Servicios inmobiliarios	0,4
M. Servicios profesionales	5,2
N. Actividades administrativas	2,8
O. Administración pública	30,9
P. Enseñanza	20,1
Q. Salud y servicios sociales	8
R. Servicios culturales	0,4
S. Servicios de asociaciones	2,2
U. Servicios de organizaciones extraterritoriales	0,1

Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA.

5.2. Salarios

A continuación se presentan los principales resultados obtenidos en las regresiones para salarios. La Tabla 3 muestra las estimaciones para la ecuación (1).

TABLA 3
REGRESIONES LINEALES PARA EL LOGARITMO DEL SALARIO

Variables explicativas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Edad	0,0111***	0,0113***	0,0106***
Mujer	-0,0996***	-0,0848***	-0,0846***
Título: Pregrado	-0,1219***	-0,1397***	-0,1709***
Título: Tecnicatura	-0,1147***	-0,1132***	-0,1005***
Título: Posgrado	0,2180***	0,2200***	0,2396***
Experiencia: menos de 1 año	-0,8025***	-0,7837***	-0,7708***
Experiencia: 1 a 2 años	-0,2841***	-0,2773***	-0,2702***
Experiencia: 5 a 10 años	0,1989***	0,1919***	0,1873***
Experiencia: más de 10 años	0,3962***	0,3869***	0,3826***
Tamaño: micro	-0,2928***	-0,2900***	-0,2858***
Tamaño: mediana	0,1541***	0,1482***	0,1472***
Tamaño: grande	0,2834***	0,756***	0,2672***
Efectos fijos	Rama	Disciplina	Área
Observaciones	156741	156741	156529
R2	0,3617	0,3743	0,3822

Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.
Nota: *** significativo al 99%, ** al 95%, * al 90%. Las categorías base son grado o profesorado (título), 2 a 5 años (experiencia) y empresa pequeña (tamaño).

Las tres especificaciones ofrecen resultados similares. Los valores obtenidos para los coeficientes asociados a la edad indican que el salario crece a lo largo de la vida del trabajador a razón de 1% por año. La brecha de género, por su parte, se ubica entre 8 y 10% aproximadamente.

La prima por experiencia exhibe tamaños particularmente grandes: los puestos con más de 10 años de experiencia registran un diferencial salarial del orden del 40%, mientras que los trabajadores recientemente contratados sufren una penalidad de alrededor de 80%, comparado con trabajadores cuya antigüedad en el mercado de trabajo formal se ubica entre los dos y los cinco años. Estos resultados son previsibles por tratarse de una franja joven del mercado de trabajo en la que la adquisición de capital humano específico constituye una ventaja fundamental.

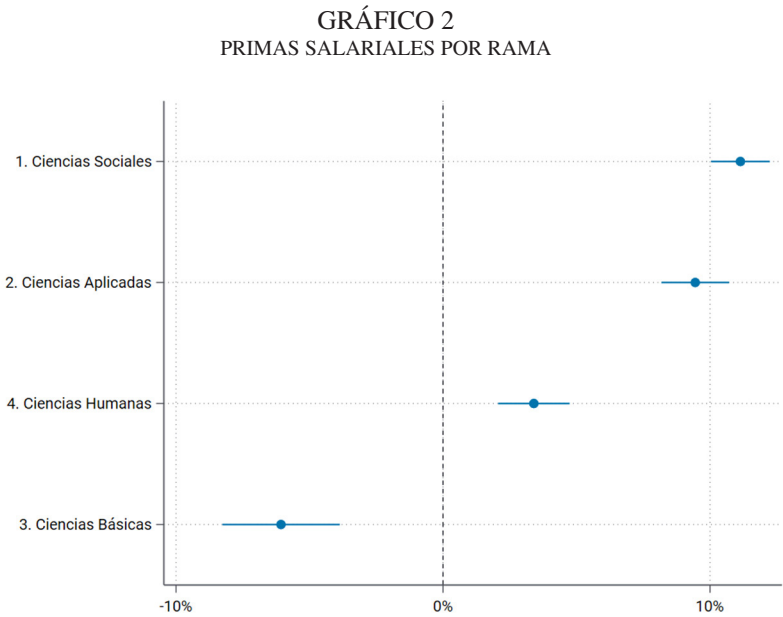
Respecto de los diferenciales salariales por tamaño de empresa, se encuentra que, tomando como categoría base las empresas u organizaciones pequeñas, las medianas registran salarios 15% mayores, mientras que esta prima asciende a 27% o 28% en firmas grandes. Los trabajadores de microempresas, en cambio, sufren penalidades salariales del orden del 29%.

