

ISSN 2718-7578

Serie Documentos de Trabajo del CEP XXI

El valor económico de las credenciales educativas universitarias

| Martín Trombetta y Gisella Pascuariello

Documento de Trabajo N° 10

Diciembre 2021

Cita sugerida: Trombetta, M. y Pascuariello, G. (diciembre de 2021). El valor económico de las credenciales educativas universitarias. Documentos de Trabajo del CEP XXI N° 10, Centro de Estudios para la Producción XXI - Ministerio de Desarrollo Productivo de la Nación.

El valor económico de las credenciales educativas universitarias

Martin Trombetta y Gisella Pascuariello

Corrección y diagramación: Natalia Rodríguez Simón y Juliana Adamow

ISSN 2718-7578

Centro de Estudios para la Producción XXI (CEP XXI)

Ministerio de Desarrollo Productivo de la Nación

Julio A. Roca 651, Ciudad Autónoma de Buenos Aires

cepXXI@produccion.gob.ar

Los Documentos de Trabajo del CEP XXI son resultado de investigaciones sobre temas productivos, sectoriales, laborales y otros. Los autores son responsables de las opiniones expresadas en estos documentos.

Autoridades

Presidente de la Nación

Dr. Alberto Fernández

Vicepresidenta de la Nación

Dra. Cristina Fernández de Kirchner

Jefe de Gabinete de Ministros

Dr. Juan Luis Manzur

Ministro de Desarrollo Productivo

Dr. Matías Kulfas

Director del Centro de Estudios para la Producción XXI (CEP-XXI)

Dr. Daniel Schteingart

Resumen

Este trabajo combina por primera vez dos bases de datos administrativas para estimar de manera causal el retorno salarial de un título universitario de grado. Se encuentra que la graduación universitaria genera un incremento salarial de 7% y se argumenta que este resultado debe ser interpretado en términos de un modelo de señalización. Los resultados obtenidos para distintas submuestras validan esta interpretación. Una proporción relevante de este retorno salarial es producto de cambios de empleo que generalmente ocurren dentro de un mismo sector productivo, y la parte restante factiblemente está asociada a cambios en el puesto dentro de un mismo empleo.

Palabras clave: *retornos a la educación; credenciales; signalling; efectos fijos combinados.*

Índice

1. Introducción.....	6
2. Revisión de la literatura	6
3. Fuentes de datos	8
4. Metodología.....	9
5. Resultados	9
5.1. Efecto credencial.....	9
5.2. Determinantes	14
6. Conclusiones.....	18
Anexo.....	19
Referencias bibliográficas.....	20

1. Introducción

Desde hace más de medio siglo, el análisis de los determinantes salariales y, particularmente, la estimación causal de los retornos salariales de invertir en educación son temas centrales de investigación en la literatura laboral empírica. La importante evolución metodológica de las últimas décadas y la mayor disponibilidad de datos han permitido una sofisticación considerable en los resultados alcanzados.

Sin embargo, este tipo de evidencia es todavía escasa en países emergentes, particularmente en Argentina, donde las fuentes de datos tradicionales no ofrecen estrategias de identificación de efectos causales. Este trabajo combina de manera original dos fuentes de datos administrativas para estimar un modelo de efectos fijos combinados en una base de datos de tipo panel. Esta estrategia empírica permite identificar una parte relevante del retorno salarial a la educación formal: la asociada a la obtención de un título universitario. Se argumenta que esta estimación debe ser interpretada como el valor económico de una credencial educativa en el mercado de trabajo, producto de su utilidad como dispositivo de señalización de atributos *ex ante* inobservables.

En sintonía con esta interpretación, los resultados indican que el “efecto credencial” es particularmente alto en trabajadoras y trabajadores menores de 25 años y prácticamente nulo en mayores de 35. También se documentan diferencias relevantes en resultados desagregados por género, rama de la carrera universitaria elegida y sector productivo en que se inserta la persona. Por último, una proporción relevante del efecto credencial se explica por cambios en el puesto de trabajo que ocupa la persona una vez graduada, aunque estos en general ocurren al interior de un mismo sector productivo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 repasa la literatura existente. La sección 3 presenta una descripción de las fuentes de datos utilizadas. La sección 4 detalla la metodología implementada. La sección 5 presenta los resultados. Y, finalmente, la sección 6 discute las principales conclusiones del trabajo.

2. Revisión de la literatura

El hecho estilizado fundacional de esta literatura ha sido ampliamente documentado en todo el mundo: existe una correlación positiva entre nivel educativo y salarios, independientemente de cómo se elija medir esas variables. En particular, este resultado se mantiene si el nivel educativo se mide tanto en años cursados como a partir de la cantidad de “bloques educativos” completados. A nivel teórico, existe un debate en torno a cuál es el mecanismo que genera que las personas más educadas perciban mayores salarios. Dos marcos teóricos alternativos ofrecen explicaciones diferentes para este fenómeno: la teoría de capital humano y la de señalización (*signalling*) o credenciales educativas.

La teoría del capital humano (la más difundida, sobre todo en las primeras décadas de estudio de este tema) explica que la cantidad de años invertidos en educación, mediante el desarrollo de habilidades y competencias, eleva la productividad individual del trabajador y, por ende, su remuneración asociada (Becker, 1964; Schultz, 1961). Esto dio lugar a la conocida ecuación de salarios de Mincer (1974), la herramienta de modelización empírica más utilizada en este tipo de estimaciones, en la que el logaritmo del salario individual es expresado como una función lineal de los años de educación completados y como función cuadrática de los años de experiencia, entre otras características observables (según las múltiples variantes que asumen los modelos). El coeficiente asociado a los años de educación informa

el porcentaje de cambio en el salario (que, en la formulación original, se asume igual para todos los niveles de escolarización) por cada año de educación adicional.

La teoría de señalización, en cambio, parte de un marco de asimetrías de información al momento de contratar personal, en tanto el empleador desconoce ciertos atributos productivos de las y los trabajadores que son inobservables (comúnmente englobados en la literatura en el concepto de "habilidad"). En este enfoque, una mayor educación formal, verificada en la tenencia de credenciales educativas, funciona como una señalización de habilidades (Spence, 1973; Stiglitz, 1975). En otras palabras, las credenciales funcionan como predictores de atributos que son deseables para el empleador: menor probabilidad de ausentismo o renuncia (Klein *et al.*, 1991; Weiss, 1988), menores costos de monitoreo (Shapiro y Stiglitz, 1984) y mayor perseverancia, entre otras características que se relacionan con la productividad del individuo.

Si bien el mecanismo causal es diferente, las dos teorías coinciden en la predicción empírica, de modo que no es sencillo diferenciarlas en la práctica: el grueso de la evidencia disponible es consistente con ambos marcos de análisis que, por otra parte, no son excluyentes entre sí. Además, la estrategia empírica supone importantes desafíos ya que, como es sabido, la estimación tradicional por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) está sujeta a diversos sesgos: el sesgo por omisión de variables (típicamente la habilidad, aunque se han mencionado también las posibles diferencias en la tasa de descuento)¹ y el sesgo de atenuación por errores de medición en la variable educación.

Para eliminar estos sesgos e identificar el efecto causal de la educación se han propuesto diversas estrategias. Card (1999, 2001) releva trabajos que emplean el método de Variables Instrumentales (VI), que en general conduce a retornos mayores (aproximadamente 20% más) que aquellos estimados con MCO, con un resultado promedio de entre 8% a 11%. Otra rama de la literatura ha trabajado con muestras de hermanos gemelos (genéticamente idénticos) que comparten un mismo ambiente familiar, con resultados en el orden del 16% por cada año de educación (Ashenfelter y Krueger, 1994).

