



Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado



Universidad de Buenos Aires Facultad de Ciencias Económicas Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

La educación superior argentina: estimación de sus
retornos entre 1996 y 2019

AUTOR: FEDERICO GUILLERMO TELLA ARDUINO

DIRECTORA: ROXANA MAURIZIO

ABRIL DE 2020

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

Maestría en Economía

Proyecto

Trabajo final de Maestría

**La educación superior argentina:
estimación de sus retornos entre 1996 y 2019.**

Autor: Federico Guillermo Tella Arduino ⁽¹⁾

Directora: Roxana Maurizio

Abril de 2020

¹ tella.arduino@economicas.uba.ar

Agradecimientos

El presente trabajo sobre la educación superior argentina encierra motivaciones e intereses personales iniciados hace varios años. En dicho camino, compartí ideas y experiencias con muchas personas que me permitieron llegar hasta donde me encuentro actualmente. Por ello, quiero agradecer primero a mi directora de tesis, Roxana Maurizio, por los conocimientos, esfuerzo y confianza brindada, así como también a los jurados –Luis Beccaria, Leandro Haberfeld y Ana Paula Monsalvo–. Luego, a mis compañeros de la maestría y colegas laborales por sus valiosos aportes. Finalmente, a mis padres –Eugenia y Guillermo–, por su esfuerzo eterno y cariño incondicional. Cabe también una mención especial a la Universidad de Buenos Aires, institución de la cual formo parte en diferentes ámbitos desde el año 2004. A todos, muchas gracias.

Resumen

La educación superior argentina: Estimación de sus retornos entre 1996 y 2019.

La Teoría del Capital Humano plantea que las personas invierten en educación para mejorar sus capacidades y obtener mejores remuneraciones en el mercado de trabajo. Si bien se formulan explicaciones alternativas, como el aumento de la productividad, el *screening* y los mercados segmentados, no hay lugar a dudas sobre la existencia de una correlación positiva entre años de educación y los ingresos laborales.

En ese contexto, el presente trabajo consiste en una investigación empírica que tuvo por objeto la estimación de los retornos a la educación superior argentina entre 1996 y 2019. En virtud de ello, se utilizaron los datos de la Encuesta Permanente de Hogares para estimar ecuaciones mincerianas mediante diferentes técnicas econométricas (MCO, 2SLS, QR y cohortes) y especificaciones en el modelo.

Se encontraron dos claras tendencias. Por un lado, hubo una clara disminución de los retornos a la educación superior argentina entre 1996 y 2019, con una rentabilidad promedio por completar dicho nivel de entre un 9% y 10%. Por otro lado, hubo una homogenización de la rentabilidad de la universidad entre los cuantiles de mayores y menores recursos.

Clasificación JEL ⁽²⁾: *I230, I240, I260, J310.*

Palabras clave: *Ecuación de Mincer, Retornos a la Educación, Inversión en Capital Humano, Regresión Cuantílica.*

² Vide <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>.

Abstract

Higher education in Argentina: Estimation of return rates between 1996 and 2019.

Human Capital Theory states that people invest in education to improve their skills and obtain better remunerations in the labor market. Besides the formulation of alternative explanations for this topic, such as increase in productivity, screening and segmented markets, there is no doubt of the existence of a positive correlation between education and labor income.

In this context, the present paper consists of an empirical research that aimed to estimate the returns to higher education in Argentina between 1996 and 2019. The data used for estimating Mincerian equations by means of different econometric techniques (MCO, 2SLS, QR and cohorts) and specifications in the model comes from the Permanent Household Survey.

Two main trends were found. On the one hand, there was an important decrease in the Argentinian's returns to higher education between 1996 and 2019, showing an average profitability of completing this educational level of 9-10%. On the other hand, there was a homogenization of the higher education returns between the higher and lower resources quantiles.

JEL classification: *I230, I240, I260, J310.*

Keywords: *Mincer Earning Function, Returns to Education, Human Capital Investment, Quantile Regression.*

Índice

1.	Introducción	6
2.	Marco teórico	9
	2.1. <i>Revisión de la literatura</i>	9
	2.2. <i>Evidencia empírica para Argentina</i>	13
3.	Metodología econométrica.....	16
	3.1. <i>Ecuación minceriana y la TIR</i>	17
	3.2. <i>Ecuación minceriana y la distribución del ingreso</i>	21
	3.3. <i>Ecuación minceriana y el perfil temporal</i>	27
4.	Diseño metodológico.....	28
	4.1. <i>Aspectos generales</i>	28
	4.2. <i>Datos utilizados</i>	30
5.	Resultados	33
	5.1. <i>Estadísticas descriptivas de la base de datos</i>	33
	5.2. <i>Resultados de las ecuaciones mincerianas básicas</i>	38
	5.3. <i>Resultados de las ecuaciones mincerianas ampliadas</i>	43
	5.4. <i>Resultados de las ecuaciones mincerianas dinámicas</i>	49
6.	Conclusiones	51
7.	Referencias bibliográficas	54
8.	Anexos.....	58

“If we are concerned about equality of opportunity tomorrow, we need to be concerned about inequality of outcome today”.

Anthony Atkinson (2016).

La educación superior argentina: Estimación de sus retornos entre 1996 y 2019.

1. Introducción

La Humanidad está en los albores de una nueva sociedad basada en el conocimiento y, en tal contexto, es insoslayable recalcar la relevancia de la Economía de la Educación. Como esta perspectiva es relativamente reciente, la apertura de un nuevo horizonte invita a repreguntarse sobre el rol de las universidades para con la sociedad.

¿Qué es lo que motiva que una persona dedique tanto tiempo a educarse? Conforme se profundiza la digitalización y computarización de gran parte de los aspectos cotidianos de la vida, el mercado laboral demanda una mano de obra cada vez más calificada. Esto incentiva a que la educación superior sea una de las inversiones más relevantes, principalmente para los jóvenes.

En ese sentido, existe un amplio consenso acerca de la existencia de una correlación positiva entre el flujo de ingresos laborales de una persona y la cantidad de años invertidos en educación. En otras palabras, un individuo con mayor escolaridad obtiene en promedio mejores salarios y reduce sus probabilidades de estar desocupado.

No obstante, la explicación del motivo por el cual un año adicional de educación genera un aumento de los ingresos continúa siendo motivo de debate y controversias. Así, en la literatura especializada se reconocen tres principales razones para invertir en educación: el aumento de la productividad, la emisión de señales en el mercado laboral y la acumulación de credenciales educativas.

Independiente de aquellas explicaciones, tanto la educación como sus resultados ejercen una influencia fundamental no sólo sobre diferentes variables del mercado laboral –y, por tanto, sobre los ingresos de los individuos–, sino sobre el conjunto de la economía.

En ese marco, la educación tiene la potencialidad de transformarse en una herramienta de política clave tanto a nivel micro como macroeconómico. En el plano individual, educarse mejora los ingresos de las personas –y, por tanto, su calidad de vida– toda vez que aquellos estén positivamente correlacionados con los años de educación; en el plano

social, tiene la capacidad no sólo de generar una igualación de oportunidades y resultados en el mercado laboral que reduzca la inequidad distributiva, sino también de potenciar el bienestar general de la sociedad a través de incrementos de productividad que mejoren la eficiencia económica.

Por lo tanto, resulta sumamente relevante analizar cómo han evolucionado los retornos a la educación superior argentina para el período 1996-2019 y cómo ha sido su distribución funcional en la sociedad.

Tanto los cambios en los mercados de trabajo y educación, así como en la desigualdad de los ingresos, representan sólidos fundamentos para indagar acerca de la correlación entre salarios y capital humano. Al mismo tiempo, no sólo la forma en la que se distribuyen los retornos a la educación superior en la sociedad, sino que también su tendencia en el tiempo constituyen elementos clave para el (re)diseño de políticas educativas.

Argentina ha experimentado en las últimas décadas una considerable expansión de la matrícula en educación superior (García de Fanelli; 2005. Kugler & Psacharopoulos; 1989). Al respecto, según la Secretaría de Políticas Universitarias del Ministerio de Educación de la Nación, mientras que la tasa bruta universitaria nacional era del 35% en 2001 de acuerdo con el rango de OCDE, hoy supera el 55% ³.

En otras palabras, Argentina contaba con aproximadamente 600 mil estudiantes de educación superior en 1985, alrededor de 1 millón hacia 1997, 1,7 millones para 2010 y se espera superar que la matrícula supere los 2 millones para 2019; esto refleja un incremento promedio cercano al 8% anual ⁴. Por otro lado, mientras Argentina disponía de 30 establecimientos de educación superior en 1970, hacia el año 1996 tenía 85 instituciones y, en la actualidad, cuenta con 131 establecimientos (entre universidades e institutos universitarios de gestión pública y privada, universidades provinciales, extranjeras e internacionales) ⁵.

³ La Tasa Bruta Universitaria representa el cociente entre la cantidad de individuos matriculados en la educación superior sobre el total de personas que se encuentran en el grupo etario en condiciones de estudiar una carrera terciaria.

⁴ Becerra, Cetrángolo, Curcio, Jiménez (2003); Secretaría de Políticas Universitarias del Ministerio de Educación de la Nación (varios años). Anuario de Estadísticas Universitarias.

⁵ *Ibidem*.

La expansión de la matrícula de la educación superior se verificó en períodos históricos bien diferenciados. Así, la década del '90 estuvo signada por un notable aumento del nivel educativo de la sociedad dentro de una coyuntura de fuerte apertura económica, apreciación cambiaria, sustitución de mano de obra por capital, elevado desempleo, pérdida de poder adquisitivo y sustanciales cambios tecnológicos. No obstante, luego de la crisis de 2001, la matrícula de la educación superior continuó elevándose, aunque en un contexto económico completamente diferente: protección del mercado interno, tipo de cambio real depreciado, encarecimiento del capital respecto de la mano de obra, reducción del desempleo y recuperación de poder de compra.

En relación con los ingresos, el salario real promedio cayó desde los 70's hasta los 00's, evidenciando una recuperación parcial a partir de la década presente, aunque las principales mejoras se verificaron entre 2003 y 2012 ⁶. Además, mientras el salario mínimo, vital y móvil se mantuvo constante desde 1993, recién a partir de 2003 inició una fase de sostenido crecimiento, alcanzando un máximo histórico en 2012 en términos reales ⁷.

Así, el principal objetivo del presente consistió en la estimación de los retornos a la educación superior a nivel nacional para la población de ocupados entre los años 1996 y 2019, tanto mediante el método estático como dinámico. Adicionalmente, se pretendió evaluar el grado de sub/sobre estimación de dichos retornos mediante la utilización de diferentes abordajes econométricos e identificar potenciales sesgos en las mismas, así como también se buscó realizar un análisis sobre las continuidades y rupturas en el sector.

La hipótesis principal con la que se llevó a cabo la presente investigación es que no sólo se redujo la convexificación de los retornos a la educación superior argentina –es decir, que la rentabilidad de la educación superior en el período de estudio tuvo una tendencia decreciente en el tiempo–, sino que además la brecha de aquellas primas entre los deciles con mayores y menores ingresos tendió a recortarse.

Para lograr el objetivo planteado, se estimaron regresiones mincerianas con distintas especificaciones y metodologías, junto a las correspondientes evaluaciones econométricas que asegurasen la consistencia, eficiencia y robustez de las mismas. Dicho

⁶ Al respecto, ver Beccaria & Maurizio (2012).

⁷ *Ibidem*.

cálculo no ha sido previamente desarrollado en la literatura para la educación superior en Argentina en el lapso temporal seleccionado, así como tampoco se emplearon algunas de las técnicas utilizadas.

El resto del trabajo se estructuró de la siguiente manera. En la Sección 2 se presentó la revisión teórica de los aspectos cualitativos de la Teoría del Capital Humano, así como también se resumió la principal evidencia empírica para la Argentina. En la Sección 3 se expusieron los aspectos teóricos de la metodología econométrica utilizada en cada una de las estimaciones. En la Sección 4 se explicitaron la fuente de información, las variables y los supuestos utilizados. En la Sección 5 se resumieron ciertas estadísticas descriptivas de la base de datos utilizada y luego se volcaron los resultados de las diferentes estimaciones de los retornos educativos, junto a su correspondiente interpretación. Finalmente, en la Sección 6 se presentaron las conclusiones correspondientes.

2. Marco teórico

2.1. Revisión de la literatura

Una de las políticas más contundentes que los Estados nacionales aplican para mejorar la calidad de vida de la sociedad y generar igualdad de oportunidades es la inversión en educación. Ya Adam Smith (1776) planteó la importancia de una sociedad culta en un contexto de creciente división del trabajo, así como también comparó los altos costos de educar a un trabajador con aquellos necesarios para la adquisición de un bien de capital.

Sin embargo, recién a partir de los trabajos seminales de Becker (1964) y Schultz (1968) se inauguró una nueva rama dentro de la literatura económica que analizaba el impacto de la educación sobre la sociedad: la Teoría del Capital Humano. En ella se desarrolló una vasta conceptualización acerca de los motivos por los cuales las personas deciden educarse, asemejando dichas decisiones a cualquier otro tipo de inversión.

En tal sentido, las personas invierten en educación para incrementar sus capacidades, redundando en una mayor productividad y, así, en mejores salarios. Vale destacar que la inversión en capital humano no sólo involucra a la educación formal, sino que también abarca la formación en el puesto laboral (*on-the-job training*), el acervo cultural, las capacidades, la información con la que se dispone, el estado de salud físico y psíquico, entre otros. En tal sentido, Psacharopoulos (1980) planteó que puede pensarse a la

universidad como una firma que genera múltiples productos –educación, investigación, certificación, socialización, entre otros–.

La educación no sólo genera externalidades positivas sobre los ingresos de los individuos, sino que además modifica múltiples dimensiones del bienestar social: ingresos, crecimiento económico, ocupación, productividad (Breton; 2010). Si bien existen diferentes abordajes como el de “capacidades” de Amartya Sen, las investigaciones sobre economía de la educación se focalizan principalmente en la dimensión del ingreso monetario (Paz; 2005).

Paralelamente, la coyuntura macroeconómica repercute sobre la decisión de educarse al alterar los retornos a la educación (Barceinas; 2003). Por un lado, un contexto de crisis puede provocar que los individuos ingresen al mercado laboral por necesidad de mayores ingresos; contrariamente, ellos pueden decidir permanecer fuera del mercado de trabajo y continuar educándose debido a que el costo de oportunidad de trabajar –es decir, los salarios no percibidos– está cayendo. Por otro lado, los gobiernos pueden llevar a cabo un ajuste de las partidas presupuestarias educativas –ya sea nominal o real–, impactando sobre la oferta educativa. Así, la inversión en educación dependerá de cuáles sean los factores predominantes.

Según la Teoría del Capital Humano, se entiende por *retornos a la educación* al diferencial de ingresos o prima que se obtiene en el mercado laboral por cada año adicional de educación recibida. Siguiendo con el enfoque de ingresos, una persona invertirá en educación cotejando los beneficios y costos de la misma a lo largo del tiempo: mientras que cada año adicional de estudio reporta un incremento en el flujo futuro de ingresos y el *stock* de capital humano, existe un costo de oportunidad asociado a permanecer fuera del mercado laboral y un costo pecuniario para afrontar los gastos educativos correspondientes.

A medida que transcurren el tiempo y los niveles educativos, cada año adicional de educación incrementa los ingresos laborales del individuo, aunque a un ritmo decreciente –debido al supuesto de rendimientos marginales decrecientes–. En el momento en el cual se igualen las ganancias y pérdidas a valor presente se habrá encontrado la cantidad óptima de años de educación. En otras palabras, una persona dejará de invertir en educación cuando su retorno sea nulo, dada una determinada tasa de descuento. Por ello,

uno de los principales efectos que se busca cuantificar es el impacto de la educación sobre las remuneraciones de los individuos (García de Fanelli; 2014).

Si bien la Teoría del Capital Humano inauguró un nuevo ámbito para reflexionar sobre los vínculos entre Economía y Educación, éste ha sufrido idas y vueltas tanto teóricas como empíricas⁸. Durante la década del '70 hubo una fuerte reacción contra dicha teoría, publicándose múltiples trabajos en los que se daba cuenta de la correlación positiva entre los ingresos y la escolaridad de las personas con un marco teórico diferente: la hipótesis de la señalización (*signaling*), la hipótesis del credencialismo (*screening*) y la hipótesis de los mercados segmentados (*sheepskin effects*) (Jhones; 1995)⁹.

En primer lugar, el modelo de Spence (1973) planteó que la educación es utilizada dentro del mercado laboral como una señal para reducir un problema de asimetría de información. En otras palabras, dado que los empleadores desconocen *a priori* el nivel de productividad de los empleados, la educación funciona como una señal que cada trabajador emite para informar sus cualidades productivas. Como la emisión de señales está relacionada inversamente con las habilidades, los individuos con mayor productividad serán quienes emitan señales con un esfuerzo comparativamente menor y, por tanto, obtengan mayores salarios.

Segundo, y en forma similar al apartado anterior, Arrow (1973) afirmó que los títulos o diplomas educativos –y no las calificaciones– son utilizados como una forma de señalización de la habilidad de los individuos. Conocida como la hipótesis de “educación como filtro” –o *screening*–, Arrow sostuvo que las personas con mayor destreza y capacidad obtendrían las mayores credenciales debido a que necesitan realizar un esfuerzo comparativamente menor que los individuos de menores habilidades; en consecuencia, las mayores credenciales posibilitarán la obtención de mejores salarios.

Como tercer punto, Knight (1979) retomó la segmentación del mercado laboral entre formal e informal de Piore (1973) y sus diferentes lógicas. Partiendo de una economía con sectores de ocupaciones simples y complejas, Knight apuntó que un cambio en el

⁸ Para un abordaje más extenso sobre el desarrollo de la literatura de los retornos a la educación superior, ver Paz (2005).

⁹ Para una discusión más extensa respecto a explicaciones alternativas sobre la relación entre retornos a la educación e ingresos laborales (*i.e.*, no sólo la tradicional relación “económica”, sino además una fundamentación “sociológica” y otra “psicológica”), ver Blaug (1972).

nivel educativo de los trabajadores repercute de forma asimétrica sobre la productividad de las ocupaciones en los dos sectores ocupacionales. Bajo la hipótesis de *sheepskin effect*, si se supone la existencia de una jerarquización de los puestos de trabajo –ya sea a raíz de la naturaleza de la toma de decisiones o por cuestiones técnicas para de la producción–, es esperable que aquellos con una mayor carga de responsabilidad sean ocupados por personas con mayores credenciales educativas.

Así, la idea subyacente en ambos autores es que el retorno a la educación se incrementa a un ritmo más veloz en las ocupaciones de mayor complejidad y, por lo tanto, también aumentan su productividad y salario a una tasa creciente *vis-à-vis* los trabajos más sencillos. Si se produce el crecimiento de la proporción de trabajadores calificados en el mercado laboral –es decir, un aumento relativo de la oferta de mano de obra calificada–, entonces es esperable que sus retornos se reduzcan y ello contribuya al cierre en la brecha salarial entre asalariados calificados y no calificados (Gasparini *et al.*; 2011).