El control por provincia arroja resultados esperados en los tres modelos: los salarios más altos *ceteris paribus* son los observados en las provincias patagónicas (con excepción de Río Negro), mientras que los más bajos corresponden a las provincias del noroeste y noreste. También las *dummies* de sector productivo ofrecen valores en línea con lo previsto y con la evidencia reportada para Argentina (Schteingart *et al.*, 2022, forthcoming): las mayores primas salariales

se hallan en los sectores hidrocarburífero, energético, financiero y en los servicios de organizaciones extraterritoriales. En cambio, las mayores penalidades corresponden a enseñanza, servicios culturales, y hotelería y restaurantes (ver el Gráfico A.3 en el anexo para mayores detalles). La bondad de ajuste de los modelos se ubica entre 36% y 38%.

En cuanto a las variables de interés de este estudio, si se toman como referencia los títulos de grado, se observa lo siguiente: quienes poseen un título de posgrado obtienen una prima de entre 22% y 24%, en tanto que las tecnicaturas sufren una penalización salarial de entre 10% y 11,5%, mientras que para los títulos de pregrado esta oscila entre 12% y 17%. Los efectos fijos por universidad exhiben considerable variabilidad: la mayor prima salarial para una universidad es de 40%, mientras que la mayor penalidad es de 53% (utilizando la Universidad de Buenos Aires como categoría base por ser la universidad con mayor cantidad de graduados). Es interesante señalar que, cuando solo se incluye una *dummy* de universidad privada, la estimación del coeficiente asociado es de 2% (estadísticamente distinto de cero con 99% de confianza).

El Gráfico 2 presenta los resultados para los coeficientes asociados a las ramas en el modelo 1. Si se toma como categoría base Ciencias de la Salud, se observa una penalidad solo para las Ciencias Básicas (6%), primas relativamente moderadas para Ciencias Sociales y aplicadas (11% y 9%, respectivamente) y una prima pequeña para ciencias humanas (3%).



Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.
Nota: Las líneas celestes indican intervalos de confianza de 95%.

El Gráfico A.1 en el anexo muestra los resultados a nivel de disciplina usando como categoría base medicina. Allí se observa que las primas de mayor tamaño corresponden a otras ciencias sociales (28%), informática (23%), derecho (19%), matemática (18%), otras ciencias aplicadas (17%) y bioquímica y farmacia (17%). Corresponde aclarar que la primera categoría está formada principalmente por graduados de criminología, mientras que la anteúltima contiene mayormente carreras del área de transporte. Otras disciplinas con primas estadísticamente significativas son ingeniería (15%), educación (12%), economía y administración (11%) e industrias (8%). En cambio, numerosas disciplinas exhiben penalidades salariales considerables, particularmente arqueología (57%), astronomía (45%), física (24%), veterinaria (17%), artes (17%), odontología (16%) y psicología (14%).

Cuando se desagrega a nivel de área, con ingeniería en sistemas como categoría base, se encuentran las mayores primas salariales en procuración (35%), pedagogía (32%), farmacia (29%), ingeniería naval (28%), ingeniería petrolera (27%), ingeniería eléctrica (25%) y criminología (24%). El rol protagónico de las ingenierías es visible: ocupan diez puestos entre los primeros veinte. Las mayores penalidades observadas a este nivel de desagregación corresponden a dermatología (63%)¹⁰, arqueología (62%), astronomía (48%), teatro y danza (41%), ciencias naturales (41%) y agrotecnia (36%).

Como fue discutido en la sección metodológica, estos resultados pueden estar afectados por sesgo de selección, ya que la probabilidad de un individuo de acceder al mercado de trabajo formal plausiblemente esté correlacionada con su probabilidad de obtener un título universitario. Debido a que esta correlación es factiblemente positiva (en la medida en que individuos que provienen de hogares con mayores recursos económicos probablemente gocen de mayor acceso tanto al empleo formal como a la educación universitaria), el retorno salarial de las credenciales universitarias sería incluso mayor para los individuos no observados en la muestra, es decir, para aquellos que trabajan en la parte informal de la economía.

Las primas salariales pueden variar considerablemente entre puestos pertenecientes a distintos sectores productivos. Para investigar esta posibilidad, se estiman versiones de la ecuación (1) que incluyen interacciones entre *dummies* de carreras y de sectores. Los resultados se encuentran resumidos en la Tabla 4.

¹⁰ Esta área no es una especialización médica, sino que está formada por graduados en tecnicaturas en cosmetología o dermatocosmiatría.