Una vía alternativa para estimar los retornos a la educación sin que estén afectados por la heterogeneidad inobservable es recurrir a datos de panel, asumiendo que esas características individuales son invariantes en el tiempo, lo que permite modelizarlas como efectos fijos. Harmon *et al.* (2003) explican que este método es limitado, ya que un estimador de efectos fijos no puede calcular efectos de variables que no varíen en el tiempo, de modo que es necesario contar con una muestra que contenga información sobre salarios antes y después de la etapa educativa (es decir, personas que trabajen desde antes de estudiar), algo inusual en las bases de datos habituales.

Angrist y Newey (1991) es uno de los pocos trabajos que utiliza una metodología basada en paneles para estimar los retornos a la educación en Estados Unidos. Su estudio arroja un retorno del orden de 7% a 8,9% por año de estudio, el doble de la estimación obtenida por MCO, lo que resulta consistente con los resultados empíricos habituales. Park (2011) utiliza la misma fuente de datos y amplía los resultados de Angrist y Newey, explorando las no linealidades en los retornos a la educación.

Para Argentina, Patrinos y Savanti (2005) documentan un aumento en los retornos a la educación de 8,6% a 11,4% por año de estudio (principalmente universitario) a lo largo de la década transcurrida entre 1992 y 2002. Los mismos autores estiman un modelo que controla por años de educación y por bloques educativos, de forma tal de separar lo que pueden considerarse efectos de señales informativas de los efectos tradicionales del capital humano. Concluyen que, aunque en ciertos niveles las credenciales

¹ Dado que la adquisición de capital humano se realiza, típicamente, durante la juventud, y sus retornos salariales se distribuyen a lo largo de toda la vida laboral activa, individuos con distinto factor de descuento subjetivo típicamente elegirán niveles de educación diferentes.

tienen mayor peso, la teoría de capital humano es la que mejor se ajusta a los resultados generales, principalmente porque los retornos son mayores para los universitarios del sector privado, lo que interpretan como reconocimiento de la mayor productividad de los más educados por parte de quienes contratar personal (Patrinos y Savanti, 2014). Por su parte, Fiszbein *et al.* (2007) utilizan regresiones cuantílicas para el período 1992-2002 y obtienen una tasa de retorno por año de educación de 9,1% para varones y 8,1% para mujeres en 1992, y de 12% y 10,8% en 2002. Asimismo, encuentran que los varones tienen mayores retornos en deciles superiores, mientras que las mujeres tienen mayores retornos en los deciles más bajos.

Es importante señalar que estos antecedentes locales no cuentan con una estrategia de identificación causal, lo que hace que sus resultados estén potencialmente afectados por los problemas discutidos antes. Una excepción a esto es Pietro y Pedace (2008), que analizan los cambios en los retornos a la educación entre 1995 y 2003 mediante un estimador de VI (la educación del cónyuge es el instrumento). Sus resultados indican que los retornos decrecieron entre 1996 y 1999 (de 10,7% a 10,4%) y se incrementaron entre 1999 y 2002 (de 10,4% a 11,5%, valores mayores a los obtenidos con MCO, pero con tendencias similares).

No existen, hasta el momento, trabajos que exploten la variabilidad temporal en salarios y educación (a la usanza de Angrist y Newey) para identificar retornos a años de educación o a credenciales universitarias en Argentina. En buena medida, esto puede atribuirse a la falta de bases de datos idóneas para ese fin, hasta este momento. En la siguiente sección, se describe la base de datos utilizada en este trabajo y se expone la manera en que permite identificar los cambios en el salario asociados exclusivamente a la adquisición de credenciales educativas universitarias.

3. Fuentes de datos

La base de datos utilizada para las estimaciones resulta del cruce de dos fuentes de información. La primera contiene datos de puestos asalariados registrados para el período 2015-2019 y proviene del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA). La segunda es la base de datos del sistema Araucano, que contiene información sobre las y los estudiantes universitarios para el período 2016-2018, y proviene de la Secretaría de Políticas Universitarias del Ministerio de Educación (SPU). Esta base incluye tanto universidades públicas como privadas de todo el país e indica la carrera, institución, y las fechas de inicio y finalización de cada persona, entre otras variables.

El cruce de las dos fuentes de información da como resultado una muestra tipo panel de 184.708 individuos que se graduaron en algún momento entre 2016 y 2018. Dado que la información proviene de registros administrativos, solo incluye puestos asalariados registrados, lo que excluye todo lo referido a puestos no registrados, trabajo por cuenta propia, desempleo e inactividad. Las remuneraciones están expresadas en valores brutos mensuales y deflactadas por el índice de precios al consumidor. Las carreras universitarias de la muestra son solo de grado (quedan afuera las de pregrado y títulos intermedios, tecnicaturas y posgrados) y los resultados se presentan en distintos niveles de agregación, de acuerdo a la clasificación de la SPU: las carreras se pueden agrupar en 38 disciplinas y estas, a su vez, en cinco ramas.

4. Metodología

Estimamos el siguiente modelo de efectos fijos combinados (*two-way fixed effects model*):

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta Grad_{it} + \gamma x_{it} + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (1)$$

Donde w_{it} es el salario real del individuo i en el momento t ; $Grad_{it}$ es una *dummy* que adopta valor 1 si el individuo está graduado en ese momento; x_{it} es un vector que contiene variables observables que afectan el salario (el género, la edad y la experiencia laboral formal del individuo); y u_{it} es un término de error con las propiedades estadísticas habituales. μ_i es un efecto fijo individual que captura la heterogeneidad inobservable entre individuos, que no varía en el tiempo (particularmente, todo lo referido a habilidad y preferencias) y δ_t es un efecto fijo temporal que captura el impacto del paso del tiempo sobre los salarios reales.

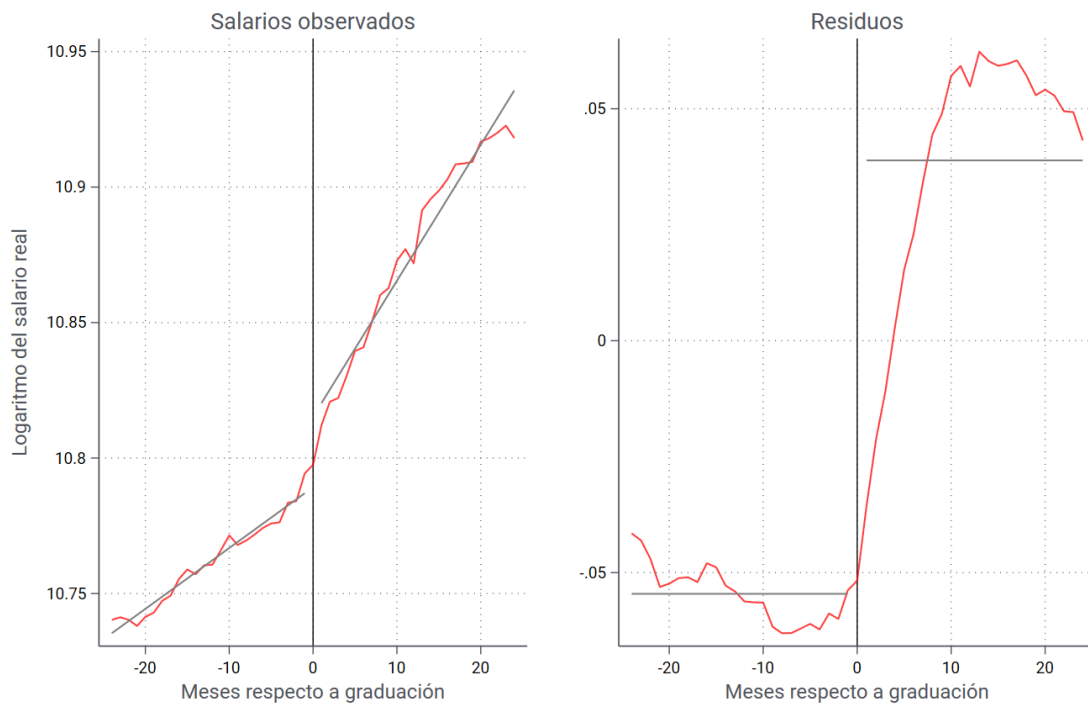
El objetivo de este ejercicio es estimar consistentemente β , que en este contexto representa el valor económico (relativo) de la credencial educativa asociada a un título universitario. Como la probabilidad de graduación en un momento dado factiblemente está correlacionada con los efectos fijos del modelo, una estimación tradicional que ignore estos últimos será inconsistente. Esto aplica tanto al estimador de MCO como al llamado estimador de efectos aleatorios (EA). En cambio, el llamado estimador *within* (también conocido informalmente como estimador de efectos fijos, EF), elimina los efectos fijos y produce así una estimación consistente del parámetro de interés.