Al mismo tiempo, Knight (1979) formuló una distinción sustancial entre la tasa de retorno de la educación –la cual refleja el efecto marginal de un año adicional de escolaridad condicional a las características de la ocupación– y la tasa de descuento –que representa la tasa marginal de sustitución entre el mercado educativo y el mercado de trabajo–. Por ello, el capital humano de los trabajadores tendría una sensibilidad heterogénea ante el nivel de productividad de cada puesto laboral o, lo que es lo mismo, existiría una segmentación laboral de los individuos a partir de su *stock* de capital humano.

A partir de lo anterior, Card (1994) llevó a cabo una fuerte crítica a la Teoría del Capital Humano por los problemas de endogeneidad y relaciones espurias que había tenido el tratamiento vigente sobre el vínculo educación–ingresos. Así, el autor se focalizó en la habilidad innata y planteó que un individuo tendrá incentivos para adquirir más años de educación al tener mejores habilidades/talentos y, por tanto, sean mayores sus capacidades para obtener ingresos superiores. Esto evidencia que existe un conjunto de factores observables e inobservables que afectan y distorsionan la relación entre años de educación e ingresos laborales.

No obstante, unos años más tarde Angrist & Krueger (1991) junto a Card (2001) apoyaron la conclusión de Griliches (1970) respecto a que el efecto de la habilidad y otros efectos inobservables sobre la relación ingresos-educación no resultan significativos, de modo tal

que la estimación de los retornos privados a la educación utilizando variables instrumentales genera resultados ligeramente más sobreestimados que la tradicional ecuación minceriana básica (Psacharopoulos & Patrinos; 2002. Ordaz; 2007).

Ahora bien, cabe preguntarse cuál es la relevancia del estudio de los retornos a la educación superior. Si se acepta –al menos, provisoriamente– que los ingresos están positivamente correlacionados con los años de educación, entonces surge a las claras que la educación se constituye como una relevante política redistributiva de la sociedad y de inclusión social (García de Fanelli; 2014).

Por lo tanto, la educación en general –así como la universidad en particular– tienen la gran capacidad de generar un incremento del bienestar social, aunque también pueden funcionar como amplificadores de la disparidad de los ingresos de la sociedad (Di Gresia; 2004). Esta “paradoja del progreso”, entendida como la indeterminación sobre cuáles son los impactos del incremento en los años de educación de los individuos sobre la distribución del ingreso de la sociedad a raíz de la convexidad de sus retornos (Gasparini *et al.*; 2011), no resulta una cuestión menor y debe tenerse bien en cuenta al momento del diseño de políticas educativas. En tal sentido, no sólo cobra relevancia la igualdad de condiciones, sino también la igualdad de resultados, abarcando así las dimensiones *ex-ante* y *ex-post* de la desigualdad (Atkinson; 2016).

2.2. Evidencia empírica para Argentina

Latinoamérica en general –y Argentina en particular– ha experimentado una notable acumulación de capital humano en las últimas décadas a partir de la combinación de un sostenido crecimiento económico, expansión de la política educativa y una transición demográfica (Cruces, Domenech & Gasparini; 2012).

En ese contexto, cabe preguntarse si es cierto que todavía la educación superior incrementa los ingresos obtenidos en el mercado laboral argentino; al mismo tiempo, es menester analizar si el mercado laboral es capaz de absorber una creciente cantidad de trabajadores con mayor nivel de capital humano (Duncan & Hoffman; 1981). Ello es así especialmente a raíz del contexto en el que la Argentina se encuentra atravesando una etapa de masificación de la educación superior mediante la ampliación de su oferta y el ingreso no selectivo a la misma (García de Fanelli; 2014).

La literatura sobre retornos a la educación es muy prolífera, por lo que sólo se comentaron aquellos trabajos más relacionados con el presente. No obstante, vale la pena aclarar que la comparación entre las distintas estimaciones en cuestión no es del todo factible debido –principalmente– a la metodología empleada para calcular los retornos a la educación ¹⁰ (Psacharopoulos & Patrinos; 2002).

Para empezar, utilizando una ecuación minceriana básica mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con datos de la provincia de Buenos Aires para el año 1985, Kugler & Psacharopoulos (1989) encontraron una tasa de retorno del 9,2%, siendo ligeramente superior para las mujeres. Al descomponer dicha ecuación por niveles educativos, encontraron que la educación superior verificó un retorno del 11,0%.

Claramunt & Fornero (1989), en el marco de un estudio sobre la discriminación salarial sufrida por la mujer en el mercado laboral, estimaron una tasa de retorno del 7,6% para los hombres ocupados del Gran Mendoza en 1987, mientras que la misma fue del 6,8% para las mujeres. Para ello, utilizaron una ecuación minceriana ampliada (MCO), incorporando la cantidad de horas trabajadas semanalmente como una variable de control adicional. Además, al regresar dicha ecuación mediante Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (2SLS), obtuvieron una tasa de retorno del 5,6% para las mujeres.

Luego, Psacharopoulos (1994) computó un retorno social del 7,6% y otro privado del 14,9%, ambos para 1989 mediante una ecuación minceriana ampliada (MCO). Vale destacar que tanto Psacharopoulos (1994) como Psacharopoulos & Patrinos (2002) encontraron como hecho estilizado a nivel global que la educación superior es la que ostenta los menores retornos respecto a los niveles primarios y secundarios.

Pessino (1995) analizó los efectos de las condiciones macroeconómicas entre 1986 y 1993 sobre los retornos a la educación superior argentina, valiéndose de una ecuación minceriana ampliada por niveles (MCO). Éstos cayeron del 16% al 13% entre 1986 y 1989, para luego trepar hasta casi el 20% en 1993 tras los cambios macroeconómicos

¹⁰ El grado de cobertura de los datos poblacionales también altera la representatividad de la muestra, dificultando así la comparabilidad entre las estimaciones de diferentes investigadores. En ese sentido, si bien las encuestas permanentes de hogares en Argentina sólo cubren los aglomerados urbanos, ello pierde cierta relevancia para el análisis de los retornos a la educación superior toda vez que sus instituciones se encuentran principalmente radicadas en dichos aglomerados. Respecto a la metodología de estimación, claramente la comparación de los coeficientes de la estimación no es la misma si se utiliza una ecuación minceriana básica –o, lo que es lo mismo, la función de ingresos– que si se emplean variables *dummy* para cada nivel educativo –es decir, los *splines* lineales–.

estructurales. Así, concluyó la existencia de cierta correlación negativa entre la relación años de educación-ingresos y el ciclo económico; esto es, los retornos se incrementan en épocas de recesión.

Más tarde, Maurizio (2001) encontró un retorno educativo promedio del 9,2% para los asalariados a nivel nacional en el período 1994-1999, utilizando una ecuación minceriana ampliada por niveles (MCO). Es importante destacar que la autora evidenció la existencia de un proceso “sobreeducación” de la población a partir de la década del '90; en otras palabras, el incremento del nivel educativo de la sociedad argentina fue más rápido que la velocidad de generación de puestos laborales que demandan trabajadores calificados, por lo cual se dio lugar a un proceso de devaluación educativa.

Margot (2001) efectuó el análisis de la tasa de retorno a la educación superior en el Gran Buenos Aires utilizando tanto una TIR estática como dinámica –esta última, mediante la técnica de cohortes–. Por un lado, encontró que la TIR estática media para el período 1980-1999 fue del 19,1%, mientras que la TIR dinámica arrojó un promedio del 14,3% para 1974-1999; en sendos casos, se verificó una clara tendencia positiva de la rentabilidad de la educación superior a lo largo del tiempo.

Giovagnoli, Fizbein & Patrinos (2005) realizaron dos estimaciones. Por un lado, verificaron un crecimiento sostenido en el tiempo de los retornos a la educación superior a través de una ecuación minceriana ampliada por niveles (MCO): mientras en 1992 la tasa de retorno fue de 9,2%, en 2002 arrojó un guarismo de 13,8%. Cabe destacar que, al descomponer dichos retornos por género, se reveló una convergencia entre hombres y mujeres: mientras que la brecha en la retribución a la educación superior era del 2,6% en perjuicio del género femenino para 1992, dicho guarismo se redujo a 0,9% en 2002. Por otro lado, aquellos autores se valieron de una regresión por cuantiles condicionados mediante la cual pudieron evidenciar, además del crecimiento de las tasas de retorno de la educación superior y la reducción en la brecha por género, una convergencia entre los retornos de las personas ubicadas en los distintos deciles.

Seguidamente, Adrogué (2006) calculó utilizando la TIR estática que el retorno medio de la educación superior argentina entre 1974 y 2002 –corregido por desempleo– fue de 17% para los varones y del 14% para las mujeres.

Paz (2007) regresó una ecuación minceriana básica y ampliada mediante distintas técnicas econométricas (MCO, 2SLS, QR) para el período 2003-2006, obteniendo retornos promedio nacionales de entre 5% y 13%. Asimismo, analizó la sensibilidad de la estimación de los retornos a la educación superior respecto a la base de datos, el método de estimación y la especificación del modelo, no encontrando evidencia de diferencias significativas. Por otra parte, encontró que existe una relación inversa entre el ciclo económico y los retornos a la educación.

Por su parte, Galassi & Andrada (2011) emplearon una ecuación minceriana básica (MCO) para cada una de las regiones de la Argentina en el año 2010. Con ella estimaron un retorno educativo de entre 6,4% y 10,3%. Sin embargo, cuando efectuaron la corrección por sesgo de selección (2SLS), dichas tasas se comprimieron entre 6,4% y 9,8%, según la región. Cabe señalar que en este trabajo se afirmó que existe una relación inversa entre el desarrollo económico de una región y su rentabilidad educativa.

Finalmente, Alejo, Gabrielli & Sosa Escudero (2011) realizaron una estimación de los retornos a la educación utilizando la técnica de cuantiles incondicionados. Para ello, emplearon tanto la ecuación minceriana básica como la ampliada. En el caso de las funciones de ingreso, computaron una función de influencia recentrada (RIF) usando una especificación probabilística lineal para los años 1992, 1998 y 2008, tomando como población muestral a los hombres ocupados en edad para trabajar de todo el país. Los autores encontraron una reducción dentro del período analizado en la brecha de la prima educativa entre los sectores con mayores y menores ingresos; concretamente, el cociente entre el retorno educativo del decil 90 y el del decil 10 se comprimió desde 3,04 en 1992 hasta 1,74 en 2008. Específicamente para el caso de la educación superior, los autores hallaron que la brecha en el retorno a la educación superior entre el decil 90 y el 10 se redujo desde 3,4 en 1992 a 1,8 en 2008. Por lo tanto, concluyeron que la educación cuenta con la capacidad de reducir la disparidad en los ingresos en la medida que posea una calidad homogénea a lo largo de los deciles de la sociedad.

3. Metodología econométrica

La forma de cuantificar la rentabilidad de la inversión en educación no resulta trivial dado que el abordaje teórico que se efectúa sobre los retornos a la educación tiene implicancias en la estimación de los mismos (Paz; 2007). Además, como la relación entre la educación

y los ingresos de los individuos es estudiada bajo una perspectiva económica, se supone el comportamiento racional de las personas de modo tal que las estimaciones econométricas utilizadas resulten apropiadas (Glewwe; 2002). Por ello, es fundamental tener presente cuáles son los alcances y limitaciones de las técnicas econométricas utilizadas para estimar los retornos educativos.

3.1. Ecuación minceriana y la TIR

La estimación de los retornos a la educación tiene dos corrientes principales: la Tasa Interna de Retorno (TIR) y las Ecuaciones de Mincer (1974). Así, por el lado de la TIR, se pretende encontrar cuál es la cantidad de años de educación que optimiza la decisión de inversión para una tasa de descuento determinada. Luego, el cálculo a valor presente de los beneficios y costos de tal inversión es la siguiente:

$$\sum_{t=1}^{T-e} \frac{w_e - w_{e-1}}{(1 + r_e)^t} = w_{e-1} + c_e \quad (1)$$

siendo: w_i , el salario; r_i , la tasa de retorno de la inversión; c_i , el costo total de la educación; T , el momento en el cual la persona se retira definitivamente del mercado laboral; i , el subíndice que refleja los diferentes niveles educativos e .

Si bien la TIR es el enfoque más preciso para calcular la rentabilidad de la educación, posee dos limitaciones que dificultan su cómputo: i) cómo determinar la tasa de descuento para homogenizar a valor presente el flujo de beneficios y costos futuros de la inversión en educación, ii) la adición de todos los costos asociados a la escolaridad.

Ello llevó a la búsqueda de una forma más sencilla de calcular los retornos a la educación respecto a la TIR. Así, Mincer (1974) propuso una ecuación que luego se transformó en la metodología de estimación que mayor tratamiento y difusión ha recibido dentro de la literatura especializada debido a sus ventajas.

En línea con lo anterior, Chiswick (1997) sintetizó los principales puntos por los cuales predominó la ecuación minceriana como método de estimación de los retornos educativos. En primer lugar, la especificación econométrica de la ecuación minceriana se deriva a partir de una identidad matemática, por lo que sus coeficientes poseen una interpretación económica. Segundo, la utilización del logaritmo natural de los ingresos aproxima la distribución de los residuos de la estimación a la normal y reduce la varianza

de los estimadores. Como tercer punto, no sólo establece una relación entre ingresos y años de educación, evitando la necesidad de computar costos de educación, sino que también permite incorporar fácilmente variables adicionales para lograr una mayor capacidad de especificación. Finalmente, los coeficientes estimados por la ecuación minceriana carecen de unidades, lo cual simplifica su interpretación.

En su *forma básica*, la ecuación minceriana consiste en regresar el logaritmo natural del ingreso contra los años de escolaridad y la experiencia laboral por MCO ¹¹:

$$\ln(w) = \alpha + \beta_1 \cdot exper + \beta_2 \cdot exper^2 + \delta \cdot educ + \mu \quad (2.1) \quad ^{12}$$

El coeficiente asociado a los años de educación en la ecuación minceriana básica (δ) debe interpretarse como el retorno privado promedio de un año adicional de educación, independientemente del nivel educativo al que pertenezca el individuo (Psacharopoulos; 1994). En tal sentido, existe evidencia empírica que corrobora que la tasa de retorno a la educación obtenida mediante la TIR y una ecuación minceriana ¹³ son semejantes (Barceinas; 2003).

La experiencia laboral de un individuo no es una variable fácilmente disponible, por lo que suele aproximarse como la diferencia entre la edad de un individuo y sus años de escolaridad, quitando además seis años adicionales. En otras palabras, lo que se supone al computar esta variable es que cada persona ingresa al mercado laboral inmediatamente concluida su escolaridad (Paz; 2007). Respecto a la experiencia potencial, esta permite identificar el perfil cóncavo de la experiencia en el plano de los ingresos laborales a raíz del rendimiento decreciente del mismo (Paz; 2007).

Sin embargo, la utilización de la edad como una aproximación a la experiencia laboral en la ecuación minceriana genera un problema en la interpretación del retorno a la educación (Barceinas; 2003). Así, el rendimiento de un año adicional de educación en la *Ecuación 2.1* resultaría igual a δ si se usara la experiencia laboral “real”; pero, cuando ésta se

¹¹ Vale aclarar que dicha ecuación tiene una especificación semi-logarítmica.

¹² Por practicidad, se omitieron los subíndices de los individuos.

¹³ En el caso de que se use la experiencia y su potencial. Sin embargo, si se aproximan aquellas variables mediante la edad, entonces los retornos estimados entre la TIR y la ecuación minceriana difieren.

aproxima con la edad, el retorno queda sobreestimado por factor equivalente al término $\beta_1 - 2\beta_2 \cdot (educ - edad - 6)$ ¹⁴.

Por su parte, la *forma ampliada* de la ecuación de Mincer incorpora un conjunto de m regresores adicionales (z) a su forma básica –tales como el género, la ocupación, la región geográfica, el estado civil, etc.– para aislar aún más el efecto de la educación sobre el salario:

$$\ln(w) = \alpha + \beta_1 \cdot exper + \beta_2 \cdot exper^2 + \delta \cdot educ + \sum_{j=1}^m \gamma_j \cdot z_j + \mu \quad (2.2) \quad ^{15}$$

En tal sentido, Becker (1964) ya había advertido sobre la incorporación de variables ocupaciones en la ecuación minceriana debido a que aquellas también capturan parte de los determinantes de los ingresos laborales y, así, modificar el efecto de la educación sobre los ingresos.

Por otra parte, en lugar de utilizar la cantidad total de años como variable explicativa, se la puede reemplazar por variables dicotómicas que reflejen los máximos niveles educativos alcanzados: PC, SI, SC, TI y TC son los niveles primario, secundario y terciario, tanto completos como incompletos ¹⁶. Así, siguiendo a Psacharopoulos (1994), la ecuación a estimar resultaría la siguiente, donde X es un vector de variables explicativas:

$$\ln(w) = \alpha + \gamma_1 \cdot PC + \gamma_2 \cdot SI + \gamma_3 \cdot SC + \gamma_4 \cdot TI + \gamma_5 \cdot TC + \sum_{i=1}^n \beta_i \cdot X_i + \mu \quad (3) \quad ^{17}$$

En ese caso, la interpretación de los coeficientes que acompañan a las *dummies* educativas no es directa. Siguiendo a Psacharopoulos (1994), la tasa de retorno por alcanzar un determinado nivel educativo viene dada por la siguiente transformación:

¹⁴ Ello surge de reemplazar la experiencia por su aproximación y derivar el logaritmo de los ingresos respecto a la educación.

¹⁵ Matricialmente, las Ecuaciones 2.1 y 2.2 son equivalentes a: $\ln(w) = X'\beta + \mu$.

¹⁶ En el caso de utilizarse únicamente los niveles educativos completos, esta técnica se conoce como *splines* lineales. Al respecto, ver Wooldridge (2002) y Angrist & Pischke (2008).

¹⁷ Cabe aclarar que, tal como procede Psacharopoulos (1994), la variable *dummy* para la educación primaria incompleta se encuentra omitida en las regresiones por cuestiones de colinealidad y equivale a la unidad.

$$\gamma = \frac{\partial \ln(w)}{\partial S} = \frac{W_j - W_0}{W_0} \cdot \frac{1}{\Delta S} = \frac{W_j - W_0}{W_0 \cdot \Delta S} = R_j \quad 18$$

Vale destacar que, si bien se trata de metodologías diferentes, la TIR y la ecuación minceriana resultan coincidentes cuando se cumplen los siguientes supuestos: i) no existen costos asociados a la educación, más allá que el costo de oportunidad de permanecer fuera del mercado laboral; y ii) las disparidades salariales entre personas con diferentes niveles educativos se mantienen constantes en el tiempo (Chiswick; 1997).

A pesar de las bondades de la ecuación minceriana, Heckman (1979) demostró la existencia de un sesgo de selección en la especificación de las *Ecuaciones 2 y 3* que conlleva a la pérdida de eficiencia en la estimación econométrica –y, por ende, a la pérdida de la relación causal de interés–¹⁹. Ello se debe a que el salario se encuentra censurado al considerar a los trabajadores ocupados como población muestral, provocando una sobreestimación del efecto de la educación sobre los ingresos; en otras palabras, los ingresos laborales sólo registran valores no negativos para un determinado subconjunto de la sociedad.