TABLA 4
PRIMAS SALARIALES POR RAMA, POR SECTOR PRODUCTIVO

Sector	Ciencias Sociales	Ciencias Aplicadas	Ciencias Básicas	Ciencias Humanas
A. Agro	0,0528	0,1732***	0,0305	-0,0429
B. Minas y canteras	-0,0839	0,2334	-0,0629	-0,0723
C. Industria manufacturera	0,0282	0,1233***	0,0577	-0,0724
D. Electricidad y gas	-0,1030	-0,0030	-0,2926	-0,2815*
E. Agua y saneamiento	0,0444	0,1277	0,1113	0,0144
F. Construcción	-0,1385	0,0430	0,1262	-0,3233**
G. Comercio	0,0181	0,1768***	0,0330	-0,1718***
H. Transporte y almacenamiento	0,0232	0,2090***	0,0018	-0,0007
I. Hotelería y restaurantes	0,0735	0,0545	0,0155	-0,2250***
J. Información y comunicaciones	0,4241***	0,6436***	0,7108***	0,3424***
K. Intermediación financiera	0,3910***	0,3443***	0,2111	0,1691***
L. Servicios inmobiliarios	0,1793	0,3488	-0,0411	-0,2978
M. Servicios profesionales	0,3524***	0,4658***	0,2653***	0,3278***
N. Actividades administrativas	0,2652***	0,3277***	0,3266***	0,0275
O. Administración pública	0,1405***	-0,0743***	-0,1806***	-0,1771***
P. Enseñanza	0,2012***	-0,0080	0,0052	0,2717***
Q. Salud y servicios sociales	-0,0225	0,0661***	0,0257	-0,1899***
R. Servicios culturales	0,3746***	0,2180*	0,3305	0,2386**
S. Servicios de asociaciones	0,1800***	0,2031*	-0,1641*	-0,1147***
U. Servicios de organizaciones extraterritoriales	0,0151	0,4921	0,7709	0,2216

Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.

Nota: *** significativo al 99%, ** al 95%, * al 90%.

Los sectores de servicios profesionales e información y comunicaciones destacan como los que ofrecen mayores retornos salariales a los cuatro grupos de carreras analizados (respecto de Ciencias de la Salud, la categoría base elegida), con primas de entre 27% y 47% en el primer caso y de entre 34% y 71% en el segundo. Algo similar ocurre en el sector financiero, donde las primas oscilan entre 17% y 39% (aunque no para los egresados de Ciencias Básicas), y en el de actividades administrativas, con primas de hasta 32% (aunque no para los egresados de Ciencias Humanas).

La industria manufacturera ofrece primas salariales bien diferenciadas a los egresados de Ciencias Aplicadas (del 12%), al igual que el sector agropecuario (en 17%). Previsiblemente, el sector de salud remunera de manera preferencial a los graduados de ciencias de la salud, aunque las Ciencias Aplicadas también obtienen aquí un plus salarial del orden del 6%.

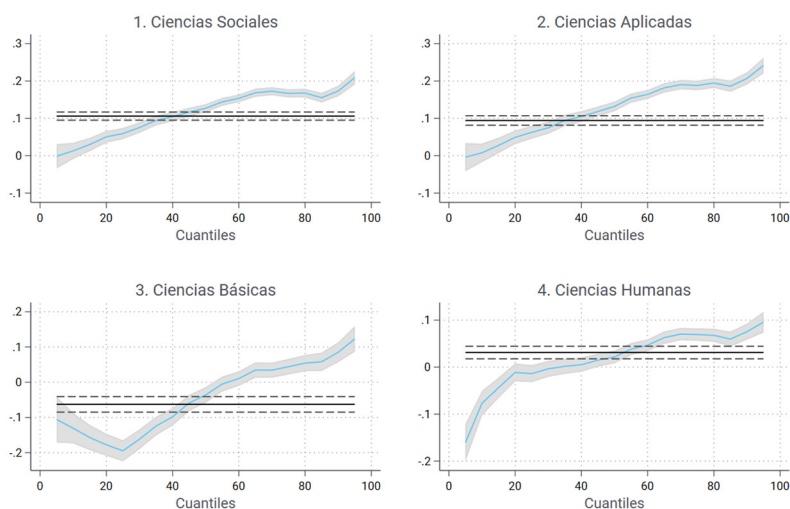
La administración pública ofrece un patrón particular. Ciencias Sociales es la única rama beneficiada con una prima salarial respecto de Ciencias de la Salud (14%), mientras que las demás ramas sufren penalidades considerables de hasta 18%. Algo similar ocurre en enseñanza (sector con una importante proporción de establecimientos públicos), en el que las Ciencias Sociales exhiben una prima

del 20%, la mayor prima se da en las Ciencias Humanas (27%), y las Ciencias Básicas y las Aplicadas no son estadísticamente diferentes de las Ciencias de la Salud en términos salariales. Estos rasgos particulares de la estructura de remuneraciones de la administración pública podrían deberse a las características propias de los bienes públicos que el Estado provee o bien a decisiones de política, ya que es posible que las agencias estatales elijan remunerar a los trabajadores de manera diferente a como lo hace el sector privado, debido a sus propias preferencias o bien a consideraciones distributivas.