5. Resultados

5.1. Efecto credencial

Un análisis descriptivo de los datos puede ser útil para motivar el ejercicio empírico posterior. El gráfico 1 muestra la evolución del salario real promedio antes y después del evento graduación. Si bien el efecto de este evento sobre el nivel y tendencia del salario parece claro, la relación entre salario y tiempo respecto de la graduación está potencialmente afectada por la evolución de otras variables que correlacionan con el tiempo (edad y experiencia laboral, además de la posible tendencia temporal en la variable salarios en sí misma). Por este motivo, se incluye un segundo gráfico que muestra la evolución del residuo de una regresión del logaritmo del salario real sobre edad, experiencia y *dummies* temporales, estimada por MCO. Allí parece más clara la diferencia de medias entre los períodos anteriores al evento y los posteriores.

Gráfico 1. Salarios antes y después de la graduación



Nota: el panel izquierdo muestra datos ajustados por estacionalidad; el panel derecho, datos ajustados por estacionalidad, edad, experiencia y tendencia temporal.
Fuente: elaboración propia sobre la base de SPU, SIPA.

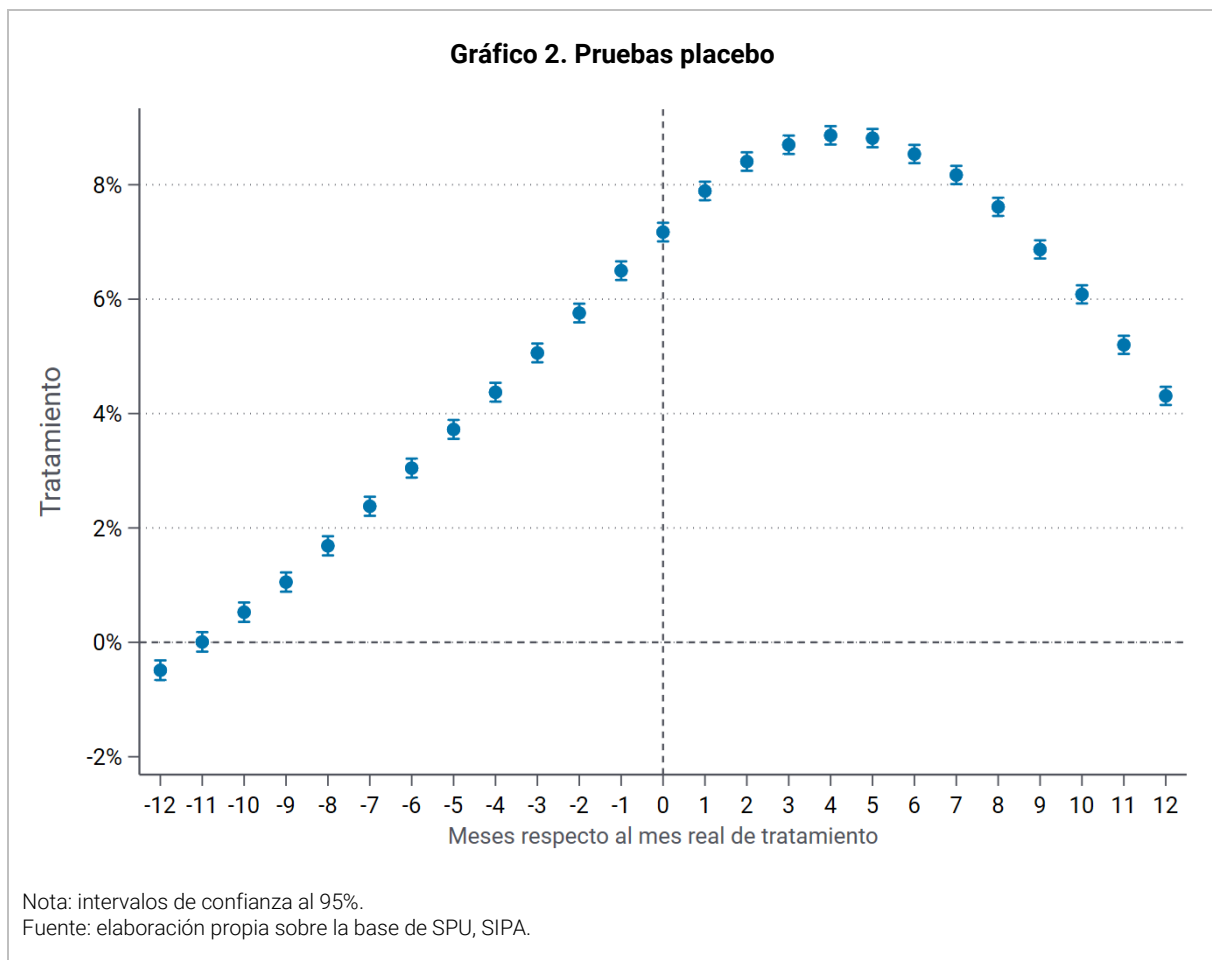
El cuadro 1 muestra los resultados de estimar el modelo mediante MCO, EA y EF. Mientras que la estimación por MCO arroja un valor entre 12% y 15% para el efecto credencial (según se controle o no por otras variables observables), tanto EA como EF la sitúan en un valor menor, en torno a 7%. Si bien la diferencia entre estos dos últimos métodos de estimación es numéricamente pequeña, el p-valor del test de Hausman es suficientemente bajo como para rechazar la hipótesis nula con cualquier nivel razonable de confianza, de modo que se puede afirmar que existen diferencias sistemáticas entre estos dos métodos de estimación. Esto implica que EA no es confiable en este contexto (y, por lo tanto, MCO tampoco).

Cuadro 1. Valor económico de una credencial universitaria

	MCO	MCO	EA	EA	EF
β	0,1224***	0,1475***	0,0641***	0,0743***	0,0717***
Control por observables	No	Sí	No	Sí	Sí
Control por inobservables	No	No	No	No	Sí
Individuos	184.708	184.602	184.708	184.602	184.708
Observaciones	6.952.256	6.947.727	6.952.256	6.947.727	6.952.256
Bondad de ajuste	0,0199	0,1541	0,0172	0,1144	0,0512

Fuente: elaboración propia sobre la base de SPU, SIPA.