Para contrarrestar el anterior problema, Heckman (1979) propuso una metodología de estimación de la ecuación minceriana mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos etapas (2SLS, por sus siglas en inglés). Aquella busca la combinación lineal de instrumentos para un regresor de interés que tenga el mayor grado de correlación. Para ello, primero realiza una primera regresión donde obtiene los valores estimados del regresor de interés, y luego los utiliza en una segunda regresión para estimar el parámetro del efecto causal deseado.

Así, primero se regresa un modelo *probit*²⁰ en la ecuación de selección por Máxima Verosimilitud, obteniéndose la razón inversa de Mills (λ), coeficiente que representa la probabilidad de que un individuo se encuentre dentro del subconjunto poblacional (en

¹⁸ Por lo tanto, la tasa de retorno para cada nivel educativo resulta: $R_{PC} = \gamma_1/S_{PC}$; $R_{MI} = (\gamma_2 - \gamma_1)/(S_{SI} - S_{PC})$; $R_{MC} = (\gamma_3 - \gamma_1)/(S_{SC} - S_{PC})$; $R_{SI} = (\gamma_4 - \gamma_3)/(S_{TI} - S_{SC})$; $R_{SC} = (\gamma_5 - \gamma_3)/(S_{TC} - S_{SC})$.

¹⁹ Al respecto, se recomienda ver Wooldridge (2002) y Angrist & Pischke (1991).

²⁰ Es deseable utilizar un modelo *probit* debido a que el truncamiento del salario radica en una característica intrínseca de la variable o, lo que es lo mismo, porque la desocupación de un individuo no es voluntaria.

este caso, que sea un ocupado) ²¹. Luego, se procede a estimar la ecuación de Mincer por MCO incorporando la razón inversa de Mills como una variable explicativa adicional, donde Z representa las distintas variables de control adicionales a la ecuación minceriana básica y $ocup$ refleja la condición ocupacional de la población cuando éstos son ocupados ^{22 23}:

$$\widehat{oc} = \phi_0 + \sum_{j=1}^m \phi_j \cdot Z_j + v \quad (4.1)$$

$$\tilde{w} = \alpha + \left(\sum_{i=1}^n \beta_i \cdot X_i \right) + \delta \cdot \lambda \cdot \left(a + \sum_{i=1}^n b_i \cdot Z_i \right) + \mu \quad (4.2)$$

Así, en Heckman (1979) es necesario obtener $\hat{\lambda}$, para luego incorporarlo en la ecuación a estimar. Es importante destacar que el conjunto de covariables (Z) utilizadas en el *probit* debe contener al menos una variable que no forme parte del conjunto de variables explicativas en la ecuación minceriana (X) (Töpfer; 2017).

3.2. Ecuación minceriana y la distribución del ingreso

Hasta aquí, se ha supuesto que el efecto de la educación sobre los ingresos de los individuos genera el mismo impacto a lo largo de todos los ocupados de la sociedad. En otras palabras, las estimaciones de los apartados anteriores obtenían el efecto promedio de la educación sobre los ingresos de las personas. Sin embargo, la evidencia empírica

²¹ La razón inversa de Mills refleja el cociente entre la función de densidad de probabilidad (P.D.F.) y la función de distribución acumulada (C.D.F.), evidenciando la probabilidad de truncamiento de una variable.

²² La metodología 2SLS asume que los errores de la ecuación minceriana (μ) y de selección (ε) se distribuyen normalmente, así como se encuentran correlacionados entre sí; es decir: $\mu_i \sim Normal [0; \sigma_\mu^2]$; $\varepsilon_i \sim Normal [0; 1]$; $Covar[\mu_i; \varepsilon_i] \neq 0$. Si, además, se cumple que el error está incorrelacionado con cada uno de los regresores y si las variables explicativas tienen rango completo, habiendo tantos instrumentos como regresores, entonces los estimadores obtenidos por 2SLS serán consistentes; es decir: $Covar[x_j; \mu] = 0 \forall j = (1; \dots; K)$; $Rango[E[z'z]] = L$; $Rango[E[z'x]] = K$; $L \geq K$.

²³ El modelo *probit* resulta aquel en el que la probabilidad dicotómica de (no) pertenecer al subconjunto poblacional se expresa como $D = 1$ si $Y \geq \bar{Y}$, y $D = 0$ si $Y < \bar{Y}$, siendo $D[.]$ la ecuación de selección, Y el salario latente e \bar{Y} el salario de reserva. Reexpresando las Ecuaciones 4.1 y 4.2 en forma matricial, se tiene que:

$$\begin{aligned} \widehat{oc} &= E[z | D = 1] = m \cdot (Z' \gamma) + v \\ \tilde{w} &= E[l n(w) | X; D = 1] = X' \beta + \delta \cdot \lambda \cdot (Z' \gamma) + \mu \end{aligned}$$

muestra que la educación tiene un efecto comparativamente más elevado en individuos con mayores ingresos respecto a aquellos con menores recursos (Machado & Mata; 2005. Firpo, Fortin & Lemieux; 2007).

Por lo tanto, para poder computar el retorno a la educación, Koenker & Bassett (1978) y Buchinsky (1994) desarrollaron la técnica de *regresiones por cuantiles condicionados* (CQR, por sus siglas en inglés). Concretamente, las regresiones por cuantiles condicionados estiman el efecto de la educación sobre los ingresos laborales de las personas ubicadas en las distintas partes de la distribución salarial condicional bajo la siguiente forma ²⁴:

$$\ln(w) = X'_i \cdot \beta_\theta + \mu_\theta \quad (5.1)$$

$$q_\theta \cdot [\ln(w) | X] = X'_i \cdot \beta_\theta$$

donde θ es el cuantil condicionado ²⁵ de los ingresos por las variables exógenas. En otras palabras, esta estimación obtiene los coeficientes que computan el retorno a la educación condicional a cada punto de la distribución del ingreso (Machado & Mata; 2005). Para ello, primero se caracteriza la distribución marginal de los regresores sobre los distintos puntos de la distribución condicional del ingreso; luego, se tiene que estimar la función de densidad marginal de los salarios consistente con la distribución marginal anteriormente obtenida (Machado & Mata; 2005).

Resulta conveniente transformar la *Ecuación 5.1* en una representación de programación lineal para simplificar la estimación, para lo cual se realiza la siguiente minimización:

$$[\ln(w) | X] = \min_{\beta} \left\{ n^{-1} \cdot \sum_{i=1}^n \rho_\theta \cdot (\ln(w) - X'_i \cdot \beta_\theta) \right\} \quad (5.2)$$

donde la *Ecuación 5.2* representa el problema primal y sus condiciones de primer orden resuelven el problema dual de la minimización (Buchinsky; 1994, 1998).

Ahora bien, las CQR poseen una considerable limitación: se encuentran circunscriptas a distribuciones de ingreso condicionadas por cuantiles, no pudiendo capturar en

²⁴ Esta metodología (CQR) asume que los errores de la ecuación minceriana cuantílica (μ_θ) están incorrelacionados con cada uno de los regresores.

²⁵ Vale recordar que $0 < \theta < 1$.

consecuencia la contribución marginal de la educación a lo largo de toda la muestra poblacional (Firpo, Fortin & Lemieux; 2007). Además, aquella estrategia de estimación insume un gran costo computacional de estimación dado que resulta necesario calcular una distribución contrafáctica de las covariables condicionadas por cuantil sobre la variable dependiente (Firpo, Fortin & Lemieux; 2007).

La alternativa que supera las anteriores limitaciones proviene de las *regresiones cuantílicas incondicionadas* (UQR, por sus siglas en inglés). Éstas transforman los efectos condicionados de la educación sobre los salarios en incondicionados; es decir, permite identificar el efecto marginal de las covariables condicionadas por cuantil sobre la función de distribución del ingreso. Mientras que la CQR computa la derivada del cuantil condicionado respecto a las variables explicativas aplicando el mismo coeficiente cuantílico, las UQR efectúan una ponderación de dicho efecto marginal sobre la correspondiente distribución de ingreso cuantílica incondicionada ²⁶ – es decir, realizan una recentralización de la contribución marginal de educación (Firpo, Fortin & Lemieux; 2007).

En pos de realizar la estimación de una ecuación minceriana por cuantiles incondicionados (UQR), primero es necesario comprender cómo se generan las estimaciones de las regresiones cuantílicas condicionadas (CQR) para luego puntualizar en la transformación hacia aquellas incondicionadas.

Tal como sintetizaron Alejo, Gabrielli & Sosa Escudero (2011) –y siguiendo Firpo, Fortin & Lemieux (2007)–, primero debe partirse de una función de distribución acumulativa F_Y y cierto funcional $v(F_Y)$. Para el caso de los retornos a la educación, la primera representa

²⁶ Matemáticamente, el efecto marginal de la CQR se expresa como:

$$CQPE(\theta, X) = \frac{\partial q_\theta[m(X; \varepsilon) | X = x]}{\partial x}$$

donde $m(\cdot)$ es una función desconocida que mapea las covariables con la variable dependiente. Al mismo tiempo, el efecto marginal de la UQR puede derivarse como:

$$UQPE(\theta) = E[\omega_\theta(X) \cdot CQPE(\zeta_\theta(X); X)]$$

donde $\zeta(\cdot)$ es una función que relaciona los efectos parciales de la UQR con la distribución condicionada del ingreso y $\omega(\cdot)$ es una función que promedia la densidad de los regresores condicional a cada cuantil con la densidad incondicional de los cuantiles. Para mayor detalle, ver Firpo, Fortin & Lemieux (2007).

la función de distribución acumulativa de ingresos, mientras que el segundo refleja un determinado cuantil de la población de referencia.

Por definición, la función de distribución acumulativa puede ser expresada como:

$$F_Y(y) = \int F_{Y|X} \cdot (y | X = x) \cdot dF_X(x)$$

Suponiendo que puede alterarse la distribución de cierta variable X sin que ello altere la función de distribución condicional $F_{Y|X}$ ²⁷, entonces puede obtenerse una distribución contrafáctica de la variable dependiente Y reemplazando la función de distribución acumulativa F_Y por otra G_Y .

Ahora, se trata de poner en relación sendas funciones de distribución acumulativas mediante una *función de influencia* (IF); ésta no es más que la función que surge cuando se “contamina” la función de distribución acumulativa original con otra contrafáctica:

$$IF(y; v, F_Y) = \int F_{Y|X} \cdot (y | X = x) \cdot d\Delta_y(y)$$

Dado que se pretende medir cómo influye cierto punto de la variable dependiente sobre un funcional particular²⁸, se proyecta linealmente el funcional $v(F_Y)$ para una función ϕ ²⁹, de modo que la función de influencia del funcional en cuestión para un cierto punto en la distribución F_Y queda determinado por:

$$IF(y; v, F_Y) = \phi(y) - \int \phi(y) \cdot dF_Y(y) = \phi(y) - v(F_Y)$$

Sin embargo, la anterior función de influencia no incorpora los efectos de las covariables observables toda vez que $E[IF(Y; F_Y)] = 0$. Entonces, Firpo, Fortin & Lemieux (2007)

²⁷ Esto encuentra su fundamento en lo planteado por Firpo, Fortin & Lemieux (2007). Se puede suponer que existe una determinada función $f(\cdot)$ que mapea una variable dependiente Y de interés sobre un conjunto de regresores observables X y variables inobservables ε , generando el modelo $Y = f(X; \varepsilon)$. Luego, si se asume que $Covar[X, \varepsilon] = 0$, ello representa una condición suficiente para que la función de distribución condicional no esté afectada por cambios en la distribución de sus regresores.

²⁸ En otras palabras, para el caso de la estimación de los retornos educativos, se pretende evaluar cómo afecta un determinado ingreso para cada cuantil ($v(F_Y) = q_\theta$).

²⁹ Dicha función puede reflejar, por ejemplo, el promedio de los ingresos laborales.

desarrollaron las *funciones de influencias recentradas* (RIF, por sus siglas en inglés), las cuales se definen como:

$$RIF(y; v, F_Y) = IF(y; F_Y) + v(F_Y) = \phi(y) \quad (5.3)$$

Por analogía, se encuentra que $E[RIF(Y; F_Y)] = v(F_Y)$, por lo que es posible reexpresar el funcional de la siguiente manera, obteniendo los efectos parciales de modificar la función de distribución condicional de los regresores X ($F_{Y|X}$):

$$v(F_Y) = \int RIF(y; v) \cdot dF_Y(y) = \int E[RIF(Y; v) | X = x] \cdot dF_X(x) \quad (5.4)$$

Así, las ecuaciones cuantílicas incondicionadas son obtenidas a través de regresiones RIF mediante MCO, para lo cual: primero se regresa la RIF de la variable dependiente para un determinado funcional contra las variables explicativas observables, obteniéndose sus efectos marginales; luego, éstos últimos se integran con respecto a cada una de los regresores (Alejo, Gabrielli & Sosa Escudero; 2011).

Las ventajas analíticas que poseen las RIF para estimar ecuaciones mincerianas cuantílicas incondicionadas redundan en dos aspectos principales: por un lado, la interpretación de los resultados obtenidos es directa³⁰; por otro lado, las distribuciones contrafácticas son calculadas fácilmente³¹ (Alejo, Gabrielli & Sosa Escudero; 2011).

Ahora bien, la regresión cuantílica incondicionada no se encuentra exenta de problemas derivados del sesgo de selección, por lo que sería necesario aplicar la metodología desarrollada por Heckman (1979). Para ello, se debería realizar la estimación de los retornos a la educación por cuantiles incondicionados en dos etapas: mientras que en la primera es necesario computar un estimador semiparamétrico para la ecuación de selección, en la segunda se estima el modelo corregido por dicho sesgo.

Sin embargo, como señalaron Buchinsky (1998) y Töpfer (2017), el procedimiento de Heckman descansa sobre el supuesto de que la ecuación de selección se estima con una

³⁰ Matemáticamente: $q_\theta = E[RIF(Y; q_\theta)] = E_X[E[RIF(Y; q_\theta) | X]] = E[X] \cdot \beta_\theta$. Ello lleva a que: $\hat{\beta}_\theta = [X' \cdot X]^{-1} \cdot [X' \cdot \widehat{RIF}(Y; q_\theta)]$.

³¹ Ello se diferencia, por ejemplo, con el aporte de Machado & Mata (2005), quienes propusieron generar una distribución contrafáctica en la que computan una matriz de covarianzas para los parámetros en la Ecuación 5.2 mediante un proceso de iteraciones mediante *bootstrapping*, para luego obtener el efecto de la educación al integrar la distribución condicionada del ingreso por cuantil sobre aquella contrafáctica.

determinada función de distribución definida *ex-ante* mediante Máxima Verosimilitud. En otras palabras, se asume la distribución normal conjunta entre la función de distribución acumulada (C.D.F.) y la función de densidad de probabilidad (P.D.F.). Por lo tanto, la vulneración de este supuesto conllevaría a la pérdida de consistencia en la estimación (Hasebe; 2013).

Así, en forma sintética, se resume la estrategia de estimación de las UQR corregidas por sesgo de selección, siguiendo a Buchinsky (1998), Firpo, Fortin & Lemieux (2007) y Töpfer (2017). Reexpresando la Ecuación 5.3, se parte de la siguiente ecuación minceriana a estimar:

$$RIF(y; q_\theta) = X' \cdot \beta_\theta + \mu_\theta \quad (6.1)$$

$$D = \begin{cases} 1 & \text{si } Y \geq \bar{Y} \\ 0 & \text{si } Y < \bar{Y} \end{cases}, \text{ con } D = \varphi(m(Z' \cdot \gamma)) + v \quad (6.2)$$

donde: $RIF(.)$ es ecuación minceriana incondicionada a estimar; $D(.)$ representa la ecuación de selección; $(\mu; v)$ son términos de error; θ es el funcional que representa a los cuantiles; X son las variables explicativas de la UQR; \bar{Y} es el salario de reserva; Z son las variables explicativas utilizadas en la ecuación de selección; γ es el vector de coeficientes estimados asociados a Z ; $m(.)$ es una función continuamente diferenciable desconocida; $\varphi(.)$ es una función paramétrica conocida.

En primer lugar, es necesario estimar una función semiparamétrica que no imponga supuesto alguno sobre la distribución conjunta entre la C.D.F. y la P.D.F. en el proceso de selección. Para ello, se utiliza el método de las cópulas, las cuales modelan dicha distribución conjunta a partir de variables aleatorias (Hasebe; 2013). Entre las cópulas más utilizadas se encuentra la gaussiana, la cual se define como:

$$\Phi_2(\Phi^{-1}(f_1(k_1)); \Phi^{-1}(f_2(k_2)); \tau)$$

donde: $\Phi_2(.)$ es una función de distribución acumulativa de una distribución normal bivariada; τ es el coeficiente de correlación (o parámetro de dependencia) de la cópula; $f_i(.)$ son funciones marginales de la función de distribución acumulada de variables aleatorias continuas (k_i).

Seguidamente, dado que la función $m(\cdot)$ es desconocida, la función de corrección del sesgo de selección $h_\theta(m)$ puede ser aproximada por una serie de potencias polinómicas de grado j :

$$\hat{h}_\theta(\hat{m}) = PS_j(\hat{m}) = \lambda \cdot (Z'_{D=1} \cdot \hat{\gamma})^j$$

Finalmente, $\hat{h}_\theta(\hat{m})$ debe ser corregida con los parámetros obtenidos ya que la estimación mediante la cópula gaussiana no permite la introducción de una constante y resulta de difícil comparación contra otras funciones semiparamétricas. Entonces, se lleva a cabo una normalización de los parámetros estimados en la cópula con aquellos obtenidos de un *probit* en la ecuación de selección.

Por lo tanto, la UQR corregida por sesgo de selección (RIF-SLS)³² queda definida por ³³:

$$RIF(y; q_\theta) = X' \cdot \beta_\theta + \hat{h}_\theta(\hat{m}) + \mu_\theta \quad (6.3)$$

$$RIF(y; q_\theta) = X' \cdot \beta_\theta + (Z'_{D=1} \cdot \hat{\gamma}) \cdot \delta_1 \cdot \hat{\lambda} + (Z'_{D=1} \cdot \hat{\gamma})^2 \cdot \delta_2 \cdot \hat{\lambda} + \mu_\theta$$

3.3. Ecuación minceriana y el perfil temporal

Se ha planteado que las ecuaciones mincerianas pueden encararse mediante dos enfoques que difieren en el lapso temporal abarcado. Por un lado, a través del uso de datos de corte transversal, el método estático estima la rentabilidad de la educación proyectando el flujo de ingresos de cada individuo en el tiempo de acuerdo a los perfiles de ingresos de personas con características similares pero distinta edad. En otras palabras, se infiere la curva de salarios de toda la vida de un trabajador a partir un momento del tiempo determinado.

Ello se fundamenta en que las ecuaciones mincerianas asumen expectativas miopes de los individuos, generando que los retornos educativos *ex ante* coincidan con aquellos *ex post*: los individuos jóvenes observan los ingresos percibidos por los adultos en cada nivel educativo y asumen que, cuando alcancen la edad de ellos, obtendrán los correspondientes salarios (Heckman, Lochner & Todd; 2006).