Finalmente, en algunos sectores no se halla evidencia de primas salariales estadísticamente significativas por rama. Es el caso de minería, agua y saneamiento, servicios inmobiliarios y servicios extraterritoriales.

Por último, se explora la posibilidad de que las primas salariales por distintos tipos de carreras difieran entre individuos que se ubican en distintos tramos de la distribución condicional de salarios, a partir de la metodología tradicional de regresiones cuantílicas. Al igual que en el ejercicio anterior, la categoría base empleada es Ciencias de la Salud por ser aquella cuya media no condicional está más cerca de la media general de la muestra total.

GRÁFICO 3
REGRESIONES CUANTÍLICAS PARA EL LOGARITMO
DEL SALARIO, POR RAMA



Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.

Nota: Las líneas sólidas en negro indican la estimación por MCO, las líneas punteadas en negro corresponden al intervalo de confianza al 95% para esa estimación. Las líneas celestes representan los resultados de las regresiones cuantílicas, las franjas grises corresponden al intervalo de confianza al 95% para esa estimación.

Las cuatro curvas cuantílicas obtenidas exhiben una pendiente positiva, lo que indica que la prima salarial es creciente a lo largo de la distribución condicional del salario. Debido a que esta distribución está controlada por los atributos observables incluidos en el modelo, se la puede interpretar como la distribución de los atributos inobservables que caracterizan a cada individuo.

En particular, si se interpretan estos atributos inobservables como una medida sintética de talento o productividad, los resultados indican que la correlación parcial entre la obtención de una credencial universitaria y el salario de un individuo es creciente en esta medida. La educación universitaria genera mejores resultados laborales en aquellos individuos que son idiosincráticamente más talentosos. De hecho, la pendiente de las curvas aumenta en el quinto quintil, lo que sugiere que el beneficio asociado a un título universitario es particularmente alto en individuos que tienen una dotación inusualmente alta de talento.

A modo de ejemplo, la prima salarial asociada a una carrera de Ciencias Sociales, que es de 11% para un “individuo promedio”, asciende a alrededor de 20% para aquellos situados en la cola derecha de la distribución condicional de salarios. Por su parte, la penalidad salarial de 6% asociada a las carreras de Ciencias Básicas se transforma en una prima en torno al 10% para los individuos ubicados en los percentiles más altos de la distribución condicional. También es interesante notar que, en todos los casos, la prima para la mediana condicional es mayor a la obtenida para la media, lo que sugiere que esta última probablemente esté muy influida por las observadas en la cola izquierda de cada distribución.

El Gráfico A.4 en el anexo muestra resultados análogos a nivel de disciplina. No hay un patrón general y en muchos casos la curva cuantílica y la estimación por MCO tienen intervalos de confianza que se solapan en la mayoría de los percentiles. Sí corresponde destacar que solo dos carreras muestran curvas con pendiente negativa: paramedicina y otras ciencias sociales. Si bien no se puede descartar que la prima salarial en algunas carreras sea efectivamente mayor en individuos con menor dotación de talento, corresponde aclarar que, al menos en el caso de medicina, la medición del ingreso laboral puede introducir un sesgo relevante, ya que se trata de una profesión donde el trabajo por cuenta propia es muy habitual y se encuentra generalmente asociado a ingresos elevados (se retoma esta discusión en la sección siguiente).

6. CONCLUSIÓN

Este trabajo provee evidencia novedosa respecto de los retornos salariales a distintos tipos de credenciales educativas de nivel universitario en el mercado de trabajo formal argentino. Los resultados presentados aportan evidencia empírica acerca de temas de interés tradicionales de la literatura laboral, como las brechas de género, los retornos a la experiencia, las primas salariales sectoriales y otros. Sin embargo, el principal hallazgo de esta investigación es la importante variabilidad asociada al área del conocimiento de la que provenga la credencial.

Las personas graduadas obtienen distintos resultados en el mercado de trabajo dependiendo de la rama, disciplina y área de estudio que eligen al momento de inscribirse en una universidad. Más interesante aún es que esa variabilidad es todavía mayor cuando se separan los resultados entre puestos de trabajo pertenecientes a distintos sectores productivos.