Se realizaron pruebas placebo para asegurar la credibilidad de la estrategia de identificación utilizada. Estas pruebas consisten en redefinir la variable de interés $Grad_{it}$ de modo tal que sitúe el tratamiento a una distancia de τ períodos respecto del mes real. El gráfico 2 muestra los resultados obtenidos para todos los valores de τ entre -12 y 12. Para los valores negativos de τ se obtiene un valor menor para β que el obtenido en la regresión EF. Este resultado es el esperado ya que, en estos experimentos placebo, el efecto de la graduación promedia algunos meses en que el individuo no está realmente graduado, lo que reduce el tamaño del efecto tratamiento. De este modo, el coeficiente estimado puede ser efectivamente atribuido a la credencial educativa adquirida al momento de la graduación y no a otros factores que pudieran operar con anterioridad.



Resulta llamativo el hallazgo de que el efecto credencial estimado es ligeramente más alto para los valores de τ entre 1 y 7, lo que sugiere potenciales efectos dinámicos de la graduación universitaria. En la sección 5.2 se muestra que estos efectos son esencialmente producto de cambios de empleo producidos en los meses posteriores a la graduación.

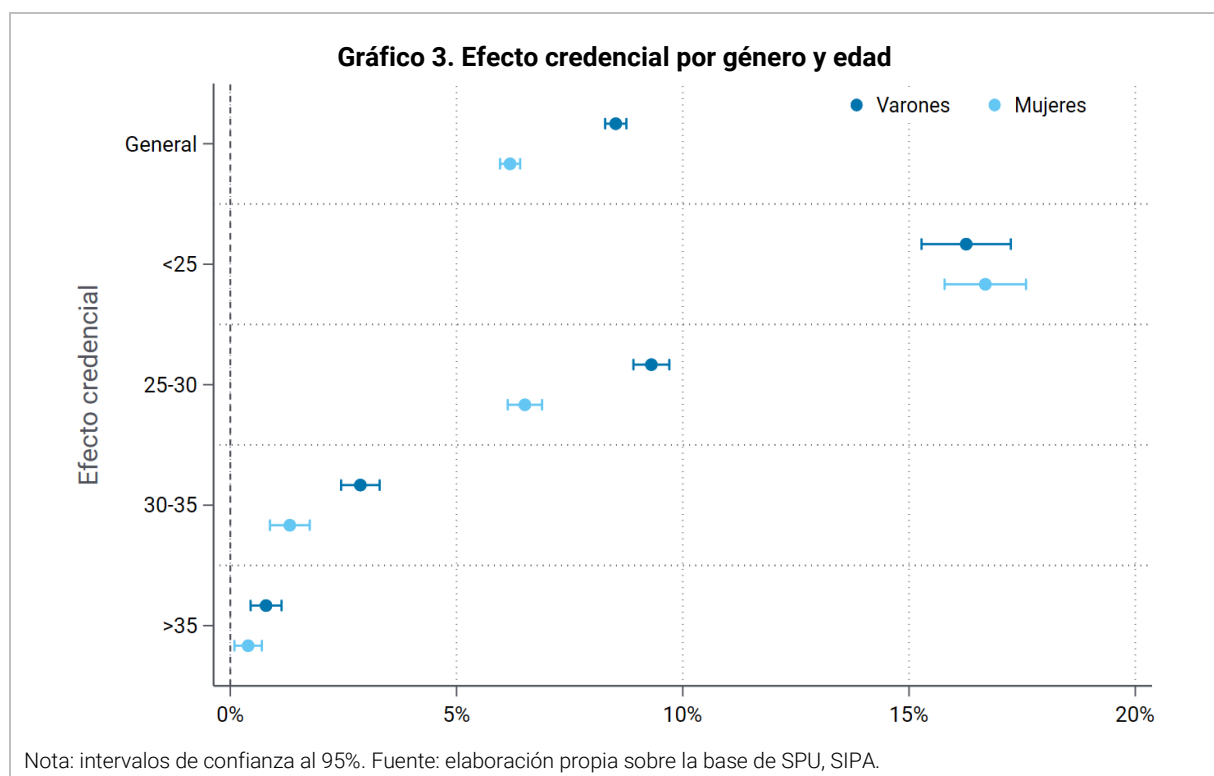
Para inspeccionar la posibilidad de error de medición en la fecha de graduación, repetimos la estimación cambiando la frecuencia de la base a trimestral. El cuadro 2 resume los resultados. Las magnitudes obtenidas para el parámetro de interés son ligeramente más pequeñas; en particular, el valor de la credencial obtenido por EF es de 6,4%, solo 0,8 p.p. menor que la estimación realizada con los datos mensuales originales. Dado que este margen de error no es económicamente relevante para las conclusiones de este trabajo, se considera que el uso de la frecuencia original es aceptable en lo sucesivo.

	MCO	MCO	EA	EA	EF
β	0,1202***	0,1453***	0,0584***	0,0707***	0,0639***
Control por observables	No	Sí	No	Sí	Sí
Control por inobservables	No	No	No	No	Sí
Individuos	184.708	184.602	184.708	184.602	184.708
Observaciones	2.426.638	2.425.091	2.426.638	2.425.091	2.426.638
Bondad de ajuste	0,0096	0,1619	0,0081	0,1327	0,0496

Fuente: elaboración propia sobre la base de SPU, SIPA.

El mismo modelo puede ser estimado para distintas submuestras de interés. En primer lugar, el gráfico 3 muestra el efecto credencial por género y franja etaria. El valor obtenido en varones es un 50% mayor que el obtenido en mujeres. También se observa un patrón decreciente en función de la edad del graduado: en menores de 25 años el valor de la credencial está en torno al 16%, mientras que se reduce a alrededor de 2% para individuos de entre 30 y 35, y se vuelve despreciable para los que tienen 35 años o más. El valor de la credencial para quienes se gradúan entre los 25 y los 30 años es similar al promedio general.