³² Por sus siglas en inglés, RIF – SLS: Función de influencias recentradas por mínimos cuadrados semiparamétricos.

³³ Vale destacar que $\hat{\lambda}$ representa la inversa del coeficiente de Mills.

En contraposición a lo expuesto hasta aquí, el método dinámico relaja el supuesto –anteriormente referido– de un diferencial de ingresos constante entre los distintos niveles educativos. En otras palabras, los individuos pueden internalizar con el transcurso del tiempo los cambios que ocurren en las tasas de retorno y ajustar en consecuencia sus decisiones de inversión a raíz de que sus expectativas resultan adaptativas (Heckman, Lochner & Todd; 2006).

Así, el enfoque dinámico permite efectuar el seguimiento de un conjunto de personas y sus características a lo largo del tiempo –cohortes–. De esta manera, la curva de salarios que antes era inferida mediante el método estático, ahora es estimada de forma dinámica. Sin embargo, la inexistencia de relevamientos sistemáticos de las características de los individuos obliga a que sea necesario la construcción de cohortes sintéticas.

La técnica de cohortes permite construir grupos muestrales sintéticos que mantienen determinadas características sociodemográficas constantes en el tiempo –en particular, su año de nacimiento–. De esa manera, se puede computar los retornos dinámicos a la educación para cada cohorte.

4. Diseño metodológico

4.1. Aspectos generales

La estimación de los retornos a la educación superior plantea numerosos desafíos empíricos en tanto los ingresos de un individuo no sólo están correlacionados con variables educativas observables (como pueden ser los años de estudio o el promedio de un determinado nivel educativo), sino también con variables no observables de aquella –el talento innato, la calidad de la educación recibida, el máximo nivel educativo alcanzado por los padres, etc.–. En tal sentido, la correcta identificación del nexo causal entre educación e ingresos, así como el diagnóstico de problemas de endogeneidad, representa un rol clave en la eficiencia y robustez de la estimación.

Para llevar a cabo la presente investigación cuantitativa se utilizaron los enfoques estáticos y dinámicos para estimar la evolución de los retornos a la educación superior argentina entre 1996 y 2019, así como para evaluar si los mismos se han convexificado (es decir, si la prima por educarse fue creciente a lo largo de los años de educación).

Por el lado del abordaje estático, primero se regresaron linealmente ecuaciones de Mincer por MCO utilizando un *pool* de datos de corte transversal. De esta forma, se obtuvo una primera aproximación de la evolución de la tasa de retorno de la educación superior, así como también de los potenciales problemas econométricos a encarar. Luego, se incorporaron diferentes variables explicativas para ampliar la especificación de la ecuación de Mincer. Seguidamente, se empleó la corrección del sesgo de selección siguiendo a Heckman (1979) con el objetivo de reducir cualquier potencial problema por endogeneidad.

Además, se realizó una regresión por cuantiles siguiendo a Firpo, Fortin & Lemieux (2007), de modo tal de aportar evidencia respecto de la convexificación de los retornos educativos y la forma en la que los mismos se distribuyen en la sociedad. Vale destacar que todas las estimaciones estáticas fueron realizadas utilizando tanto las ecuaciones mincerianas básicas como aquellas ampliadas.

En cuanto al enfoque dinámico, éste requiere la construcción de un perfil de ingresos de los individuos a lo largo del tiempo. Para ello, se utilizó la técnica de cohortes, recurriendo a la construcción de pseudo-paneles sintéticos, según lo sugerido por Deaton (1985) y Verbeek & Nijman (1992). En tal sentido, se agruparon a los individuos en cohortes a intervalos de cuatro años en función de su año de nacimiento, de modo tal de garantizar el seguimiento del mismo grupo poblacional en el tiempo. Se intentó reducir la heterogeneidad intra-cohorte empleando los mismos controles que en los modelos previos –a saber: género, estado civil, informalidad, intensidad horaria y región–.

Hay que efectuar una distinción en relación con las tasas de retorno que se obtengan en la presente investigación. Por un lado, aquellas tasas que surjan de las ecuaciones mincerianas ampliadas no pueden ser consideradas como el efecto marginal que un año adicional de educación genera sobre el nivel de ingresos de una persona ³⁴ debido a que la escolaridad es medida como una variable discreta, es decir, en niveles educativos. Por otro lado, y en contraposición a lo anterior, las tasas calculadas a partir de las ecuaciones mincerianas básicas sí reportan el efecto marginal de un año de educación sobre los ingresos toda vez que se trata de una variable continua.

³⁴ En otras palabras, se encuentra la tasa de retorno por alcanzar un determinado nivel educativo.

En la Tabla 1 se sintetizan las estimaciones realizadas en la presente investigación:

Tabla 1: Lista de estimaciones

Modelo	Ecuación minceriana	Método	Fórmula
I	Básica	MCO	2
II	Básica con controles	MCO	2
III	Básica con controles	2SLS	4
IV	Básica con controles por cuantiles incondicionados	UQR (MCO)	5
V	Básica con controles por cuantiles incondicionados corregida por sesgo de selección	UQR (SLS)	6
VI	Ampliada	MCO	2
VII	Ampliada	2SLS	4
VIII	Ampliada con controles	MCO	3
IX	Ampliada con controles	2SLS	4
X	Ampliada con controles por cuantiles incondicionados	UQR (MCO)	5
XI	Ampliada con controles por cuantiles incondicionados corregida por sesgo de selección	UQR (SLS)	6
XII	Por cohortes (básica y ampliada)	MCO	2 / 3
XIII	Por cohortes con controles (básica y ampliada)	MCO	2 / 3

4.2. Datos utilizados

En función de llevar a cabo las estimaciones mencionadas, se utilizaron los datos generados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) en su Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de individuos: para el período 1996-2002, se usaron las estimaciones puntuales para la onda de mayo, mientras que en el lapso 2003-2019 fueron empleadas las estimaciones continuas para el segundo trimestre de cada año. Se tomó la onda de mayo y el segundo trimestre de cada EPH para evitar que los individuos puedan reaparecer en las distintas encuestas con diferentes edades.

La muestra incluyó a todos los individuos con respuestas completas, que se encuentren ocupados y verifiquen ingresos laborales no negativos ³⁵. Además, por motivos de consistencia, se eliminaron a aquellas personas que hayan declarado haber trabajado menos de 7 horas y más de 125 horas durante una semana. Por otra parte, dado que los hombres pueden permanecer en la población económicamente activa entre 16 y 64 años

³⁵ Para evitar la presencia de puntos extremos, también se eliminaron aquellos registros que contaran con ingresos superiores al percentil 99.

y las mujeres pueden hacer lo propio entre los 16 y 59 años, se conservaron solamente aquellos individuos que estuvieran comprendidos en el segundo rango de edades ³⁶.

Cabe destacar que se trabajó con un conjunto determinado de aglomerados para asegurar la comparabilidad a lo largo del período investigado. A tal efecto, se consideraron aquellos centros urbanos que se repitieron en cada uno de los años relevados ³⁷.

Los diferentes niveles educativos fueron computados de la siguiente forma, de acuerdo al carácter acumulativo de la educación y la tradición dentro de la literatura: Primario Incompleto (5 años de educación), Primario Completo (7 años), Secundario Incompleto (9,5 años), Secundario Completo (12 años), Terciaria Incompleta (14 años) y Terciaria Completa (17 años). Vale la pena destacar que en las estimaciones realizadas no se tomó en consideración a la educación primaria para evitar problemas de multicolinealidad.

Las principales variables de las bases de datos de la EPH utilizadas fueron las siguientes (ver Tabla 2): año de relevamiento, edad, género, estado civil, años de educación, categoría ocupacional, condición de actividad, relación de parentesco, región geográfica, aglomerado, horas trabajadas en la actividad principal e ingreso horario de la actividad principal.

Adicionalmente, se emplearon tres series de precios para deflactar los ingresos y homogenizarlos en términos de precios de 1996: a) la serie histórica del Índice de Precios al Consumidor (IPC) del INDEC en el Gran Buenos Aires (base 2008 = 100) ³⁸ entre enero de 1996 y septiembre de 2005; b) la serie de precios al consumidor de la Dirección Provincial de Estadística y Censos de la provincia de San Luis entre octubre de 2005 y

³⁶ Esto corresponde con la determinación de la edad de la población en condiciones legales para trabajar. Así, por un lado, la edad mínima para ingresar al mercado laboral argentino surge de conformidad con la Ley N.º 26.390 de “Prohibición del trabajo infantil y protección del trabajo adolescente”, sancionada el 4 de junio de 2008. Por otro lado, la edad máxima para permanecer en el mercado laboral corresponde con lo establecido en la Ley N.º 24.241 del “Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones”, sancionada el 23 de septiembre de 1993. Respecto a la edad máxima, se le restó un año para garantizar la permanencia de los individuos en el mercado laboral.

³⁷ Los aglomerados utilizados fueron: Gran La Plata, Bahía Blanca - Cerri, Gran Rosario, Gran Santa Fe, Gran Paraná, Posadas, Gran Resistencia, Comodoro Rivadavia - Rada Tilly, Gran Mendoza, Corrientes, Gran Córdoba, Concordia, Formosa, Neuquén - Plottier, Santiago del Estero - La Banda, Jujuy - Palpalá, Río Gallegos, Gran Catamarca, Salta, La Rioja, San Luis - El Chorrillo, Gran San Juan, Gran Tucumán - Tafi Viejo, Santa Rosa - Toay, Ushuaia - Río Grande, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Partidos del Gran Buenos Aires, Mar del Plata - Batán y Río Cuarto.

³⁸ Dicha serie realiza el empalme de las series con base 1943, 1960, 1974, 1988 y 1999.

noviembre de 2016 (base 2003 = 100); y c) la serie del IPC de cobertura nacional del INDEC entre diciembre de 2016 al presente (base 2016 = 100).

Tabla 2: Lista de variables

Características de los individuos

<i>edad</i>	Edad en años.
<i>edad</i> ²	Edad al cuadrado.
<i>sexo</i>	Género (<i>dummy</i>): = 1 si mujer; = 0 si hombre.
<i>exper</i>	Experiencia laboral (= <i>edad</i> - <i>educ</i> - 6).
<i>exper</i> ²	Experiencia potencial (= <i>exper</i> ²).
<i>casado</i>	Estado civil (<i>dummy</i>): = 1 si casado o unido; = 0 en otro caso.

Características educativas

<i>niveled</i>	Máximo nivel educativo alcanzado: = 1 si HPI; = 2 si PC; = 3 si SI; = 4 si SC; = 5 si TI; = 6 si TC.
<i>educ</i>	Años de escolarización: = 5 si HPI; = 7 si PC; = 9,5 si SI; = 12 si SC; = 14 si TI; = 17 si TC.
<i>hpi</i>	Hasta Primaria Incompleta (<i>dummy</i>): = 1 si HPI; = 0 en otro caso.
<i>pc</i>	Primaria Completa (<i>dummy</i>): = 1 si PC; = 0 en otro caso.
<i>si</i>	Secundaria Incompleta (<i>dummy</i>): = 1 si SI; = 0 en otro caso.
<i>sc</i>	Secundaria Completa (<i>dummy</i>): = 1 si SC; = 0 en otro caso.
<i>ti</i>	Terciaria Incompleta (<i>dummy</i>): = 1 si TI; = 0 en otro caso.
<i>tc</i>	Terciara Completa (<i>dummy</i>): = 1 si TC; = 0 en otro caso.

Características laborales

<i>estado</i>	Condición de actividad: = 1 si individuo ocupado; = 2 si individuo desocupado; = 3 si individuo inactivo.
<i>cat_ocup</i>	Categoría ocupacional: = 1 si patrón; = 2 si cuentapropista; = 3 si asalariado; = 4 si otros.
<i>asanreg</i>	Asalariados no registrados (<i>dummy</i>): = 1 si Asalariado que no tiene descuentos jubilatorios; = 0 si es Asalariado que sí los tiene.
<i>horas</i>	Total de horas trabajadas en la semana de la ocupación principal.
<i>jefe</i>	Relación de parentesco (<i>dummy</i>): = 1 si jefe de hogar; = 0 en otro caso.
<i>linghorar</i>	Logaritmo natural de los ingresos reales horarios percibidos en la ocupación principal (en pesos de 1996).

Otras variables

<i>gba, noa, nea, cuyo, pampeana, patagonia</i>	Regiones geográficas (<i>dummies</i>). = 1 si el individuo pertenece a la región en cuestión; = 0 en otro caso.
<i>ano4</i>	Año de relevamiento.

5. Resultados

A continuación, se presentan los principales resultados correspondientes a las estimaciones estáticas y dinámicas de los retornos a la educación superior argentina para el período 1996-2019, las cuales fueron sintetizadas en la Tabla 1. Tanto el procesamiento de los datos como las regresiones fueron procesadas con el software econométrico STATA 14.

5.1. Estadísticas descriptivas de la base de datos

A partir de las EPH del período 1996-2019, se construyó un *pool* de datos de corte transversal que totalizaba 435.647 individuos ocupados, encontrando así un promedio anual de 18.152 personas trabajando. Se contabilizaron 176.091 mujeres dentro del total de ocupados de la muestra, representando una media anual del 40,5%. La participación del género femenino en la composición de la masa de ocupados ha sido creciente en el período de estudio. Con relación a la categoría ocupacional de la muestra, se hallaron 334.735 asalariados, 84.017 cuentapropistas y 16.895 patrones, representando una participación promedio anual dentro de los ocupados del 77,0%, 19,2% y 3,8%, respectivamente.

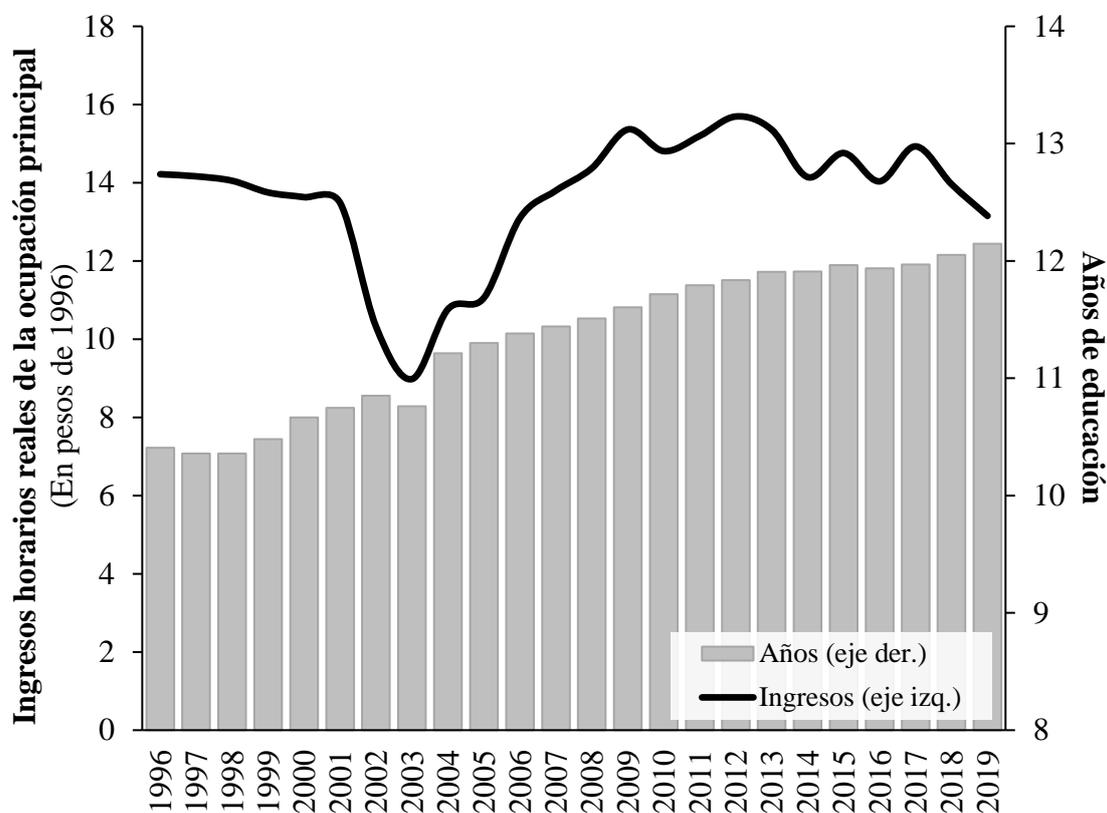
En la muestra se observó un crecimiento de la cantidad promedio de años que un ocupado invierte en educación, pasando de 10,4 años en 1996 a 12,1 en 2019. Para el período analizado, se verificó un incremento de dicha variable en menos del 0,7% anual, registrando un incremento del 16,6% entre extremos. Así, se encontró que el ocupado representativo completaría el nivel secundario ³⁹.

Al mismo tiempo, los ingresos laborales mostraron un comportamiento heterogéneo a lo largo del período de estudio (a saber, en momentos socioeconómicos claramente diferentes). Así, la tasa anual media de variación del ingreso horario real de los ocupados para su principal actividad laboral fue la siguiente: primero, disminuyó un 0,8% entre 1996 y 1999; luego, aceleró su caída a un 8,5% para el período 2000-2003; seguidamente, ostentó una fuerte recuperación del 7,0% entre 2004 y 2007; más tarde, se desaceleró el crecimiento a un 0,3% entre 2008 y 2015; finalmente, desde 2016 se revirtió la tendencia

³⁹ Ello da cuenta de lo establecido en la Ley de Educación Nacional N.º 26.206, en sus artículos 16, 26 y 29.

para contraerse a razón de un 1,6% ⁴⁰. El promedio anual de los ingresos horarios reales y de los años de educación de la muestra confeccionada se volcaron en el Gráfico 1.

Gráfico 1: Evolución del promedio de años de educación e ingresos laborales horarios reales de los ocupados. Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Al descomponer los ingresos reales horarios en función de los diferentes niveles educativos, se encontró un escenario heterogéneo, tal como lo detallado en la Tabla 3. Conforme se incrementaron los años en educación acumulados, un ocupado experimentó un aumento de sus ingresos. Así, quienes completaron la educación secundaria mejoraron sus ingresos en promedio casi un 36% para el período analizado respecto a los ocupados que sólo contaban con la educación primaria completa; lo mismo sucede para aquellos que finalizaron la educación superior respecto a la secundaria, con una media del 79%.

⁴⁰ El período 1995-1999 correspondería al segundo mandato de Carlos S. Menem; luego, el período 2000-2003 está caracterizado por una fuerte crisis socioeconómica, donde se sucedieron las presidencias de Fernando De la Rúa, Adolfo Rodríguez Saá y Eduardo Duhalde; seguidamente, preside Néstor C. Kirchner entre 2003-2007, Cristina Fernández de Kirchner entre 2007-2015, y Mauricio Macri entre 2015-2019.

Tabla 3: Ingreso real horario de la actividad principal de los ocupados, discriminando por máximo nivel educativo alcanzado.