Una interpretación posible para estos hallazgos es aquella que identifica los valores relativos de las distintas credenciales universitarias como precios que reflejan la escasez relativa de cada perfil profesional en la estructura productiva argentina tomada en su conjunto, o bien en la de cada sector en particular. De este modo, las importantes primas asociadas, por ejemplo, a las carreras de ingeniería, reflejarían la escasez de graduados en esas áreas, lo que a su vez puede atribuirse a la dificultad intrínseca en obtener esas credenciales, o bien a preferencias heterogéneas entre los agentes.

Esta interpretación también es consistente con un modelo en que las credenciales universitarias son entendidas por los demandantes de trabajo como productos diferenciados ya sea verticalmente (porque algunas son consideradas unívocamente mejores que otras) u horizontalmente (porque distintas estructuras productivas implican preferencia por ciertas credenciales por sobre otras en la demanda). Nuevamente, un modelo de ese tipo predeciría que aquellas carreras que son relativamente más demandadas son aquellas que registran primas salariales mayores.

Es oportuno destacar que una credencial educativa puede ser adquirida por razones que van más allá de su retorno laboral, ya que no parece extraño suponer que los individuos obtienen satisfacción de sus estudios universitarios. Por tanto, no se puede descartar que las carreras peor remuneradas en términos salariales provean, en cambio, diferenciales de satisfacción que compensen sus menores rendimientos monetarios. Desde esta perspectiva, las carreras mejor remuneradas podrían ser, simplemente, las menos preferidas o las que sufren ciertas desventajas estructurales que deben ser compensadas en términos económicos.

Si los diferenciales salariales encontrados fueran producto exclusivamente de escasez relativa fundada en preferencias, sería difícil encontrar políticas públicas capaces de ofrecer resultados superadores. Sin embargo, diversas consideraciones sugieren que este bien puede no ser el caso, tanto problemas de información asimétrica como de inconsistencia temporal en las decisiones podrían hacer que la asignación observada sea subóptima. La heterogeneidad en el retorno según la posición relativa en la distribución condicional del salario también parece relevante aquí: es posible que la elección óptima de carrera dependa de factores inobservables, parcialmente desconocidos incluso para los propios estudiantes.

La mayoría de quienes estudian en la universidad ingresan al sistema en la franja de edad esperada, es decir, luego de terminar los estudios secundarios: el 20% ingresa a los 18 años, mientras que el 50% tiene 20 años o menos al momento de comenzar. Los jóvenes son una porción de la sociedad que probablemente sufre importantes barreras en el acceso a información confiable, ya

sea por menor experiencia general o por mayor sensibilidad a la influencia de diversos factores propios del entorno. De este modo, políticas públicas orientadas a difundir información pertinente a los resultados laborales de las distintas opciones de estudios disponibles podrían inducir resultados socialmente preferibles, a un costo muy bajo.

También se debe considerar la cuestión de la distribución geográfica del acceso a las distintas carreras. Si bien una proporción elevada de los graduados universitarios argentinos estudian en el Área Metropolitana de Buenos Aires, donde la oferta de carreras disponibles es muy amplia (incluso si solo se toma en cuenta el sistema público), una franja no despreciable egresa de universidades situadas en provincias menos pobladas, donde no todas las áreas del conocimiento se encuentran representadas en la oferta universitaria local. La investigación futura deberá echar luz respecto de hasta qué punto esta desigualdad territorial en el acceso a la educación superior puede ser considerada un determinante de los resultados presentados aquí.