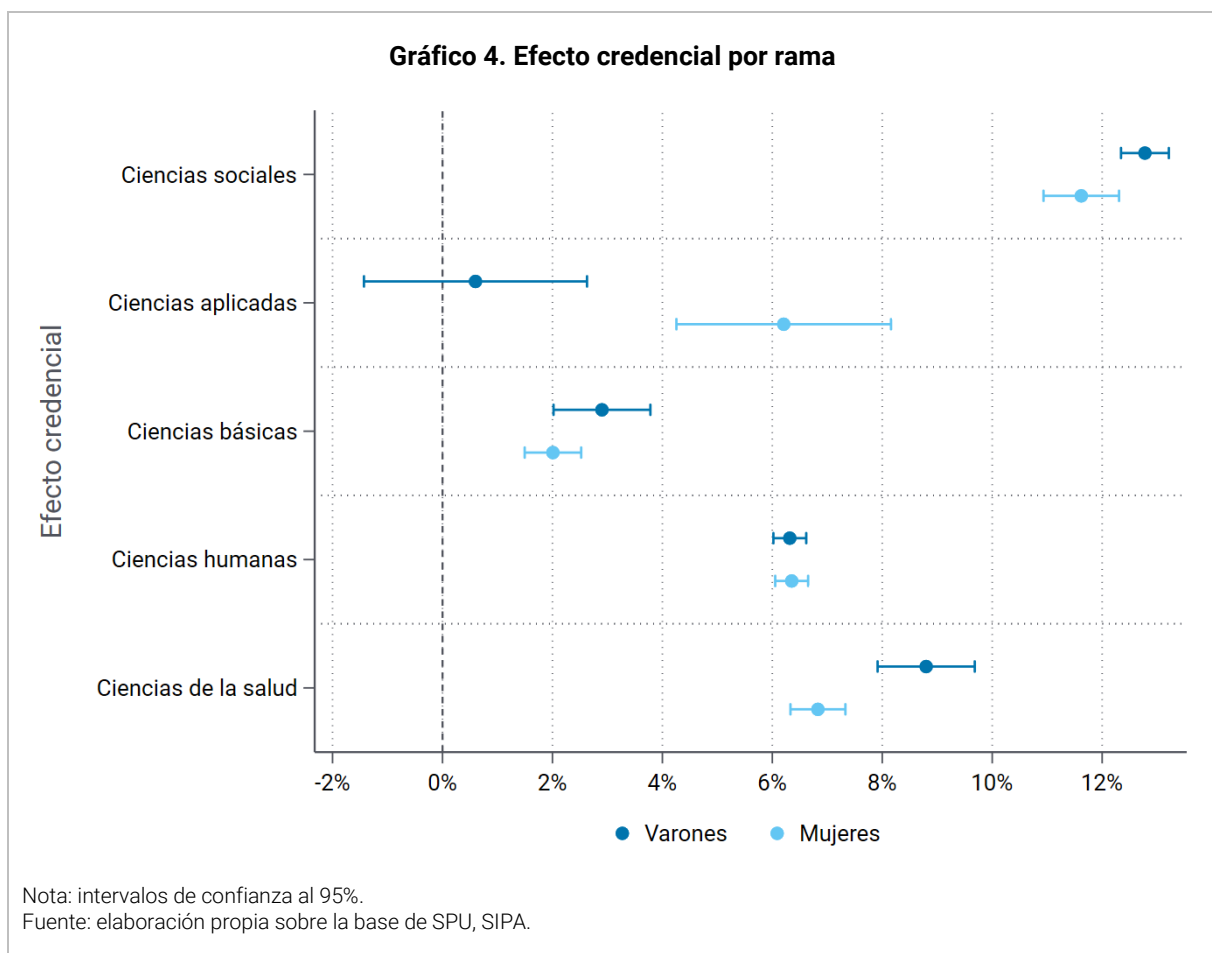
La relación inversa entre el efecto credencial y la edad de la persona graduada posiblemente responde a la importancia relativa del título universitario como señal informativa. Para las y los trabajadores jóvenes, este valor informativo es elevado porque tienen menor experiencia laboral y capital social, a diferencia de las y los trabajadores de mayor edad, que tienen otras vías de señalar sus atributos inobservables en el mercado de trabajo, lo que hace que la credencial educativa tenga un valor económico menor para ellos.



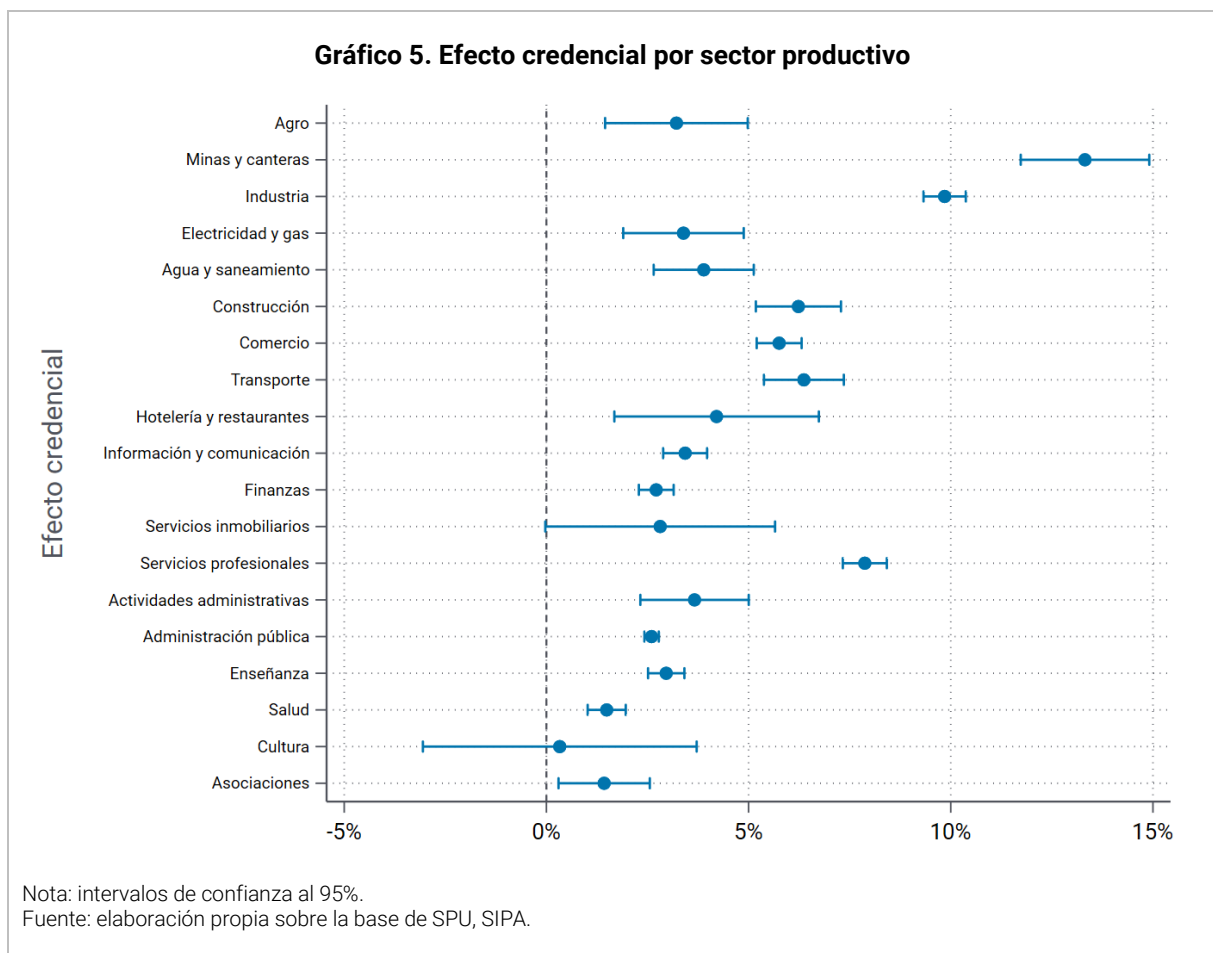
Las diferencias por género son relevantes en los tramos centrales de la distribución etaria, pero no tanto así en los extremos. Para la franja de entre 25 y 30 años, los varones exhiben un efecto credencial 3 p.p. mayor que las mujeres (un valor similar a la diferencia obtenida en la muestra total), sin embargo, para los individuos menores de 25 o mayores de 35 no se observan diferencias relevantes entre varones y mujeres.

Un objetivo central de esta investigación es caracterizar la inserción laboral de las distintas carreras universitarias. Con este fin, se repitió la estimación para distintas categorías de carreras y se compararon los resultados. El gráfico 4 presenta los resultados obtenidos cuando esta desagregación se realiza a nivel de rama.

Las credenciales educativas tienen un valor de mercado particularmente alto en las ciencias sociales: 11% para mujeres y más de 12% para varones. Tanto las humanidades como las ciencias de la salud exhiben resultados más cercanos a la media general. Las ciencias básicas, en cambio, otorgan credenciales cuyo valor económico es inferior a 4% para ambos géneros. Finalmente, el caso de las ciencias aplicadas es interesante: la obtención de la credencial produce un aumento de 6% en el salario de las mujeres, mientras que su efecto sobre el salario de varones no es estadísticamente distinto de cero.