Año	Ingreso real horario (en pesos de 1996)						Tasas (en %)	
	HPI	PC	SI	SC	TI	TC	SC / PC	TC / SC
1996	8,87	9,97	10,98	15,14	17,06	27,62	51,78	82,49
1997	8,91	10,16	11,20	15,21	16,91	27,10	49,77	78,13
1998	8,58	10,05	11,19	14,19	16,90	28,57	41,28	101,27
1999	8,59	9,43	10,56	14,16	16,28	27,81	50,18	96,41
2000	8,27	9,60	10,40	13,90	15,78	26,05	44,70	87,45
2001	7,91	9,27	9,89	13,49	15,47	26,88	45,47	99,35
2002	5,73	6,93	7,44	10,21	11,73	20,40	47,26	99,83
2003	5,56	6,28	6,81	8,74	10,38	17,48	39,24	100,01
2004	6,29	7,35	8,10	10,26	11,77	18,92	39,57	84,32
2005	6,45	7,63	8,34	10,21	12,08	19,29	33,93	88,83
2006	7,63	8,75	9,59	12,41	14,48	22,54	41,91	81,60
2007	7,86	9,64	10,19	13,21	14,85	23,17	37,00	75,39
2008	8,49	10,12	10,94	13,34	15,23	23,99	31,86	79,75
2009	9,45	10,67	11,59	14,06	16,33	25,39	31,77	80,62
2010	8,75	10,14	11,01	13,83	15,45	23,95	36,48	73,12
2011	8,78	10,48	11,35	14,38	15,97	23,82	37,28	65,61
2012	9,36	11,31	11,93	14,76	16,39	23,92	30,53	62,10
2013	9,75	11,21	11,81	14,30	16,25	22,88	27,63	59,97
2014	8,78	10,57	10,49	13,08	14,49	21,61	23,80	65,16
2015	9,52	10,97	11,26	13,68	15,42	21,82	24,72	59,58
2016	8,96	10,11	10,35	12,77	14,33	22,13	26,34	73,31
2017	9,11	10,83	11,18	13,59	15,55	23,21	25,41	70,86
2018	8,36	9,88	10,42	12,78	14,04	21,75	29,35	70,24
2019	8,38	9,14	9,49	11,53	13,57	20,67	26,20	79,25
Prom.	8,26	9,60	10,27	13,05	14,86	23,37	35,92	79,09

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

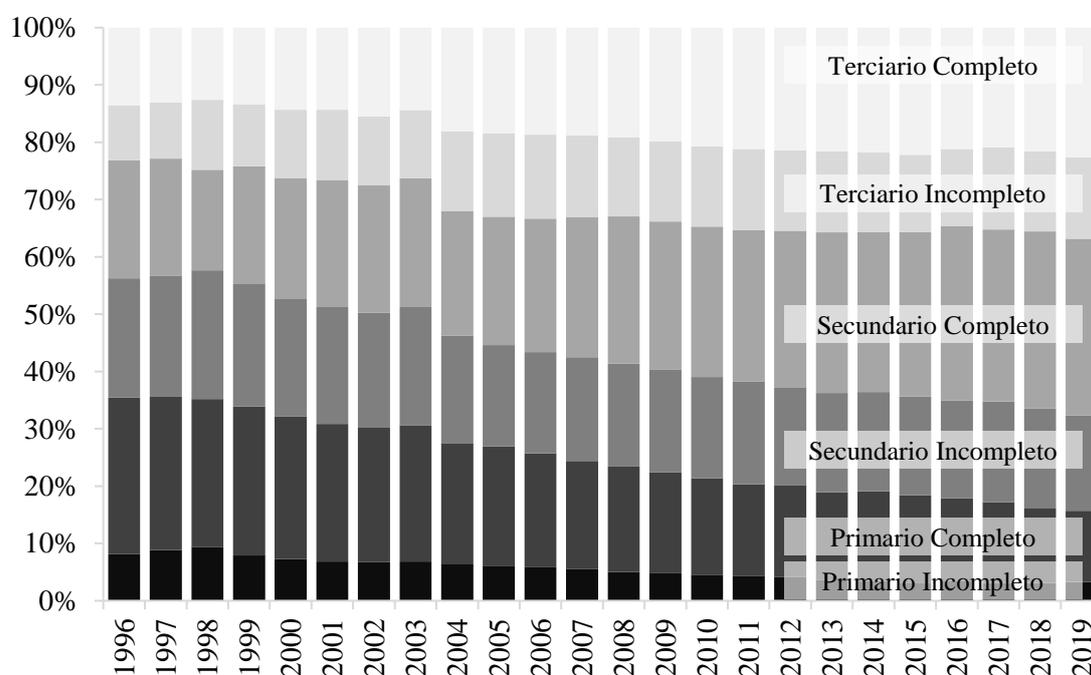
Ahora bien, se detectó que el diferencial de ingresos no fue constante en el tiempo a raíz de diferencias en la educación. Por lo tanto, cabe preguntarse si ello responde a la composición educativa de los ocupados o a su distribución de los ingresos, lo cual se analizó seguidamente.

En términos de niveles educativos, se percibió nuevamente la tendencia creciente a incrementar la cantidad de tiempo que las personas invierten en educación: mientras que

la cantidad de ocupados que decidían emprender estudios superiores –ya sea se graduaran o no– era del 23,1% en 1996, dicho guarismo creció hasta 36,8% en 2019.

Concretamente, se encontró que la proporción de ocupados que completaron el nivel terciario (ya sea universitario o no universitario) experimentó una considerable tendencia positiva: mientras que el 13,5% de aquellos habían alcanzado este nivel en 1996, el 22,7% hizo lo propio para 2019. Así, para este último año, los ocupados verificaron lo siguiente (Gráfico 2): el 3,3% carece de instrucción, el 29,1% cuenta con primaria completa, el 45,0% tiene secundaria completa y un 22,7% finalizó sus estudios superiores.

Gráfico 2: Evolución de la composición de los niveles educativos de los ocupados. Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Con relación a la distribución del ingreso horario real de los ocupados por deciles, se encontraron dos tendencias, conforme a la Tabla 4. Por un lado, se verificó una reducción de la brecha educativa entre los ocupados con mayores y menores ingresos debido a que éstos últimos incrementaron la cantidad de años invertidos en educación más rápido que los aquellos primeros. En otras palabras, el *ratio* Q_{90}/Q_{10} para la educación resultó decreciente entre 1996 y 2019 (y, en menor medida, el cociente Q_{90}/Q_{50}).

Tabla 4: Evolución de la media de años de educación y de los ingresos reales horarios de la actividad principal según deciles. Argentina, ocupados, 1996-2019.

Año	Años de educación					Ingreso real horario (en pesos de 1996)				
	Q_{10}	Q_{50}	Q_{90}	Q_{90}/Q_{10}	Q_{90}/Q_{50}	Q_{10}	Q_{50}	Q_{90}	Q_{90}/Q_{10}	Q_{90}/Q_{50}
1996	8,23	9,64	12,31	1,50	1,28	3,22	9,77	22,67	7,05	2,32
1997	8,42	9,67	12,23	1,45	1,26	3,11	9,66	23,36	7,52	2,42
1998	8,44	9,61	12,63	1,50	1,31	3,05	9,37	23,40	7,66	2,50
1999	8,52	9,78	12,55	1,47	1,28	3,02	9,41	22,28	7,38	2,37
2000	8,66	10,02	12,75	1,47	1,27	2,77	9,50	22,27	8,05	2,35
2001	8,75	10,19	12,73	1,45	1,25	2,52	9,36	21,95	8,70	2,35
2002	8,78	10,27	12,91	1,47	1,26	1,85	6,79	16,99	9,19	2,50
2003	9,04	10,13	12,92	1,43	1,28	1,92	5,82	14,82	7,71	2,55
2004	9,53	10,81	13,49	1,42	1,25	1,98	7,46	17,82	8,98	2,39
2005	9,38	10,56	13,63	1,45	1,29	2,15	7,62	18,40	8,57	2,41
2006	9,29	10,84	13,71	1,48	1,27	2,46	9,09	22,15	9,00	2,44
2007	9,49	10,88	13,64	1,44	1,25	2,66	9,60	23,64	8,89	2,46
2008	9,46	11,05	13,69	1,45	1,24	2,78	10,07	24,64	8,88	2,45
2009	9,47	11,07	13,83	1,46	1,25	2,94	11,03	25,56	8,70	2,32
2010	9,67	11,17	13,83	1,43	1,24	2,76	10,50	24,83	8,99	2,36
2011	9,78	11,21	13,67	1,40	1,22	2,94	11,08	25,33	8,61	2,29
2012	9,95	11,52	13,86	1,39	1,20	3,17	12,08	25,97	8,18	2,15
2013	10,18	11,34	13,84	1,36	1,22	3,38	11,71	24,83	7,35	2,12
2014	10,15	11,35	13,80	1,36	1,22	3,07	10,96	22,76	7,41	2,08
2015	10,32	11,62	13,83	1,34	1,19	3,48	11,62	23,95	6,89	2,06
2016	10,19	11,27	13,87	1,36	1,23	3,12	10,43	23,36	7,48	2,24
2017	10,25	11,39	13,86	1,35	1,22	3,36	11,04	25,17	7,48	2,28
2018	10,18	11,37	13,99	1,37	1,23	3,25	10,78	22,81	7,01	2,12
2019	10,41	11,63	14,18	1,36	1,22	3,08	10,09	21,18	6,88	2,10
Prom.	9,44	10,77	13,41	1,42	1,25	2,84	9,78	22,51	8,02	2,32

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Cabe destacar que el decil con mayores ingresos ostentó un monto de años invertidos en educación que lo depositó dentro del nivel superior, evidenciando que dicho sector representa a quienes tienen mayores posibilidades de desarrollar –y finalizar– una carrera terciaria.

A su vez, la remuneración constituyó la segunda tendencia: el incremento general en los años de educación acumulados por los ocupados se correlacionó con un aumento en sus

ingresos laborales reales. Al mismo tiempo, al discriminar por deciles, también se reparó que una mayor educación tenía aparejada remuneraciones más elevadas: mientras que el decil con menores ingresos (Q_{10}) acumulaba en promedio 42,2% menos de años de educarse que aquel con los mayores (Q_{90}), ello tenía como contracara que los segundos contarán con ingresos laborales aproximadamente 7 veces más altos que los primeros.

5.2. Resultados de las ecuaciones mincerianas básicas

En el presente apartado se presentan los resultados para estimaciones estáticas de la ecuación de Mincer básica, correspondientes a los *Modelos I-V*⁴¹ y que se sintetizaron en el Gráfico 3 y la Tabla 5. Debe señalarse que los valores aquí obtenidos resultaron consistentes con varios de los trabajos reseñados en el apartado 2.2.

Se encontró que el retorno a la educación fue estadísticamente significativo y positivo para todos los casos, con un nivel de confianza del 99%. Asimismo, el retorno a la experiencia resultó significativo y positivo, mientras que el coeficiente que acompañaba a la experiencia al cuadrado fue negativo y significativo; ello implicó que los modelos estuvieron en consonancia con la Teoría del Capital Humano toda vez que éste incrementaba los ingresos a tasas decrecientes. Por otra parte, en relación con los controles incorporados en la estimación (*sexo, casado, asanreg, horas* y las *dummies* regionales), se encontró que sus coeficientes resultaron estadísticamente significativos y sus signos fueron los esperados⁴².

En el Gráfico 3 y la Tabla 5 se apreció una clara tendencia decreciente en los retornos a la educación, con independencia de la forma funcional con la que fuera estimada. Si bien en el período 1996-2002 se registró un leve crecimiento, los retornos educativos mostraron una evolución negativa a partir de entonces. Así, si se toma el promedio de los coeficientes de los *Modelos I-V*, la prima por educarse pasó de un 9,5% en 1996 a un 10,7% en 2002, para luego alcanzar el mínimo en 2013 con un 6,6%. Sin embargo, los últimos tres años mostraron una recuperación y aparente estabilización del retorno a la

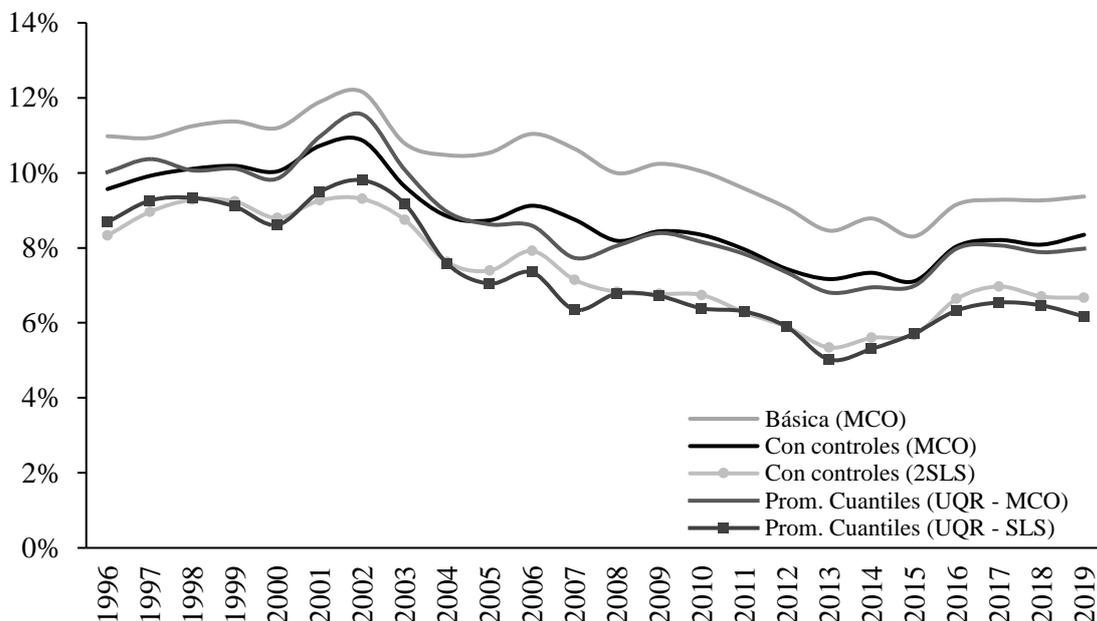
⁴¹ Ver Tabla 1.

⁴² Para el caso de la UQR SLS, se encontraron coeficientes asociados las *dummies* regionales que no fueron significativos, así como el género tampoco lo fue en pocos casos para el Q_{50} y Q_{10} . Además, hubo contadas excepciones en la significatividad de la experiencia laboral para el Q_{10} .

educación, rebotando hasta el 7,7% en 2019⁴³. De ello surgió que la tasa anual media de variación de la prima educativa fue del -1%.

Gráfico 3: Estimación del retorno a la educación.

Ecuación minceriana básica (Modelos I-V). Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

En relación con la metodología de estimación, se vio claramente cómo se reduce el retorno de la educación en su estimación básica (*Modelo I*) al incorporar controles (*Modelo II*); en promedio, se registró una discrepancia de 1,4 puntos porcentuales (p.p.). Asimismo, la corrección por sesgo de selección (*Modelo III*) morigeró aún más aquellas primas, reduciendo 2,9 p.p. respecto a la estimación básica. En cuanto a los cuantiles incondicionados (*Modelo IV*), su retorno medio osciló alrededor de aquel del *Modelo II*; sin embargo, al quitar el sesgo por selección (*Modelo V*), el retorno promedio se contrajo 2,9 p.p. con relación a la estimación básica (*Modelo I*).

Vale la pena destacar que, *prima facie*, los retornos a la educación parecieran aumentar comparativamente con mayor intensidad durante los años de recesión económica ('01-'02, '08-'09 y '15-'17) que en sus momentos anteriores a ellas, tal como señalaran Pessino

⁴³ A modo de ejemplo, ello significa que, para el año 2019, un ocupado incrementaría un 7,7% el ingreso horario real de su trabajo por cada año de educación adicional que acumule.

(1995) y Paz (2007). Ello puede fundamentarse en el hecho que, al contraerse el nivel de actividad y deteriorarse los salarios, se morigere el costo de oportunidad de estudiar.

Al descomponer los retornos educativos según cuantiles, se corroboró en la Tabla 5 que aquellos fueron más elevados en los deciles más altos. No obstante, los cocientes Q_{90}/Q_{10} y Q_{90}/Q_{50} revelaron una caída en la brecha de las primas educativas; tan es así que el año 2013 registró la menor diferencia entre deciles.

Tabla 5: Estimación del retorno a la educación.

Ecuación minceriana básica (Modelos I-V). Argentina, 1996-2019.

Años	Básica	Controles		Cuantiles Incondicionados (promedio)					
	(I)	(II)	(III)	(IV) MCO			(IV) SLS		
	MCO	MCO	2SLS	Prom.	Q_{90}/Q_{10}	Q_{90}/Q_{50}	Prom.	Q_{90}/Q_{10}	Q_{90}/Q_{50}
1996	10,98	9,57	8,33	10,02	2,90	1,95	8,68	3,58	2,15
1997	10,93	9,92	8,96	10,37	2,44	1,72	9,26	3,74	1,94
1998	11,24	10,11	9,28	10,07	2,50	1,81	9,33	3,37	2,02
1999	11,37	10,19	9,24	10,11	2,84	1,85	9,10	4,06	2,10
2000	11,19	10,04	8,79	9,85	2,04	1,58	8,61	3,01	1,84
2001	11,89	10,72	9,26	10,97	1,82	1,60	9,49	2,73	1,87
2002	12,16	10,86	9,30	11,56	2,01	1,71	9,80	2,69	1,90
2003	10,78	9,64	8,75	10,08	2,32	1,61	9,17	2,89	1,74
2004	10,47	8,84	7,62	8,96	2,02	1,32	7,58	3,26	1,50
2005	10,54	8,73	7,39	8,63	1,89	1,25	7,05	3,67	1,48
2006	11,04	9,12	7,92	8,59	1,85	1,29	7,35	2,86	1,57
2007	10,64	8,75	7,15	7,73	2,14	1,23	6,35	3,04	1,45
2008	9,99	8,19	6,82	8,06	1,76	1,24	6,78	2,46	1,50
2009	10,24	8,44	6,77	8,39	1,44	1,25	6,71	2,26	1,58
2010	10,04	8,34	6,74	8,16	1,51	1,18	6,39	2,46	1,52
2011	9,58	7,96	6,28	7,83	1,51	1,20	6,30	2,67	1,66
2012	9,07	7,44	5,89	7,34	1,40	1,13	5,89	2,00	1,47
2013	8,46	7,17	5,34	6,81	1,27	1,04	5,02	2,08	1,29
2014	8,78	7,33	5,60	6,95	1,71	1,16	5,31	3,44	1,50
2015	8,31	7,11	5,68	6,99	1,88	1,26	5,72	3,07	1,68
2016	9,15	8,04	6,64	7,98	1,62	1,33	6,33	3,24	1,74
2017	9,28	8,21	6,97	8,06	1,49	1,14	6,54	2,00	1,43
2018	9,26	8,09	6,70	7,88	1,39	1,29	6,46	1,89	1,62
2019	9,37	8,35	6,67	7,98	1,86	1,26	6,17	2,77	1,54
Prom.	10,20	8,80	7,42	8,72	1,89	1,39	7,31	2,85	1,69