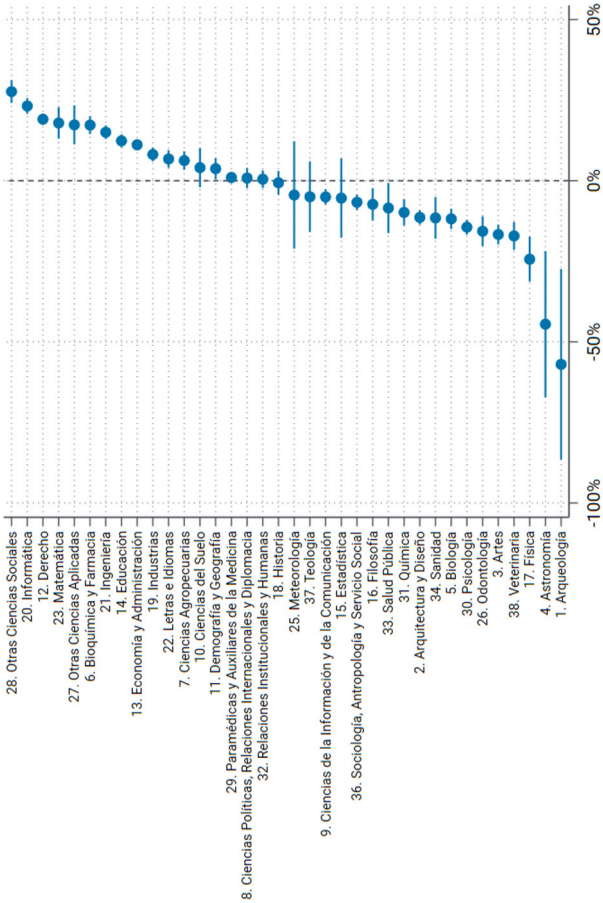
REFERENCIAS

- Angrist, J. y J. Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Arcidiacono, P. (2004). "Ability sorting and the returns to college major". *Journal of Econometrics*, Vol. 121 (1-2); 343-375.
- Arkes, J. (1999). "What do educational credentials signal and why do employers value credentials?". *Economics of Education Review*, Vol. 18 (1); 133-141, [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(98\)00024-7](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(98)00024-7)
- Becker, G. (1964). *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. National Bureau of Economic Research.
- Belfield, C.; J. Britton; F. Buscha; L. Dearden; M. Dickson; L. Van der Erve y Y. Zhu (2018). "The impact of undergraduate degrees on early-career earnings". *Institute for Fiscal Studies Research Report*, <https://doi.org/10.1920/re.ifs.2019.0808>
- Belman, D. y J. S. Heywood (1991). "Sheepskin effects in the returns to education: An examination of women and minorities". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73; 720-724.
- Britton, J.; L. Van der Erve; C. Belfield; A. Vignoles; M. Dickson; Y. Zhu, y F. Buscha (2021). "How much does degree choice matter?". (Nº W21/24). *Institute for Fiscal Studies Working Paper*, <https://doi.org/10.1920/wp.ifs.2021.2421>
- Buonanno, P. y D. Pozzoli (2009). "Early labour market returns to college subject". *Labour*, Vol. 23 (4); 559-588, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.2009.00466.x>
- Ciaschi, M. (2017). "Retornos a la educación y estancamiento en la caída de la desigualdad argentina". V Seminario Internacional Desigualdad y

- Movilidad Social en América Latina, 31 de mayo y 1° y 2 de junio de 2017, Ensenada, Argentina.
- Eide, E. R.; M. J. Hilmer y M. H. Showalter (2016). "Is it where you go or what you study? The relative influence of college selectivity and college major on earnings". *Contemporary Economic Policy*, Vol. 34 (1); 37-46, <https://doi.org/10.1111/coep.12115>
- Fiszbein, A.; P. I. Giovagnoli y H. A. Patrinos (2007). "Estimating the returns to education in Argentina using quantile regression analysis: 1992-2002". *Económica*, Vol. 53 (1-2); 53-72.
- Goldin, C. (2014). "A grand gender convergence: Its last chapter". *American Economic Review*, Vol. 104 (4); 1091-1119, <http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.4.1091>
- Grave, B. S. y K. Goerlitz (2012). "Wage differentials by field of study-the case of German university graduates". *Education Economics*, Vol. 20 (3); 284-302, <https://doi.org/10.1080/09645292.2012.680549>
- Groisman, F. y A. M. García de Fanelli (2009). "Incentivos a la profesión académica: los salarios de los docentes universitarios en la Argentina". *Revista Latinoamericana de Estudios del Trabajo (RELET)*, Vol. 14 (21); 143-167.
- Groisman, F. y A. Marshall (2015). "Educación, demanda de calificaciones y salarios relativos: el caso argentino, 2004-2011". *Desarrollo Económico*, Vol. 55 (216); 227-243.
- Grove, W. A. y A. Hussey (2011). "Returns to field of study versus school quality: MBA selection on observed and unobserved heterogeneity". *Economic Inquiry*, Vol. 49 (3); 730-749, <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2010.00292.x>
- Hungerford, T. y G. Solon (1987). "Sheepskin effects in the returns to education". *The review of economics and statistics*, Vol. 69 (1); 175-177, <https://doi.org/10.2307/1937919>
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research, Inc. 74 (1)
- Paz, J. A. (2009). "Retornos a la educación en Argentina. Estructura regional". Documentos de trabajo, IELDE, 1-39.
- Peracchi, F. (2006). "Educational wage premia and the distribution of earnings: An international perspective" en E. Hanushek y F. Welch (Ed.), *Handbook of the Economics of Education* (vol. 1, pp. 189-254). North Holland.
- Psacharopoulos, G. y H. A. Patrinos (2004). "Returns to investment in education: a further update". *Education Economics*, Vol. 12 (2); 111-134.
- Schteingart, D.; M. Trombetta y G. Pascuariello. "Primas salariales sectoriales en Argentina", *Revista Económica La Plata*, forthcoming.
- Schultz, T. W. (1961). "Investment in human capital". *The American Economic Review*, Vol. 51 (1); 1-17.
- Spence, M. (1973). "Job market signaling". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87 (3); 355-374, <https://doi.org/10.2307/1882010>