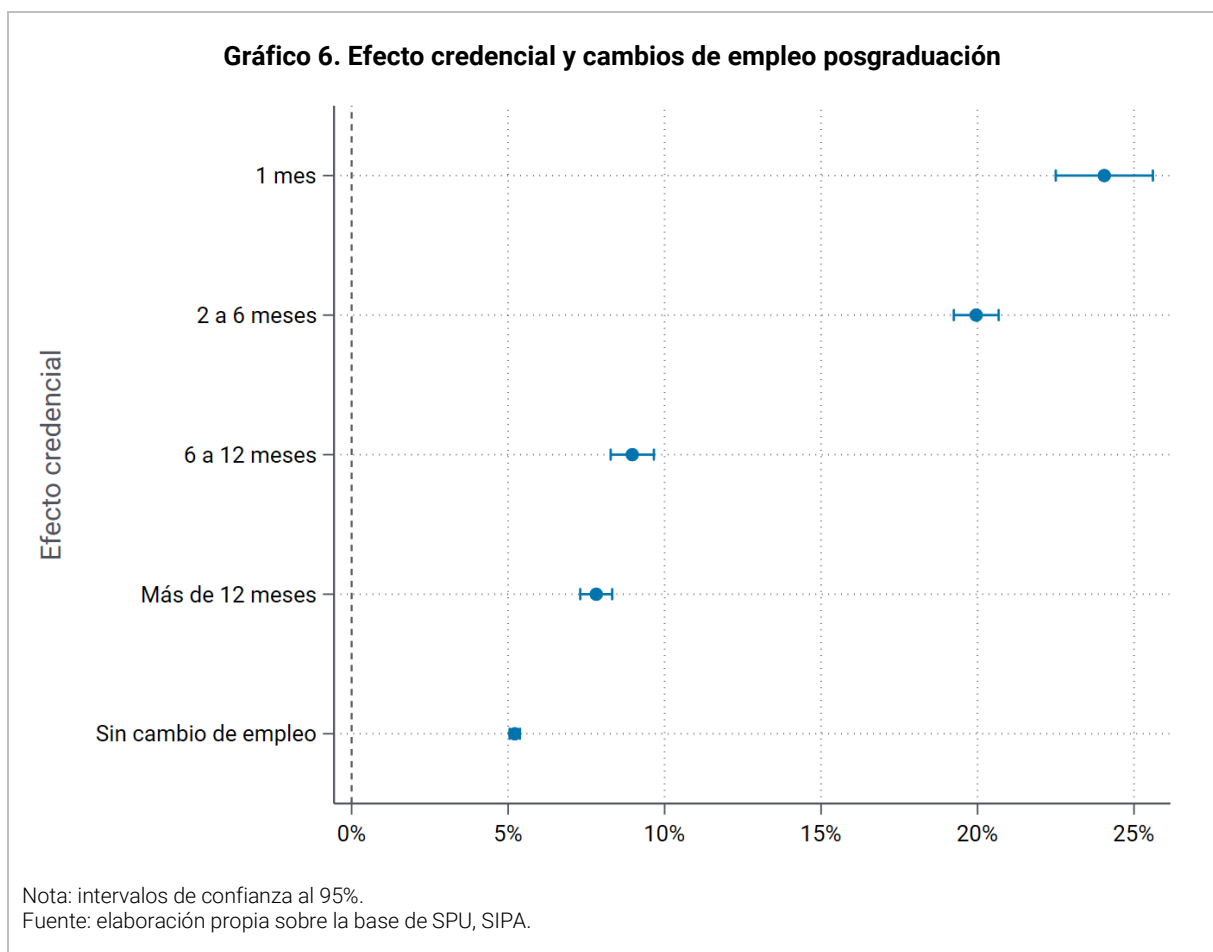
Otra desagregación interesante es el cálculo de valor de la credencial por sector productivo en que trabajen los individuos. Los resultados presentados en el gráfico 5 indican que la variabilidad en esta dimensión es también considerable. Minería e hidrocarburos se destaca como el sector que mayor valoración otorga (casi 15%) a la credencial educativa. Industria manufacturera, agricultura y ganadería, construcción y transporte son sectores donde el valor de la credencial se ubica cerca de la media general. En cambio, los sectores de servicios mayormente calificados se caracterizan por un valor credencial inferior a la media general, y esto aplica también a la administración pública. Los servicios culturales y los servicios inmobiliarios son los únicos sectores productivos para los cuales el valor credencial no es estadísticamente diferente de cero.



5.2. Determinantes

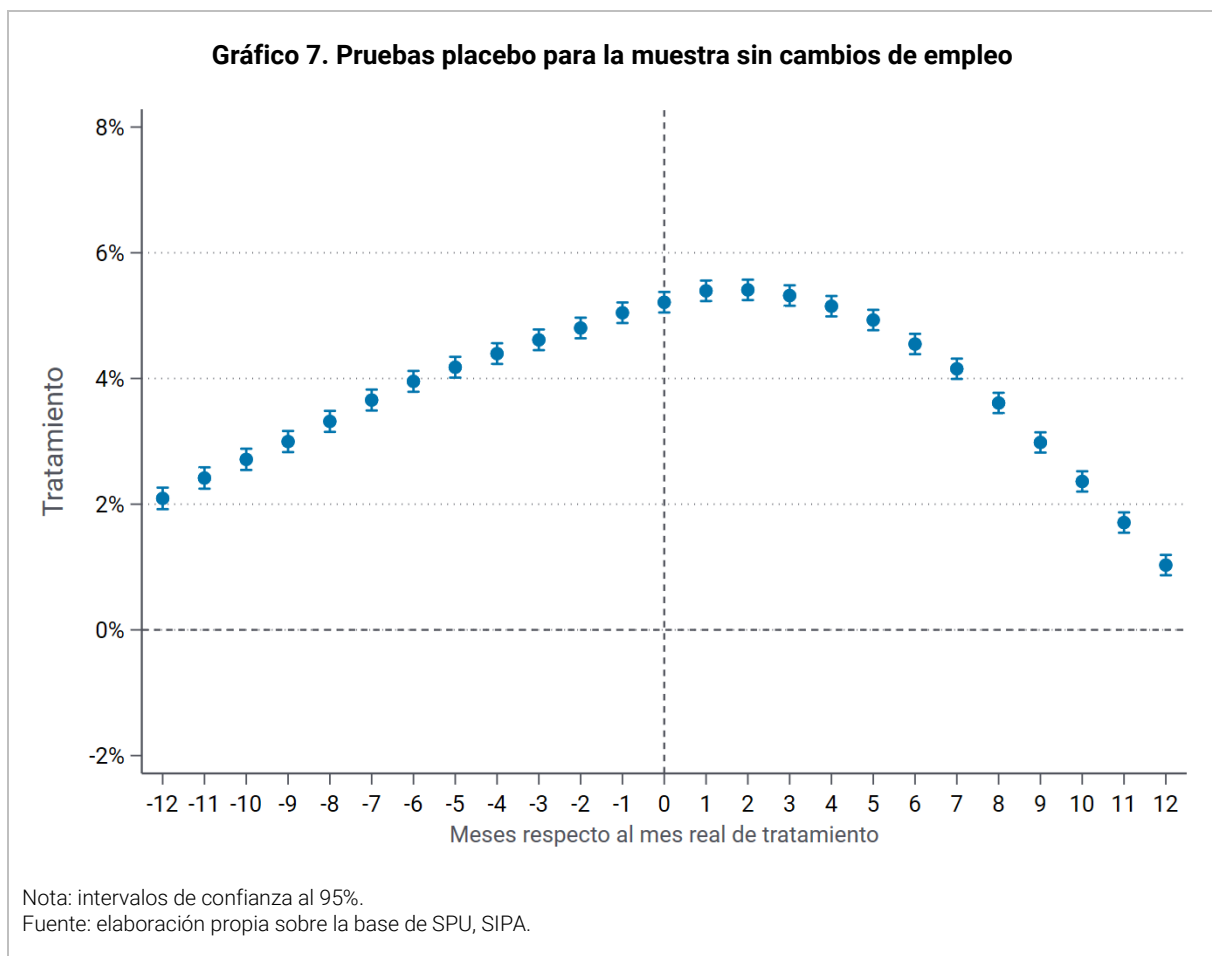
En esta sección se indaga en los determinantes del efecto credencial reportado en la sección anterior. En primer lugar, es importante distinguir dos situaciones diferentes. La graduación universitaria puede causar un aumento en el salario dentro del mismo empleo, o bien puede incentivar al trabajador a cambiar de empleo, lo que a su vez puede conducirlo a un empleo caracterizado por un salario mayor. Se identifican los cambios de empleo como cambios de empleador. También se incluyen en esta categoría los casos en que un individuo ingresa a un empleo una vez graduado y luego de pasar una cierta cantidad de meses fuera del mercado laboral formal.