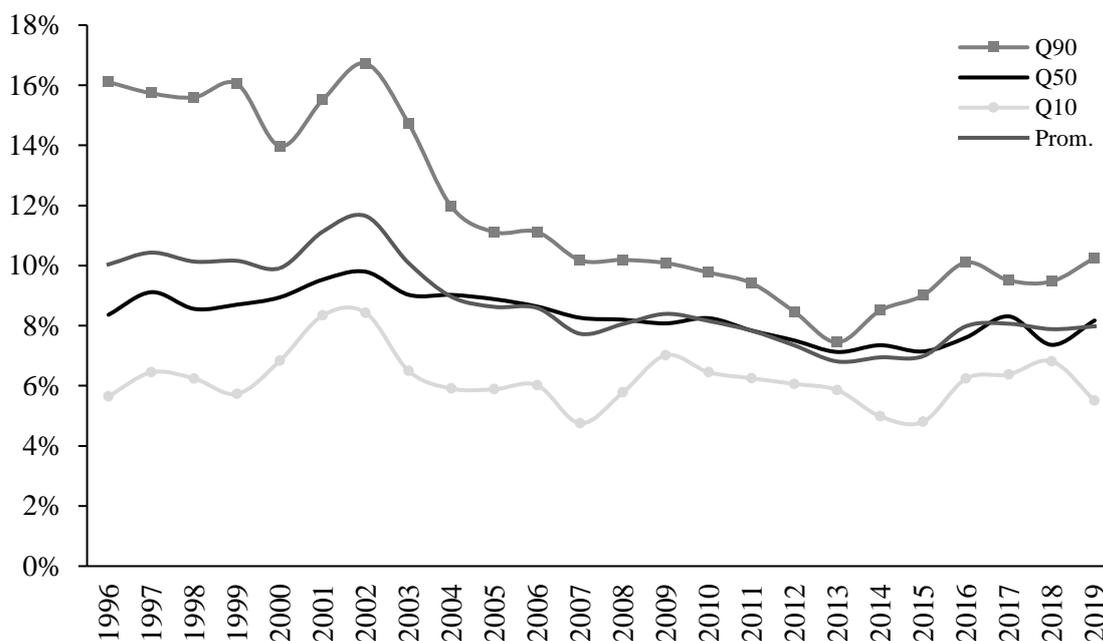
Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Observando el *Modelo IV* en el Gráfico 4, se evidenció cómo la diferencia en la prima educativa entre el Q_{90} y el Q_{10} pasó de 10,6 p.p. en 1996 a 4,8 p.p. en 2019, luego de haber mostrado su mínimo en 2013 con 1,6 p.p. Análogamente, la distancia en el retorno a la educación entre el Q_{90} y el Q_{50} pasó de 7,9 a 2,1 p.p. en todo el período de estudio, con un mínimo de 0,3 p.p. en 2013. Luego de controlar por sesgo de selección, en el Gráfico 5 se apreció la misma tendencia descendente entre los extremos del lapso investigado, aunque de forma más desacelerada: la brecha entre el Q_{90} y el Q_{10} descendió desde 10,8 a 5,9 p.p., mientras que aquella entre el Q_{90} y el Q_{50} se redujo desde 8,0 hasta 3,2 p.p. (con mínimos de 3,5 y 1,5 p.p. en 2013, respectivamente).

Adicionalmente, se hallaron cuestiones relevantes dentro de los controles utilizados en todos los modelos utilizados en este apartado. Primero, existió una discriminación sistemática hacia el género femenino: su penalización media osciló alrededor del 22%, aunque se redujo hasta el 10% al corregir por sesgo de selección. Segundo, se controló por la existencia de una unión civil, la cual evidenció que un ocupado casado recibe en promedio alrededor de 10% más ingresos que aquellos solteros. Tercero, en materia de (in)formalidad, los individuos ocupados en puestos de trabajo formales percibieron una remuneración aproximadamente 33% superior que aquellos en puestos informales. Cuarto, la intensidad laboral también fue un factor relevante en el ingreso de los ocupados, registrándose una pérdida de 1,4% por cada hora adicional trabajada; en otras palabras, el empleo *full-time* redujo el salario del trabajador respecto al *part-time*. Estos hechos estilizados se encuentran igualmente corroborados en los trabajos reseñados en el apartado 2.2.

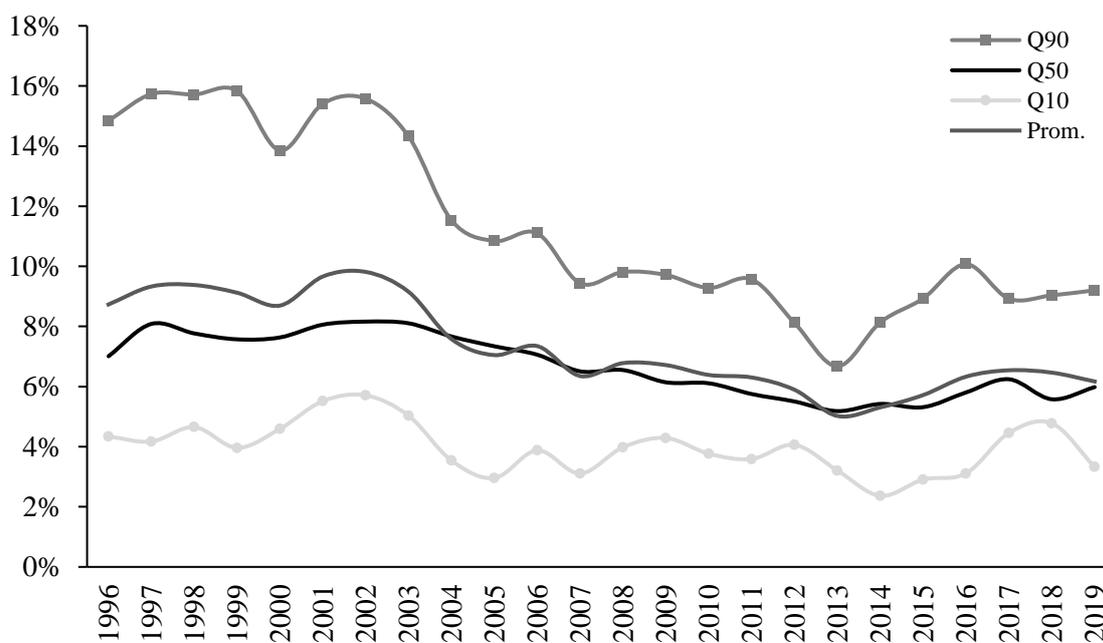
Al desagregar los efectos de los controles por cuantiles, se encontró que la discriminación negativa hacia el género femenino fue mucho más preponderante en el decil con mayores ingresos (19,9% en Q_{90} , 3,9% en Q_{50} y 10,2% en Q_{10}). En términos de unión civil, los mayores impactos positivos se encontraron en el Q_{10} (11,4% vs. 9,9% de Q_{50} y 5,1% de Q_{90}). Los sectores medios de la distribución se vieron mayormente penalizados en la informalidad laboral: 44,6% para Q_{50} , 31,6% para Q_{10} y 14,6% para Q_{90} . Finalmente, la intensidad laboral afectó mayormente a los individuos con menores ingresos (-1,7% para Q_{10} , -1,3% para Q_{50} , y -1,1% para Q_{90}).

Gráfico 4: Estimación del retorno a la educación superior según cuantiles.
Ecuación minceriana básica (UQR MCO) - Modelo IV. Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Gráfico 5: Estimación del retorno a la educación superior según cuantiles,
con corrección por sesgo de selección. Ecuación minceriana básica
(UQR - SLS) - Modelo V. Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

5.3. Resultados de las ecuaciones mincerianas ampliadas

Este apartado expone los resultados de las estimaciones estáticas de la ecuación de Mincer ampliada, correspondientes a los *Modelos VI-XI*⁴⁴ y que se resumieron en el Gráfico 6 y la Tabla 6. Los coeficientes aquí obtenidos también fueron consistentes con los trabajos reseñados en el apartado 2.2.

A partir de las estimaciones surgió que, con un nivel de confianza del 99%, los coeficientes de los niveles educativos resultaron estadísticamente significativos y positivos para todos los casos⁴⁵. Además, la experiencia jugó un rol significativo y positivo, mientras que su término cuadrático fue negativo y significativo, denotando por tanto su perfil decreciente. De igual manera que en el apartado anterior, los controles utilizados fueron estadísticamente significativos y con los signos esperados.

El Gráfico 6 exhibió una tendencia decreciente para los retornos a la educación superior similar a la del Gráfico 3. En este caso, el período 1996-2002 registró un leve y fluctuante crecimiento para los retornos a la educación superior, aunque luego evolucionaron de forma negativa. Entonces, al tomar la media de los parámetros estimados en los *Modelos V-IX*, se encontró que el beneficio por completar la educación superior pasó de un 10,9% en 1996 a un 12,9% en 2002, luego registrando un mínimo de 8,1% en 2013, y mostrando una leve recuperación a partir de entonces hasta un 9,8% en 2019. Así es que surgió una tasa anual de variación promedio de aquel retorno del -0,5%.

Hay varias cuestiones para destacar del Gráfico 6. Por un lado, la estimación mediante MCO resultó ser superior a aquella por 2SLS, tal como era esperable. En otras palabras, al aplicar la metodología de Heckman (1979) se redujo el sesgo por selectividad en la muestra, obteniendo en consecuencia estimadores de menor cuantía que aquellos calculados por MCO (1,2 p.p. entre el *Modelo VI* y el *Modelo VII* –sin controles–, así como 1,4 p.p. entre el *Modelo VIII* y el *Modelo IX* –con controles–).

⁴⁴ Ver Tabla 1.

⁴⁵ Para el Q₉₀ se encontraron algunos coeficientes del nivel educativo primario y secundario incompleto que no resultaron significativos. Sin embargo, ello no reviste preocupación alguna toda vez que dicho segmento de la sociedad cuenta en promedio con una mayor cantidad de años de educación invertidos, así como ingresos laborales comparativamente más altos. Por otra parte, algunos coeficientes asociados a la experiencia laboral del Q₁₀ no fueron significativos.

Por otro lado, los resultados para las estimaciones con controles fueron menores que las que no los tenían, a raíz de la incorporación de variables explicativas adicionales. En tal sentido, el *Modelo VIII* en promedio contrajo dicha prima en 2,0 p.p. con respecto al *Modelo VI* –estimaciones por MCO–, mientras que el *Modelo IX* hizo lo propio en 2,2 p.p. contra el *Modelo VII* –estimaciones por 2SLS–.

Tabla 6: Estimación del retorno a la educación superior.

Ecuación minceriana ampliada (Modelos VI-XI). Argentina, 1996-2019.

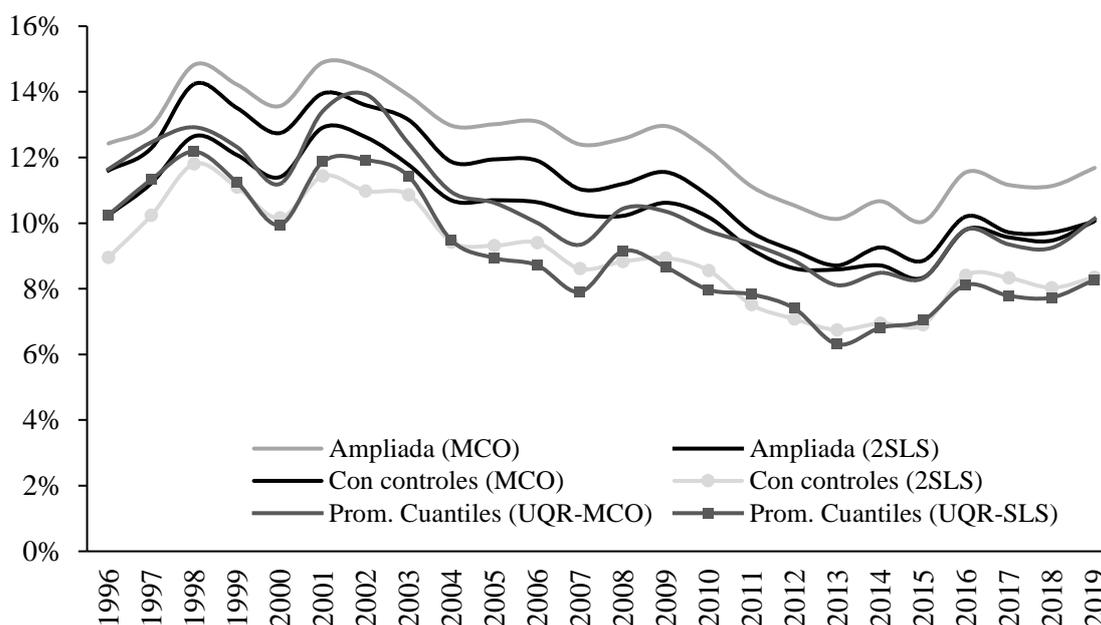
Año	Ampliada		Controles		Cuantiles incondicionados					
	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X) MCO			(XI) SLS		
	MCO	2SLS	MCO	2SLS	Prom.	Q_{90}/Q_{10}	Q_{90}/Q_{50}	Prom.	Q_{90}/Q_{10}^*	Q_{90}/Q_{50}
1996	12,46	11,65	10,28	8,99	11,81	23,00	3,50	10,39	25,26	4,07
1997	12,88	12,20	11,13	10,13	12,32	11,27	2,85	11,18	25,76	3,25
1998	14,76	14,18	12,61	11,77	12,85	9,29	3,21	12,13	27,46	3,57
1999	14,15	13,45	12,01	11,03	12,26	14,00	2,94	11,21	25,90	3,36
2000	13,44	12,63	11,29	10,03	11,07	10,06	2,50	9,82	21,99	2,91
2001	14,77	13,83	12,86	11,37	13,19	6,74	2,44	11,64	25,13	2,82
2002	14,63	13,56	12,62	11,01	13,83	7,55	2,79	11,93	26,38	3,18
2003	13,90	13,15	11,80	10,88	12,49	7,70	2,47	11,52	23,96	2,68
2004	12,97	11,87	10,69	9,42	10,95	5,38	1,89	9,47	18,63	2,13
2005	13,01	11,94	10,70	9,31	10,62	7,10	1,98	8,94	18,98	2,32
2006	13,10	11,90	10,64	9,40	10,01	6,68	1,90	8,71	17,86	2,29
2007	12,40	11,03	10,27	8,61	9,34	5,93	1,72	7,91	15,24	2,03
2008	12,57	11,20	10,22	8,83	10,44	4,82	1,72	9,15	17,13	2,01
2009	12,96	11,55	10,62	8,94	10,35	3,65	1,60	8,66	15,96	1,93
2010	12,22	10,83	10,18	8,55	9,76	4,57	1,59	7,97	15,26	1,95
2011	11,12	9,72	9,20	7,51	9,36	3,40	1,72	7,83	15,07	2,28
2012	10,54	9,16	8,62	7,08	8,84	2,92	1,61	7,40	13,07	2,04
2013	10,13	8,71	8,59	6,74	8,11	2,33	1,36	6,31	10,41	1,65
2014	10,67	9,26	8,71	6,95	8,49	3,86	1,66	6,81	13,16	2,09
2015	10,05	8,86	8,34	6,90	8,32	3,95	1,68	7,04	13,39	2,16
2016	11,55	10,20	9,80	8,41	9,80	3,14	1,79	8,12	15,51	2,24
2017	11,16	9,72	9,57	8,33	9,35	3,39	1,48	7,79	13,47	1,79
2018	11,13	9,71	9,47	8,03	9,25	3,41	1,64	7,73	13,98	1,99
2019	11,68	10,05	10,06	8,35	10,14	3,95	1,70	8,27	15,22	2,04
Prom.	12,43	11,27	10,43	9,03	10,54	5,50	2,06	9,08	15,43	2,46

En el Modelo XI se sustituyó el ratio Q_{90}/Q_{10} por el coeficiente de Q_{90} para todos aquellos valores en los que el retorno a la educación superior del Q_{10} fuese menor a 0,5%.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Gráfico 6: Estimación del retorno a la educación superior.

Ecuación minceriana ampliada (Modelos VI-XI). Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

En cuanto a los cuantiles incondicionados, el retorno a la educación superior en el *Modelo X* varió alrededor de aquel del *Modelo VIII* (ver Gráfico 7 y Gráfico 8). Sin embargo, al quitar el sesgo por selección (*Modelo XI*), se encontró que la prima universitaria promedio se contrajo 1,5 p.p. respecto a aquella sin corrección de sesgo (*Modelo X*). Vale destacar que las estimaciones corregidas por sesgo de selección (*Modelo IX* y *Modelo XI*) resultaron semejantes.

El *Modelo VI* arrojó un retorno promedio a la educación superior del 12,4% para el período 1996-2019; en otras palabras, completar el nivel terciario incrementa los ingresos laborales de los ocupados en dicho porcentaje. El valor máximo se encontró en el 2001 (14,8%), mientras que el mínimo ocurrió en el 2015 (10,0%). En el *Modelo VII* la rentabilidad media de la educación superior fue de 11,3% para el período analizado, con un máximo de 14,2% (año 1998) y un mínimo de 8,7% (año 2013). Para el *Modelo VIII* el retorno medio fue del 10,4% entre 1996 y 2019, teniendo el guarismo más elevado en 2001 (12,9%) y el más bajo en 2015 (8,3%).

Con relación al *Modelo IX*, su retorno promedio fue del 9,0%, teniendo su máximo de 11,8% en 1998, y su mínimo de 6,7% en 2013. El *Modelo X*, para el promedio de los deciles entre 1996 y 2019, la prima media resultó del 10,5%, con un máximo en 2002

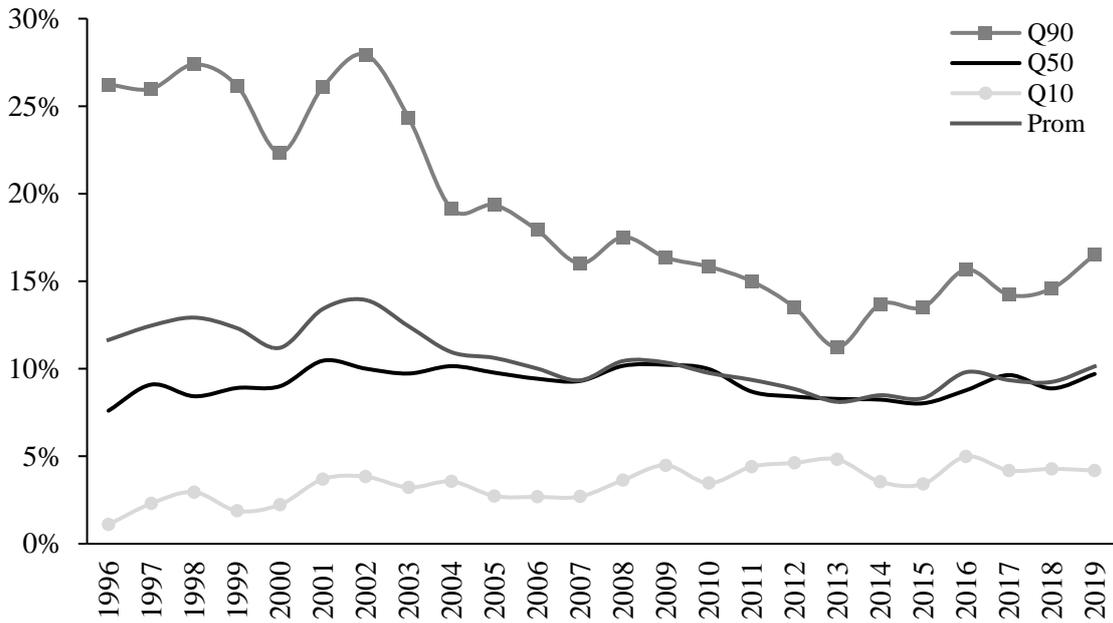
(13,8%) y un mínimo en 2013 (8,1%). Finalmente, el *Modelo XI* ostentó un retorno medio de 9,1% entre puntas del período investigado, siendo 12,1% su máximo en 1998 y 6,3% su mínimo en 2013.