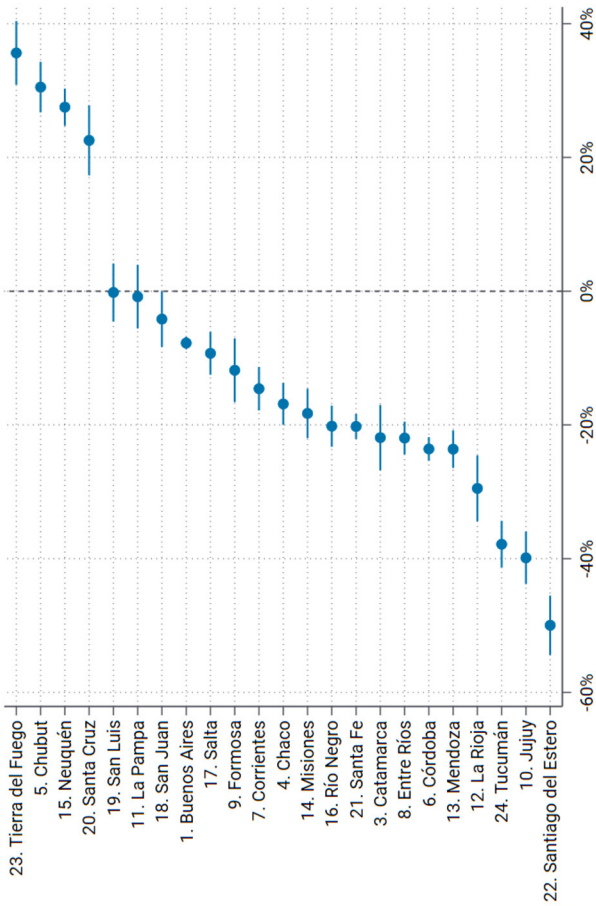
ANEXO

GRÁFICO A.1
PRIMAS SALARIALES POR DISCIPLINA



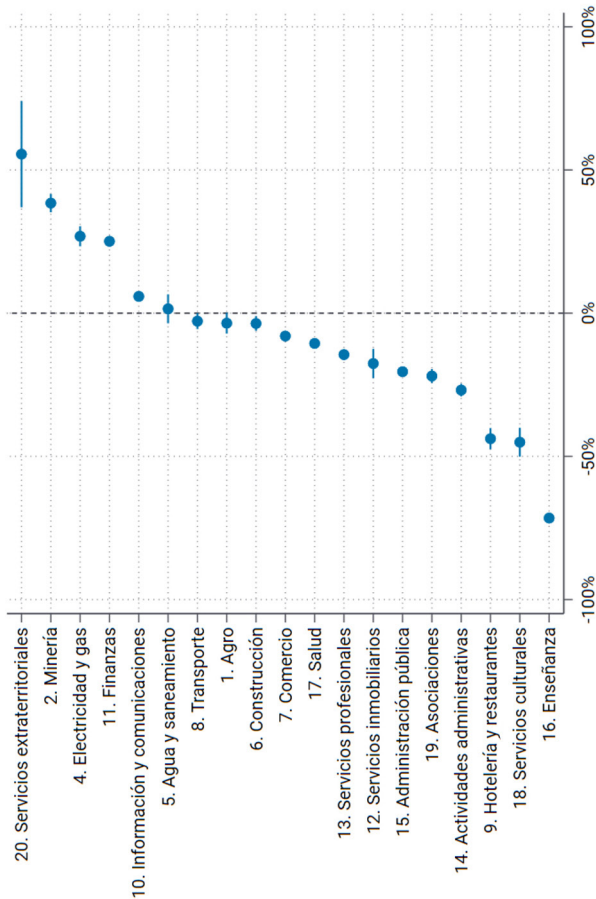
Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.
Nota: Las líneas celestes indican intervalos de confianza de 95%.