El 31,3% de las personas cambia de empleo luego de graduarse de la universidad. Un 1,6% lo hace en el mes inmediatamente posterior a la graduación, un 6,6% lo hace entre 2 y 6 meses después, un 5,8% entre 6 y 12 meses y un 9,8% cambia de trabajo transcurrido un año o más desde la finalización de su carrera. El 76,3% restante contiene los casos que no registran cambios de empleo una vez graduados, dentro de la ventana de observación elegida. El gráfico 6 muestra que el valor de la credencial varía considerablemente entre estos grupos.



Para los individuos que cambian de empleo en el semestre posterior a la graduación, el valor de la credencial es particularmente alto, de entre 20 y 23%. En cambio, quienes cambian de empleo entre 6 y 12 meses luego de finalizados los estudios universitarios registran un aumento salarial de 9%. Sin embargo, la credencial universitaria tiene un valor de solo 5% para quienes permanecen en el mismo puesto de trabajo. Esto indica que casi un 30% del valor de la credencial reportado para la muestra total (2 p.p. sobre 7) se explica por cambios observables en la inserción en el mercado de trabajo.

De hecho, los cambios de empleo posteriores a la graduación racionalizan los resultados del test placebo discutido en la sección 5.1. En los 6 meses posteriores a la graduación, un 8,3% de la muestra experimenta un cambio de empleo, generalmente asociado a un aumento importante en la remuneración. Esto hace que el test placebo obtenga, en esos meses, un valor credencial mucho mayor al verdadero. En cambio, el gráfico 7 muestra lo que ocurre cuando este test se realiza solo sobre las y los trabajadores que permanecen en el mismo puesto luego de la graduación. Allí la curva presentada tiene la forma de U invertida esperada: el valor de la credencial es máximo cuando la fecha de graduación utilizada es la real (aunque con pequeñas diferencias estadísticamente no significativas con las fechas más cercanas, factiblemente producto del error de medición).



Si la adquisición de credenciales educativas tuviera efectos importantes sobre la inserción productiva de las y los jóvenes, se esperaría que esto fuera en términos de migración desde sectores con baja proporción de empleo calificado (por ejemplo, agro, agua y saneamiento, construcción, y comercio) hacia sectores en los que esa fracción es elevada (petróleo y minería, electricidad y gas, servicios profesionales, información y comunicaciones). En la muestra utilizada aquí, se observa que el 70% de los cambios de empleo de personas recientemente graduadas ocurren entre puestos de trabajo ubicados en el mismo sector productivo, lo que sugiere que el efecto de la graduación sobre la inserción productiva es más bien pequeño. En los casos en que se observan transiciones entre sectores, estas son, en general, desde los sectores menos calificados hacia la administración pública y la enseñanza.

Ahora bien, 5 de los 7 p.p. obtenidos para el valor credencial no se explican por cambios de empleo, de modo que es necesario avanzar en hipótesis adicionales. Lamentablemente, las fuentes de datos actualmente disponibles no permiten llevar a cabo ejercicios empíricos que permitan validar una hipótesis u otra; en particular, porque no se cuenta con información sobre atributos más específicos de los puestos de trabajo observados en la base de datos del SIPA, tales como dedicación horaria, calificación de las tareas realizadas o jerarquía del puesto.

De este modo, se proponen tres alternativas explicativas, no excluyentes entre sí. En primer lugar, es posible que la graduación universitaria cause un cambio en la dedicación horaria al trabajo remunerado, en la forma de un paso del trabajo a tiempo parcial al trabajo a tiempo completo. Estos cambios pueden ocurrir en un mismo puesto de trabajo y, naturalmente, implican un aumento en la remuneración. Si bien el grueso del empleo formal argentino consiste en puestos a tiempo completo, es razonable que la inserción a tiempo parcial sea más frecuente entre estudiantes universitarios, que en general cambiarían su dedicación horaria al finalizar sus estudios.

En segundo lugar, la obtención de un título universitario puede permitir el acceso a un puesto más calificado o jerárquico dentro de la misma organización en que la persona ya se desempeñaba. Esto causaría un aumento en su salario, dado que puestos de este tipo implican, naturalmente, salarios mayores. De hecho, la transición a un puesto de trabajo más atractivo sin cambio de empleador factiblemente es menos costosa que la transición a otro empleador (del mismo modo, para un empleador es menos costoso promover el crecimiento de recursos humanos jóvenes que buscar nuevos). Esta explicación es atractiva, ya que racionaliza los resultados encontrados y también el hecho de que los cambios de empleador ocurren en una proporción minoritaria de los casos.

Por último, un modelo de señalización puede explicar la existencia de una prima salarial por credencial educativa aun en casos en que trabajadoras o trabajadores no experimenten cambios de ningún tipo en su relación laboral preexistente. En efecto, si las credenciales educativas son necesarias para señalar productividad inobservable, y esto implica un valor positivo de equilibrio para esas señales, entonces este valor debe ser pagado por los demandantes independientemente de que necesiten la señal o no. Puesto en términos más simples, el empleador que ya conoce la productividad de la persona empleada deberá pagar un salario más alto si esta última obtiene un título universitario, aun si esta credencial no agrega ninguna información nueva, ya que, en caso contrario, esta persona podría buscar otro empleo en el que el salario sí esté alineado con el valor de la credencial (porque esta es necesaria como señal).

A estas hipótesis debe agregarse la cuestión de las regulaciones, ya sea surgidas de normativas laborales específicas o bien de convenios colectivos de trabajo.² Si bien no es una característica general de la estructura de convenios colectivos en Argentina, existen algunos casos específicos que prevén un premio salarial por la obtención de un título universitario. No se ha encontrado evidencia de este efecto en los resultados presentados aquí (plausiblemente, debido a limitaciones propias de la muestra utilizada), pero se trata, nuevamente, de un asunto que puede ser objeto de futuras exploraciones.

² El ejemplo más común de esto probablemente sea el Convenio Colectivo de Trabajo General para la Administración Pública Nacional (Decreto 214/06), que establece un adicional por título de grado, de un monto que varía de acuerdo a varios atributos específicos del puesto de trabajo en cuestión.