Respecto a la descomposición de los retornos educativos según deciles, al igual que en la Tabla 5, se encontró que aquellos fueron más elevados en los deciles más altos. Sin embargo, se halló la misma tendencia a la convexificación de los retornos a la educación superior, es decir, cayó la prima universitaria a lo largo del tiempo. En tal sentido, en el *Modelo X* el decil 90 experimentó una tendencia predominantemente negativa en sus retornos a la educación superior: pasaron del 27,9% en 2002 a un 11,2% en 2013 (aunque luego se recuperaron y crecieron hasta el 16,5% en 2019). Contrariamente, el decil 10 mostró una tendencia fluctuante –aunque positiva– a lo largo de todo el período de estudio, pasando del 1,1% en 1996 al 4,2% en 2019 –con un máximo de 5,0% en 2016–. Análogamente, el *Modelo XI* mostró que el decil 90 experimentó una caída en la prima por completar la educación superior desde el 25,3% en 1998 hasta el 10,4% en 2013, para luego recuperarse hasta el 15,2% en 2019; en contrapartida, la prima del decil 10 mostró un comportamiento más bien fluctuante, aunque positivo entre puntas.

En ese sentido, los cocientes Q_{90}/Q_{10} y Q_{90}/Q_{50} para el *Modelo X* mostraron una caída anual promedio en el período analizado de 3,5% y 2,1%, respectivamente; al controlar por sesgo por selección (*Modelo XI*) dichos guarismos se contrajeron al 1,7% y 2,1%, respectivamente. Además, debe destacarse que la brecha de retornos entre deciles se exacerbó al corregir por tal sesgo: 10,0 p.p. para Q_{90} / Q_{10} y 0,4 p.p. para Q_{90} / Q_{50} . Nuevamente, el año 2013 evidenció la menor diferencia entre deciles.

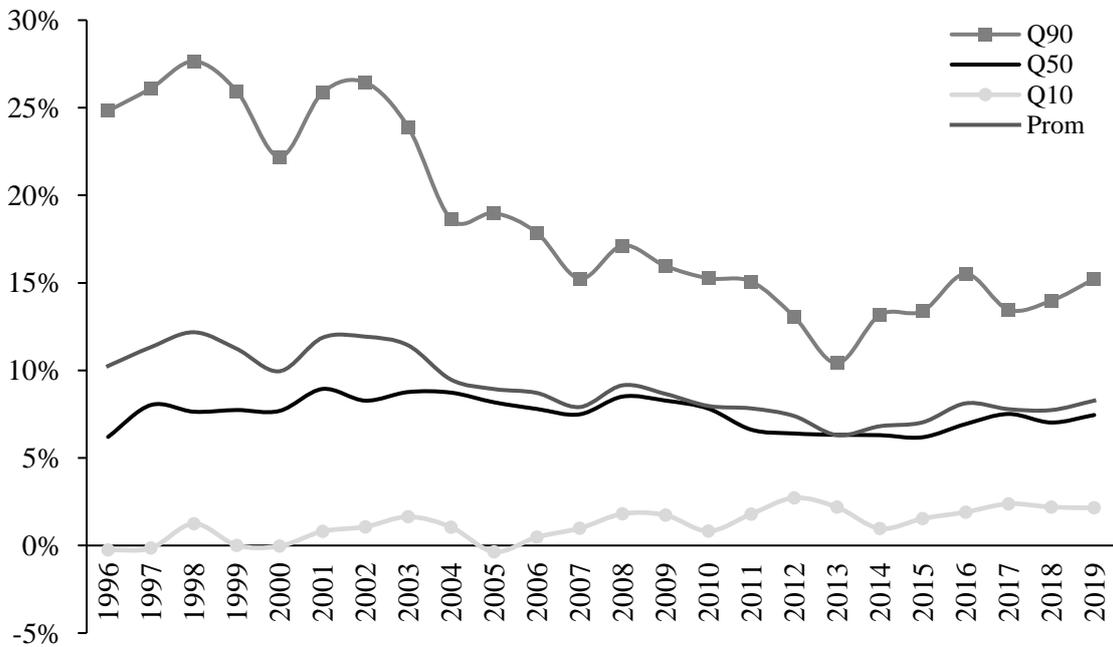
En cuanto a los controles utilizados en cada modelo del presente apartado, vale mencionar que se mantuvieron los efectos encontrados en las ecuaciones mincerianas básicas. Resumidamente: a) se penalizó al género femenino en alrededor de 23 puntos porcentuales, aunque se reduce hasta el 11% al controlar por sesgo de selección; b) la unión civil incrementó en promedio alrededor de 9% los ingresos de los ocupados; c) la informalidad del puesto laboral comprimió entre 30 y 33% de los ingresos de sus ocupado; y d) la intensidad laboral verificó una pérdida de 1,3% por cada hora adicional trabajada, penalizando así el empleo *full-time*.

Gráfico 7: Estimación del retorno a la educación superior según cuantiles.
Ecuación minceriana ampliada (UQR MCO) - Modelo X. Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Gráfico 8: Estimación del retorno a la educación superior según cuantiles,0 con corrección por sesgo de selección. Ecuación minceriana ampliada (UQR SLS) - Modelo XI. Argentina, 1996-2019.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Sobre los potenciales sesgos en el *Modelo X*, vale la pena destacar su descomposición. Primero se encontró que la discriminación por género penalizó principalmente el ingreso de las mujeres del Q₁₀ (29,4%), seguido por el Q₉₀ (22,6%) y el Q₅₀ (17,3%). Luego, la informalidad laboral comprimió mayoritariamente el ingreso de los ocupados del Q₅₀ (45,0%), respecto al Q₁₀ (33,1%) y Q₉₀ (13,2%). En tercer lugar, la intensidad horaria redujo el ingreso especialmente del Q₁₀ (1,7%), en comparación con el Q₅₀ (1,3%) y el Q₉₀ (1,0%). Finalmente, la unión civil incrementó los ingresos en mayor medida al Q₁₀ (10,7%), luego al Q₅₀ (10,1%) y al Q₉₀ (6,8%).

Al controlar por sesgo de selección (*Modelo XI*), las principales diferencias se observaron en la penalización hacia el género femenino y las externalidades positivas de la unión civil. Mientras que el Q₉₀ discriminó en mayor cuantía a las mujeres (20,7% vs. 10,0% del Q₁₀ y 4,1% del Q₅₀), experimentó el menor incremento a estar casado (4,2% vs 9,8% del Q₅₀ y 11,6% del Q₉₀).

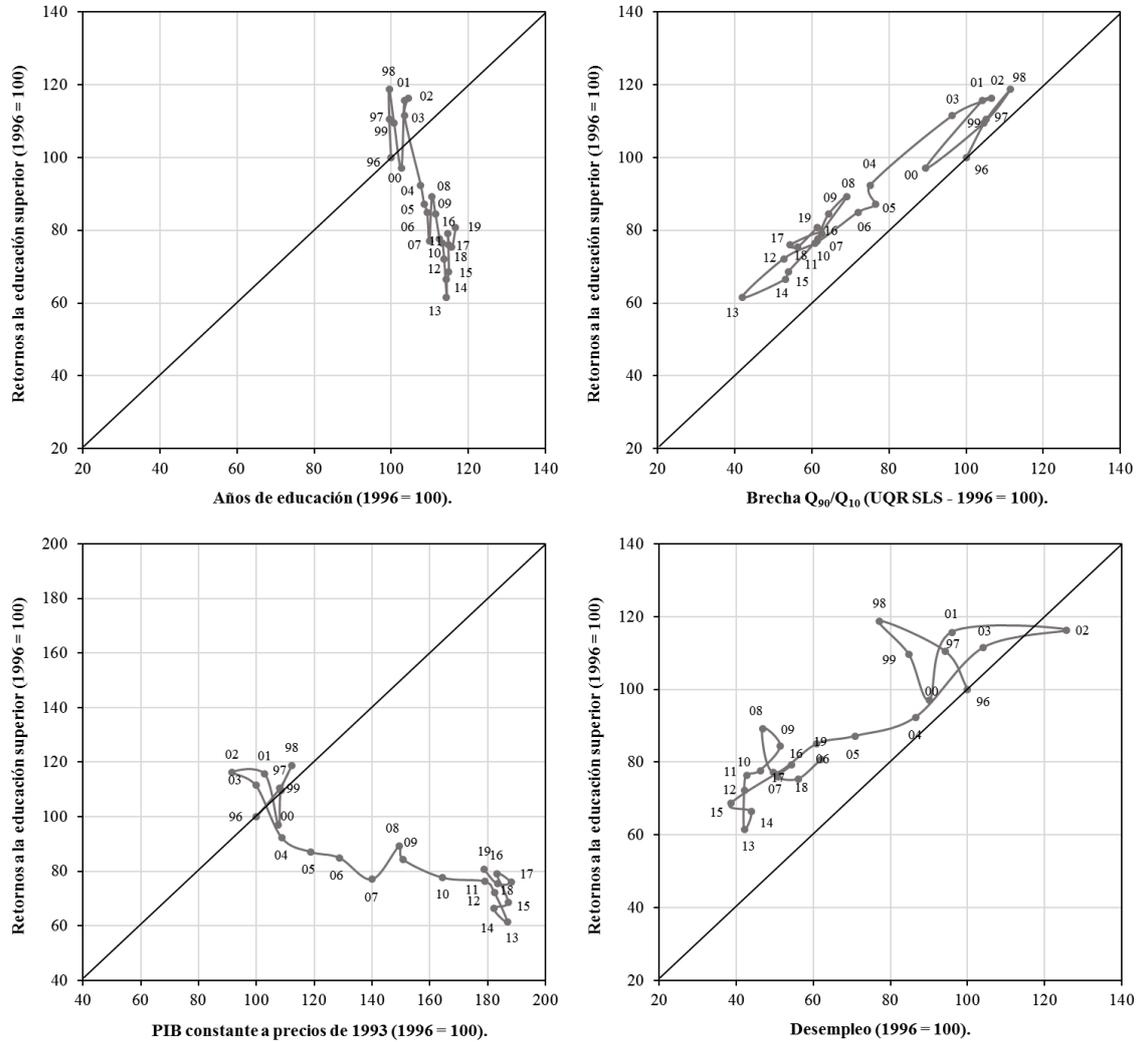
Es menester realizar una aclaración respecto al *Modelo XI*. En el Gráfico 8 es posible observar que tres retornos estimados a la educación superior del Q₁₀ oscilaron alrededor de -0,1% y -0,3% (años 1996, 1997 y 2005). Esto puede deberse a un efecto composición en el que la proporción de asalariados graduados de la educación superior es sensiblemente superior en el Q₉₀ que en Q₁₀, lo cual provocaría un sobreajuste sobre este último.

A continuación, vale la pena volcar los resultados de la ecuación minceriana ampliada por cuantiles incondicionados corregidos por sesgo por selección (*Modelo XI*) en un gráfico de dispersión con respecto al producto interno bruto, el nivel de desocupación, la brecha entre deciles y los años de educación (Gráfico 9). Con ello, se ratificaron varios puntos desarrollados en el presente trabajo.

En primer lugar, el incremento en la cantidad de años de educación acumulados por los individuos se tradujo en términos agregados en una considerable caída en los niveles de retorno a la educación superior. Luego, pareciera que la reducción de la brecha Q₉₀/Q₁₀ en los retornos a la educación superior está asociada fundamentalmente a la caída de las primas educativas de los deciles de mayores ingresos; es decir, la homogenización de los retornos educativos se realizaría “desde arriba”. Finalmente, la correlación entre los retornos con el nivel de desocupación y el del producto reforzaron la hipótesis de que las fases recesivas del ciclo económico impulsan incrementos en las primas a la educación

superior; en otras palabras, las crisis económicas y los aumentos del desempleo alentarían a las personas a estudiar a partir de la reducción del costo de oportunidad laboral.

Gráfico 9: Dispersión de los retornos a la educación superior.



Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

5.4. Resultados de las ecuaciones mincerianas dinámicas

Finalmente, aquí se resumen los resultados de las estimaciones dinámicas de la ecuación de Mincer correspondiente a los *Modelos XII-XIII*⁴⁶, los cuales se plasmaron en la Tabla 7. Allí se observan tanto los rendimientos por un año adicional de educación como aquellos por completar un determinado nivel educativo.

⁴⁶ Ver Tabla 1.

Tabla 7: Retornos dinámicos a la educación (Modelos XII-XIII).
Argentina, 1996-2019.

Cohorte	Sin Controles				Con Controles			
	Educ *	Niveles **			Educ *	Niveles **		
		PC	SC	TC		PC	SC	TC
<i>1970-1973</i>	10,18	2,90	7,91	12,57	8,65	2,55	7,00	10,37
<i>1974-1977</i>	10,39	2,93	8,15	12,35	8,59	2,59	6,98	9,94
<i>1978-1981</i>	10,67	3,18	8,29	13,04	8,64	2,58	6,81	10,52
<i>1982-1985</i>	11,41	3,07	9,58	12,94	9,16	2,79	7,19	10,70
<i>1986-1989</i>	10,95	2,79	9,46	11,70	8,81	2,94	7,01	9,61
<i>1990-1993</i>	9,13	3,14	7,41	10,04	7,21	2,88	5,32	8,04
Promedio	10,46	3,00	8,47	12,11	8,51	2,72	6,72	9,86

* Corresponde al retorno de un año de educación en general.

** Corresponde al retorno por completar un nivel educativo.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Las ecuaciones mincerianas dinámicas estimaron parámetros estadísticamente significativos y distintos de cero para todos los casos, con un nivel de confianza del 99%. Asimismo, los controles utilizados resultaron estadísticamente significativos y con los signos esperados.

Por el lado de la forma minceriana básica, el retorno promedio a un año adicional de educación incrementó en un 10,5% los ingresos laborales horarios de los ocupados. Ahora bien, se verificó una tendencia cóncava conforme las cohortes se vuelven más jóvenes: mientras que el rendimiento marginal de la educación de los nacidos entre el '70-'73 fue de un 10,2%, dicho guarismo se incrementó hasta 11,4% para la cohorte '82-'85, para luego reducirse hasta 9,1% para los nacidos entre el '90-'93. Este comportamiento ha de fundamentarse netamente por el capital humano acumulado por a través de la experiencia laboral, en conjunto con la vigencia y actualización dentro del mercado de trabajo.

Por el lado de los retornos por niveles, aquella tendencia se mantuvo: la cohorte '90-'93 arrojó un incremento de los ingresos laborales en un 10,0% por completar la educación superior; luego, la cohorte '82-'85 hizo lo propio con un 12,9%; seguidamente, la cohorte '70-'73 alcanzó un retorno del 12,6%.

Al haber incorporado controles en la ecuación minceriana dinámica, se apreció una reducción aproximada de 2 p.p. en los coeficientes estimados de educación y nivel superior. Así, al pasar del *Modelo XII* al *Modelo XIII*, el retorno de la especificación de

Mincer básica cayó a un 8,5%, mientras que la prima por completar la educación superior se comprimió hasta el 9,9%. En sendos casos se evidenció análoga tendencia cóncava a lo largo de las cohortes.

Cabe destacar lo siguiente. Al igual que en las estimaciones estáticas, las dinámicas también evidenciaron una penalización al género femenino, obteniendo ingresos laborales un 21,9% inferiores que los hombres. Además, tanto la informalidad del puesto de trabajo como su intensidad repercutieron negativamente sobre los ingresos de los ocupados: 35,5% y 1,3%, respectivamente. Finalmente, la unión civil aumentó los ingresos de los ocupados en un 9,3%.

6. Conclusiones

En el presente trabajo se estimaron los retornos a la educación superior argentina para el período 1996-2019 mediante diferentes estimaciones y metodologías. Todas ellas resultaron ser consistentes, robustas y eficientes tras realizar las correspondientes evaluaciones post-estimación. Además, resultaron estar en línea con los guarismos obtenidos en trabajos precedentes, especialmente aquellos de Paz (2007), Giovagnoli, Fizbein & Patrinos (2005) y Pessino (1995).

En primer lugar, se corroboró la existencia de una tendencia decreciente en la rentabilidad de la decisión de completar una carrera terciaria, independientemente de la forma funcional y estrategia econométrica utilizada para llevar a cabo la estimación. Así, los ingresos laborales reales de los ocupados se incrementan en promedio entre un 9 y 10% al completar la educación superior. Cabe añadir, además, que la prima por incorporar un año adicional de educación aumenta los salarios reales alrededor de un 6 y 8%.

Como segundo punto, se encontró que la convexificación de los retornos a la educación superior argentina experimentó un proceso de convergencia entre los distintos deciles de la sociedad. A mayor abundamiento, la brecha en el diferencial de ingresos por completar los estudios terciarios entre el decil con mayores y menores recursos (Q_{90} vs. Q_{10}) experimentó una sustancial caída, pasando de ser diez veces mayor a tan sólo dos en 2013 (aunque luego haya aumentado hasta cuatro en 2019); en tanto el cociente Q_{90}/Q_{10} entre el retorno a la educación por un año adicional pasó de casi el triple a favor del Q_{90} en 1996 a prácticamente ser unitario en 2013, para luego crecer hasta casi dos veces en 2019.

Tercero, se evidenció que las estimaciones efectuadas mediante MCO tienden a sobreestimar los retornos a la educación superior con respecto a aquellos computados mediante 2SLS entre aproximadamente 2 a 4 puntos porcentuales. Por lo tanto, el correcto tratamiento econométrico resultó de vital importancia.

En cuarto lugar, la descomposición de las ecuaciones mincerianas según deciles de ingresos mostró una considerable heterogeneidad, evidenciando discrepancias de hasta 20 puntos porcentuales entre cuantiles. Sin embargo, a lo largo del período investigado se apreció una sustancial reducción de aquellas brechas.

Como quinto punto, todas las estimaciones evidenciaron cierto grado de discriminación de género, al existir una “penalidad” promedio alrededor del 10% en los retornos a la educación superior por ser mujeres quienes llevaban a cabo la inversión en capital humano. Asimismo, la informalidad del puesto de trabajo comprime ingresos laborales en aproximadamente un 33%.

Sexto, vale la pena destacar la verificación de cierta correlación negativa entre el ciclo económico y los retornos a la educación, tal como había sido evidenciado por Pessino (1995) y Barceinas (2003). Al respecto, podría suceder que los incrementos en los retornos a la educación superior puedan deberse a los ciclos económicos recesivos debido a que el incremento del desempleo –y, por tanto, la reducción del costo de oportunidad de estudiar– se intensifica en dicho momento (Adrogué; 2006).