GRÁFICO A.2
RESULTADOS PARA *DUMMIES* PROVINCIALES EN LA ECUACIÓN (1), MODELO 1



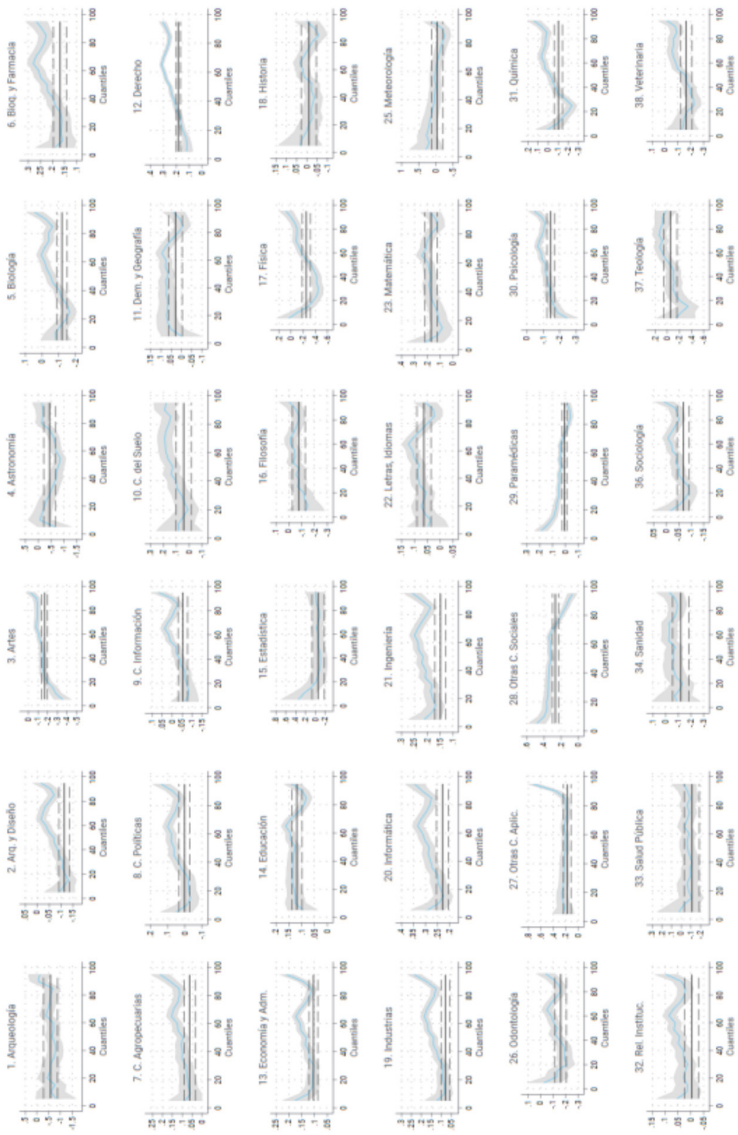
Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.
Nota: Las líneas celestes indican intervalos de confianza de 95%.

GRÁFICO A.3
RESULTADOS PARA *DUMMIES* SECTORIALES EN LA ECUACIÓN (1), MODELO 1



Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.
Nota: Las líneas celestes indican intervalos de confianza de 95%.

GRÁFICO A.4
REGRESIONES CUANTÍLICAS PARA EL LOGARITMO DEL SALARIO, POR DISCIPLINA



Fuente: Elaboración propia sobre la base de SIPA y Araucano.

Nota: La categoría base utilizada es medicina. Las líneas sólidas en negro indican la estimación por MCO, las líneas punteadas en negro corresponden al intervalo de confianza al 95% para esa estimación. Las líneas celestes representan los resultados de las regresiones cuantílicas, las franjas grises corresponden al intervalo de confianza al 95% para esa estimación.

TABLA A.1
CLASIFICACIÓN DE DISCIPLINAS SEGÚN RAMA

Rama	Disciplina
Ciencias Aplicadas	Arquitectura y Diseño Ciencias del Suelo Ciencias Agropecuarias Ingeniería Industrias Informática Estadística Meteorología Astronomía Bioquímica y Farmacia Otras Ciencias Aplicadas
Ciencias Básicas	Matemática Física Química Biología
Ciencias de la Salud	Paramédicas y Auxiliares de la Medicina Medicina Odontología Veterinaria Sanidad Salud Pública
Ciencias Humanas	Filosofía Letras e Idiomas Educación Historia Psicología Teología Artes Arqueología
Ciencias Sociales	Derecho Economía y Administración Ciencias Políticas, Relaciones Internacionales y Diplomacia Sociología, Antropología y Servicio Social Ciencias de la Información y de la Comunicación Relaciones Institucionales y Humanas Demografía y Geografía Otras Ciencias Sociales

Fuente: Elaboración propia en base a SPU.