6. Conclusiones

Este trabajo provee evidencia sobre el valor económico de las credenciales educativas universitarias en el mercado de trabajo argentino. Los resultados de las estimaciones realizadas indican que la obtención de un título universitario de grado causa un aumento promedio de 7% en el salario real de la persona. Dado que la productividad de un individuo difícilmente experimente un salto discreto al momento de la graduación, se concluye que este diferencial debe ser interpretado como el valor de la credencial educativa en términos de dispositivo de señalización de productividad *ex ante* inobservable.

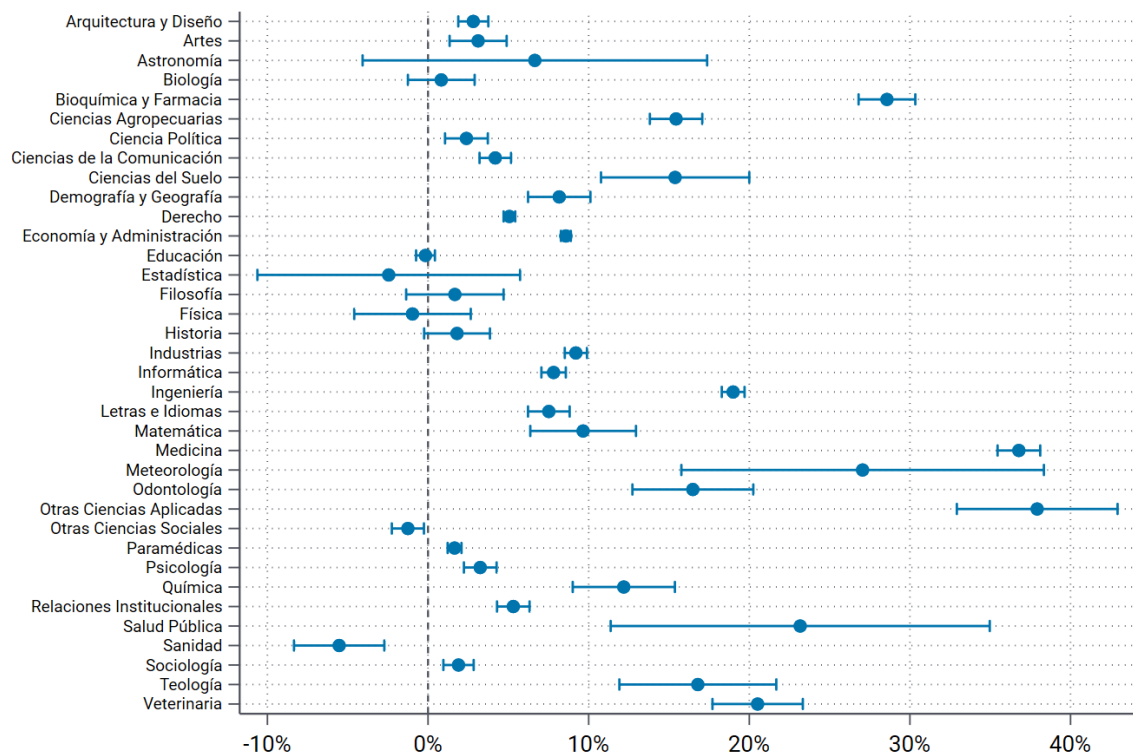
A su vez, los resultados obtenidos por grupos de género y edad validan esta interpretación, ya que el retorno salarial de la credencial resulta considerablemente más alto en las y los trabajadores más jóvenes, factiblemente entre los que necesitan relativamente más la credencial para señalar su productividad. También se presenta evidencia de resultados diferenciales entre varones y mujeres, probablemente indicativos de brechas de género, que requieren mayor profundización en la investigación futura.

La evidencia sobre retornos causales a la educación en los mercados de trabajo de países emergentes es todavía escasa en la literatura. En particular, las estrategias empíricas basadas en datos de panel representan una alternativa interesante que requiere mayores avances en el futuro. De hecho, la expansión de las fuentes actuales podría dar lugar a bases de datos que permitan estrategias de identificación de efectos de capital humano, separados de los efectos de credenciales como los reportados aquí.

La variabilidad encontrada en el valor credencial entre campos de estudio y sectores productivos es también considerable e implica la necesidad de desarrollar hipótesis explicativas. La información sobre vinculación entre estudios universitarios y tareas productivas es extremadamente escasa, particularmente en la literatura científica, donde el tema casi no ha sido abordado aún. Es deseable que surjan, en el futuro, nuevas líneas de investigación en estos tópicos, de cara a comprender mejor la compleja relación entre el sistema educativo y el mercado de trabajo.

Anexo

Gráfico 8. Efecto credencial por disciplina



Nota: intervalos de confianza al 95%.

Fuente: elaboración propia sobre la base de SPU, SIPA.

Referencias bibliográficas

- Angrist, J. D. y Newey, W. K. (1991). Over-Identification Tests in Earnings Functions With Fixed Effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(3), pp. 317-323. <https://doi.org/10.1080/07350015.1991.10509857>.
- Ashenfelter, O. y Krueger, A. (1994). Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. *The American Economic Review*, 84(5), pp. 1157-1173.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, First Edition*. NBER. <https://www.nber.org/books-and-chapters/human-capital-theoretical-and-empirical-analysis-special-reference-education-first-edition>.
- Card, D. (1999). The Causal Effect of Education on Earnings. En O. C. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* (vol. 3, pp. 1801-1863). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03011-4](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03011-4).
- Card, D. (2001). Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, 69, pp. 1127-1160. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00237>.
- Fiszbein, A., Giovagnoli, P. I. y Patrinos, H. A. (2007). Estimating the returns to education in Argentina using quantile regression analysis: 1992-2002. *Económica*, 53(1-2). <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/9230>.
- Harmon, C., Oosterbeek, H. y Walker, I. (2003). The Returns to Education: Microeconomics. *Journal of Economic Surveys*, 17(2), pp. 115-156. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00191>.
- Klein, R., Spady, R. y Weiss, A. (1991). Factors Affecting the Output and Quit Propensities of Production Workers. *The Review of Economic Studies*, 58(5), pp. 929-953. <https://doi.org/10.2307/2297945>.
- Mincer, Jacob, (1974), Schooling, Experience, and Earnings, National Bureau of Economic Research, Inc. 74(1). <https://www.nber.org/books-and-chapters/schooling-experience-and-earnings/human-capital-earnings-function>.
- Park, S. (2011). Returning to school for higher returns. *Economics of Education Review*, 30(6), pp. 1215-1228. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.07.006>.
- Patrinos, H. A. y Savanti, M. P. (2005). *Rising Returns To Schooling In Argentina, 1992-2002: Productivity Or Credentialism?* The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3714>.
- Patrinos, H. y Savanti, M. (2014). The Screening Hypothesis and the Returns to Schooling in Argentina. *Research in Applied Economics*, 6(3), p. 28. <https://doi.org/10.5296/rae.v6i3.5157>.
- Pietro, G. D. y Pedace, L. (2008). Changes in the Returns to Education in Argentina. *Journal of Applied Economics*, 11(2), pp. 259-279. <https://doi.org/10.1080/15140326.2008.12040507>
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), pp. 1-17.
- Shapiro, C. y Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. *The American Economic Review*, 74(3), pp. 433-444.
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), pp. 355-374. <https://doi.org/10.2307/1882010>.
- Stiglitz, J. E. (1975). The Theory of "Screening", Education, and the Distribution of Income. *The American Economic Review*, 65(3), pp. 283-300.
- Weiss, A. (1988). High School Graduation, Performance, and Wages. *Journal of Political Economy*, 96(4), pp. 785-820. <https://doi.org/10.1086/261563>.