A partir de lo reseñado hasta aquí, es posible inferir que el marco conceptual para analizar el vínculo entre educación e ingresos más allegado a la evidencia empírica encontrada en el presente trabajo es el de *sheepskin-effect* (Piore; 1973. Knight; 1979). Esto se fundamenta en lo siguiente: en un contexto de creciente oferta de mano de obra calificada –tal como se evidenció en el aumento de los años promedio de educación invertidos por los ocupados en el período de estudio, así como también por la suba de la proporción de individuos con educación superior–, cualquier incremento de ella por encima del nivel de demanda conllevará una reducción en su rentabilidad de los retornos a la educación superior y una “inflación de credenciales educativas” (Paz; 2005. Maurizio; 2001).

Es evidente pues que el análisis de la disparidad en los ingresos de una sociedad posee un elemento fundamental en la distribución de su capital humano y su vinculación con el mercado laboral (García de Fanelli; 2014). Así, en un contexto de “sobreeducación” y

caída de la rentabilidad del nivel terciario, resulta indispensable garantizar la igualdad en las oportunidades de acceso *–ex ante–* a la educación superior para evitar profundización alguna de la inequidad social y distributiva *–igualación de resultados ex-post–*.

Tal como lo hicieron Giovagnoli, Fizbein & Patrinos (2005) y Alejo, Gabrielli & Sosa Escudero (2011)– se encontró que la brecha en los retornos a la educación superior entre los deciles 90 y 10 se redujo sustancialmente. Por lo tanto, en el contexto de la “paradoja del progreso” planteada por (Gasparini *et al.*; 2011), la universidad estaría desempeñando un rol positivo en la reducción de la disparidad de los ingresos toda vez que continúe con este proceso de homogenización de los retornos a la educación superior entre los distintos deciles de ingresos y mantenga su ingreso de forma no selectiva.

7. Referencias bibliográficas

- ADROGUÉ, C. (2006). Desempleo y retornos a la educación superior en la Argentina (1974-2002). Salta: XLI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Universidad Católica de Salta.
- ALEJO, J., GABRIELLI, M. F., & SOSA ESCUDERO, W. (2011). The distributive Effects of Education: An Unconditional Quantile Regression Approach. CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata. Documento de Trabajo 125.
- ANGRIST, J. D., & KRUEGER, A. B. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979-1014.
- ANGRIST, J. D., & PISCHKE, J. (2008). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press.
- ATKINSON, A. B. (2016). Desigualdad: ¿Qué podemos hacer? Distrito Federal de México, México: Fondo de Cultura Económica.
- ARROW, K. J. (1973). Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, 2(3), 193-216.
- BARCEINAS, F. (2003). Endogeneidad y rendimientos de la educación. *Estudios Económicos*, 18(1), 79-131.
- BECCARIA, L., & MAURIZIO, R. (2012). Reversión y continuidades bajo dos regímenes macroeconómicos diferentes. Mercado de trabajo e ingresos en Argentina 1990-2010. *Desarrollo Económico: Revista de Ciencias Sociales*, 205-228.
- BECERRA, M., CETRÁNGOLO, O., CURCIO, J., JIMÉNEZ, J.P. (2003). El gasto público universitario en Argentina. *The World Bank*, Documento de trabajo 8.
- BECKER, G. (1964). *Human Capital. A theoretical and empirical analysis, with special reference to Education*. National Bureau of Economic Research.
- BLAUG, M. (1972). The correlation between education and earnings: What does it signify? *Higher Education Quarterly*, 1(1), 53-76.
- BRETON, T. R. (2010). Schooling and national income: How large are the externalities? *Education Economics*, 18(1), 67-92.
- BUCHINSKY, M. (1998). Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research. *The Journal of Human Resources*, 33(1), 88.
- (1994). Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: An application of quantile regression. *Econometrica*, 62, 405-458.
- CARD, D. (2001). Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, 69(5), 1127-1160.

- (1994). Earnings, Schooling and Ability Revisited. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 4832.
- CHISWICK, B. R. (1997). Interpreting the coefficient of schooling in the human capital earnings function. *The World Bank*, Working Paper 1790.
- CLARAMUNT, A., & FORNERO, L. (1989). Influencia de la educación en la distribución de ingresos en el Gran Mendoza. *Universidad Nacional de Cuyo, Facultad de Ciencias Económicas, Jornadas de Ciencias Económicas*, 2, 252-275.
- CRUCES, G., DOMENECH, C., & GASPARINI, L. (2012). Inequality in education: evidence for Latin America Falling inequality in Latin America. *Falling inequality in Latin America. Policy changes and lessons*, 318-339.
- DEATON, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 109-126.
- DI GRESIA, L. (2004). *Acceso a la educación universitaria. Evolución y determinantes para el caso argentino*. Versión preliminar.
- DUNCAN, G. J., & HOFFMAN, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75-86.
- FIRPO, S., FORTIN, N. M., & LEMIEUX, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- GALASSI, G. L., & ANDRADA, M. J. (2011). Relación entre educación e ingresos en las regiones geográficas de Argentina. *Papeles de población*, 17(69), 257-290.
- GARCÍA DE FANELLI, A. M. (2014). Inclusión social en la Educación superior argentina: Indicadores y políticas en torno al acceso ya la graduación. *Páginas de Educación*, 7(2), 124-151.
- (2005). Acceso, abandono y graduación en la educación superior argentina. *Sistema de información de tendencias educativas en América Latina (SITEAL)*.
- GASPARINI, L., GALIANI, S., CRUCES, G., & ACOSTA, P. (2011). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: Evidence from a supply-demand framework, 1990-2010. *The World Bank*, Working Paper 5921.
- GIOVAGNOLI, P., FIZBEIN, A., & PATRINOS, H. (2005). Estimating the Returns to Education in Argentina: 1992-2002. *The World Bank*, Working Paper 3715.
- GLEWWE, P. (2002). Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes. *Journal of Economic Literature*, 40(2), 436-482.
- GRILICHES, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 45(1), 1-22.
- HASEBE, T. (2013). Copula-based maximum-likelihood estimation of sample-selection models. *The Stata Journal*, 13(3), 547-573.

- HECKMAN, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-162.
- HECKMAN, J. J., LOCHNER, L. J., & TODD, P. E. (2006). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond. *Handbook of the Economics of Education*, 1, 307-458.
- JOHNES, G. (1995). Economía de la Educación. *Capital humano, rendimiento educativo y mercado de trabajo*.
- KNIGHT, J. B. (1979). Job competition, occupational production functions, and filtering down *Oxford Economic Papers*, 31(2), 187-204.
- KOENKER, R., & BASSETT, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50.
- KUGLER, B., & PSACHAROPOULOS, G. (1989). Earnings and education in Argentina: an analysis of the 1985 Buenos Aires Household Survey. *Economics of Education Review*, 8(4), 353-365.
- LEUVEN, E., & OOSTERBEEK, H. (2011). Overeducation and mismatch in the labor market. *Handbook of the Economics of Education*, 4, 283-326.
- MARGOT, D. (2001). *Rendimientos a la educación en Argentina: Un análisis de cohortes*. Buenos Aires, Argentina: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- MAURIZIO, R. (2001). Demanda de trabajo, sobreeducación y distribución del ingreso. Argentina: *V Congreso Nacional de Estudios del Trabajo*.
- MINCER, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Nueva York, EE.UU.: National Bureau of Economic Research Press.
- MORDUCHOWICZ, A. (2003). *Discusiones de economía de la educación*. Buenos Aires: Editorial Losada.
- ORDAZ, J.L. (2007). *México capital humano e ingresos. Retornos a la educación, 1994-2005*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- PAZ, J. (2007). Retornos laborales a la educación en la Argentina. Evolución y estructura social. *Serie Documento de Trabajo*, 355, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina.
- (2005). Educación y mercado laboral: Revisión de la literatura y algunos hechos para la Argentina. *Serie Documentos de Trabajo*, 311, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina.
- PESSINO, C. (1995). Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization. *Serie Documentos de Trabajo*, 104, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina.

- PIORE, M. J. (1973). Fragments of a "Sociological" Theory of Wages. *The American Economic Review*, 63(2), 377-384.
- PSACHAROPOULOS, G. (1980). Higher Education in Developing Countries: A Cost-Benefits Analysis. *The World Bank*, Staff Working Paper 440.
- (1994). Returns to Investment in Education: A Global Update. *World Development*, 22(9), 1325-1343.
- PSACHAROPOULOS, G., & PATRINOS, H. (2002). Returns to investment in education: A further update. *The World Bank*, Research Working Paper 2881.
- SCHULTZ, T. (1968). *Returns to Education in Bogotá, Colombia*. California, EE.UU.: The Rand Corporation.
- SMITH, A. (1776 [2006]). Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones. México D.F., México: Fondo de Cultura Económica.
- SPENCE, A. (1973). Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-3074.
- TÖPFER, M. (2017). Detailed RIF decomposition with selection: The gender pay gap in Italy. *Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences*, 26.
- VERBEEK, M., & NIJMAN, T. (1992). Nonresponse in panel data: The impact on estimates of a life cycle consumption function. *Journal of Applied Econometrics*, 7(3), 243-257.
- WOOLDRIGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

8. Anexos

*Tabla A: Estimación del Modelo I (Mincer Básica MCO).
Argentina, 1996-2019.*

	educ	exper	exper2	cons	N	R2
1996	0.11	0.05	-0.00	0.70	6,983	0.29
1997	0.11	0.04	-0.00	0.68	26,677	0.27
1998	0.11	0.04	-0.00	0.62	25,871	0.28
1999	0.11	0.04	-0.00	0.59	22,878	0.28
2000	0.11	0.05	-0.00	0.54	20,160	0.27
2001	0.12	0.04	-0.00	0.45	20,357	0.28
2002	0.12	0.04	-0.00	0.11	17,878	0.28
2003	0.11	0.04	-0.00	0.19	13,905	0.25
2004	0.10	0.04	-0.00	0.41	14,964	0.22
2005	0.11	0.04	-0.00	0.44	15,168	0.24
2006	0.11	0.04	-0.00	0.55	15,974	0.25
2007	0.11	0.03	-0.00	0.67	19,792	0.22
2008	0.10	0.03	-0.00	0.83	19,603	0.21
2009	0.10	0.03	-0.00	0.86	18,930	0.21
2010	0.10	0.03	-0.00	0.84	18,652	0.21
2011	0.10	0.03	-0.00	0.96	18,953	0.20
2012	0.09	0.03	-0.00	1.10	18,435	0.18
2013	0.08	0.02	-0.00	1.18	17,776	0.17
2014	0.09	0.02	-0.00	1.05	19,481	0.18
2015	0.08	0.03	-0.00	1.13	19,344	0.17
2016	0.09	0.03	-0.00	0.92	15,608	0.20
2017	0.09	0.03	-0.00	0.95	15,905	0.20
2018	0.09	0.03	-0.00	0.89	15,763	0.21
2019	0.09	0.03	-0.00	0.78	16,590	0.21

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla B: Estimación del Modelo II (Mincer Básica con controles MCO). Argentina, 1996-2019.

	educ	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	partime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	N	R2
1996	0.10	0.04	-0.00	-0.23	0.12	-0.24	-0.01	-0.41	-0.44	-0.42	-0.21	0.07	1.85	6,978	0.47
1997	0.10	0.04	-0.00	-0.24	0.10	-0.25	-0.01	-0.35	-0.46	-0.35	-0.23	0.13	1.77	26,677	0.46
1998	0.10	0.04	-0.00	-0.23	0.11	-0.25	-0.01	-0.40	-0.47	-0.38	-0.26	0.09	1.78	25,868	0.46
1999	0.10	0.04	-0.00	-0.25	0.11	-0.25	-0.01	-0.41	-0.45	-0.35	-0.24	0.05	1.76	22,878	0.47
2000	0.10	0.04	-0.00	-0.23	0.10	-0.27	-0.01	-0.43	-0.50	-0.39	-0.24	0.06	1.71	20,160	0.47
2001	0.11	0.04	-0.00	-0.22	0.11	-0.26	-0.01	-0.41	-0.49	-0.38	-0.24	0.08	1.59	20,357	0.45
2002	0.11	0.04	-0.00	-0.17	0.11	-0.28	-0.01	-0.42	-0.48	-0.33	-0.25	0.11	1.21	17,878	0.45
2003	0.10	0.04	-0.00	-0.19	0.11	-0.32	-0.01	-0.38	-0.42	-0.31	-0.17	0.14	1.29	13,905	0.44
2004	0.09	0.03	-0.00	-0.22	0.10	-0.35	-0.01	-0.40	-0.51	-0.30	-0.20	0.19	1.61	14,964	0.39
2005	0.09	0.03	-0.00	-0.19	0.11	-0.39	-0.01	-0.42	-0.46	-0.26	-0.17	0.24	1.62	15,168	0.42
2006	0.09	0.03	-0.00	-0.26	0.11	-0.40	-0.01	-0.42	-0.46	-0.26	-0.12	0.30	1.78	15,974	0.45
2007	0.09	0.03	-0.00	-0.24	0.10	-0.43	-0.01	-0.43	-0.49	-0.24	-0.14	0.34	1.88	19,792	0.45
2008	0.08	0.02	-0.00	-0.25	0.11	-0.43	-0.01	-0.40	-0.43	-0.26	-0.11	0.39	2.03	19,603	0.45
2009	0.08	0.03	-0.00	-0.23	0.09	-0.42	-0.01	-0.41	-0.41	-0.27	-0.12	0.36	2.02	18,930	0.43
2010	0.08	0.03	-0.00	-0.22	0.10	-0.40	-0.01	-0.37	-0.40	-0.27	-0.10	0.37	1.92	18,652	0.42
2011	0.08	0.03	-0.00	-0.23	0.08	-0.39	-0.01	-0.38	-0.39	-0.27	-0.11	0.31	2.08	18,953	0.40
2012	0.07	0.02	-0.00	-0.22	0.08	-0.41	-0.01	-0.33	-0.37	-0.23	-0.08	0.38	2.21	18,435	0.41
2013	0.07	0.02	-0.00	-0.22	0.08	-0.33	-0.01	-0.34	-0.38	-0.19	-0.05	0.36	2.15	17,776	0.37
2014	0.07	0.02	-0.00	-0.22	0.09	-0.36	-0.01	-0.32	-0.34	-0.25	-0.07	0.35	2.11	19,481	0.38
2015	0.07	0.02	-0.00	-0.20	0.09	-0.34	-0.01	-0.30	-0.30	-0.15	-0.05	0.42	2.08	19,344	0.37
2016	0.08	0.03	-0.00	-0.22	0.11	-0.33	-0.01	-0.35	-0.38	-0.25	-0.07	0.41	1.91	15,608	0.42
2017	0.08	0.02	-0.00	-0.22	0.09	-0.34	-0.01	-0.29	-0.29	-0.18	-0.06	0.38	1.90	15,905	0.39
2018	0.08	0.03	-0.00	-0.22	0.12	-0.34	-0.01	-0.25	-0.27	-0.16	-0.05	0.32	1.87	15,763	0.39
2019	0.08	0.03	-0.00	-0.22	0.11	-0.34	-0.01	-0.25	-0.25	-0.15	-0.05	0.31	1.73	16,590	0.38

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla C: Estimación del Modelo III (Mincer Básica con controles 2SLS), Argentina, 1996-2019.

	Ecuación principal										Ecuación de selección									
	educ	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	partime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	lambda	educ	sexo	edad	jefe	cons	N
1996	0.08	0.03	-0.00	-0.08	0.11	-0.23	-0.01	-0.41	-0.44	-0.41	-0.21	0.07	2.28	-0.22	0.06	-0.55	0.01	0.82	-1.76	35,374
1997	0.09	0.03	-0.00	-0.11	0.10	-0.24	-0.01	-0.35	-0.46	-0.35	-0.23	0.13	2.06	-0.22	0.06	-0.59	0.01	0.78	-1.00	53,891
1998	0.09	0.03	-0.00	-0.12	0.11	-0.25	-0.01	-0.40	-0.47	-0.38	-0.27	0.09	2.02	-0.20	0.05	-0.64	0.01	0.79	-0.90	50,776
1999	0.09	0.03	-0.00	-0.13	0.11	-0.24	-0.01	-0.41	-0.46	-0.35	-0.24	0.04	2.04	-0.21	0.06	-0.60	0.02	0.78	-1.05	45,379
2000	0.09	0.03	-0.00	-0.10	0.10	-0.27	-0.01	-0.43	-0.51	-0.39	-0.25	0.05	2.07	-0.26	0.06	-0.54	0.02	0.73	-1.19	41,183
2001	0.09	0.03	-0.00	-0.08	0.10	-0.26	-0.01	-0.41	-0.49	-0.38	-0.24	0.08	2.00	-0.28	0.07	-0.54	0.02	0.71	-1.30	41,291
2002	0.09	0.03	-0.00	-0.04	0.10	-0.28	-0.01	-0.42	-0.48	-0.33	-0.25	0.11	1.68	-0.29	0.06	-0.44	0.02	0.68	-1.47	40,990
2003	0.09	0.03	-0.00	-0.10	0.11	-0.32	-0.01	-0.38	-0.42	-0.31	-0.18	0.14	1.59	-0.22	0.05	-0.39	0.02	0.77	-1.15	27,926
2004	0.08	0.02	-0.00	-0.11	0.11	-0.35	-0.01	-0.40	-0.51	-0.30	-0.20	0.19	1.97	-0.28	0.06	-0.49	0.02	0.76	-1.22	26,197
2005	0.07	0.02	-0.00	-0.07	0.10	-0.38	-0.01	-0.42	-0.47	-0.26	-0.17	0.24	2.00	-0.29	0.07	-0.56	0.02	0.71	-1.18	25,865
2006	0.08	0.02	-0.00	-0.15	0.11	-0.39	-0.01	-0.42	-0.46	-0.26	-0.12	0.29	2.12	-0.27	0.07	-0.60	0.02	0.69	-1.14	26,560
2007	0.07	0.02	-0.00	-0.11	0.10	-0.42	-0.01	-0.42	-0.49	-0.24	-0.14	0.34	2.31	-0.33	0.07	-0.66	0.02	0.64	-1.21	32,938
2008	0.07	0.02	-0.00	-0.14	0.12	-0.42	-0.01	-0.40	-0.43	-0.26	-0.11	0.39	2.38	-0.27	0.08	-0.66	0.03	0.66	-1.32	32,225
2009	0.07	0.02	-0.00	-0.10	0.09	-0.41	-0.01	-0.41	-0.42	-0.27	-0.12	0.36	2.45	-0.31	0.08	-0.67	0.03	0.60	-1.44	31,591
2010	0.07	0.02	-0.00	-0.10	0.10	-0.39	-0.01	-0.37	-0.40	-0.27	-0.11	0.37	2.32	-0.28	0.09	-0.70	0.03	0.62	-1.48	31,169
2011	0.06	0.02	-0.00	-0.10	0.08	-0.39	-0.01	-0.37	-0.39	-0.26	-0.12	0.31	2.50	-0.30	0.09	-0.73	0.03	0.59	-1.43	30,880
2012	0.06	0.01	-0.00	-0.11	0.08	-0.40	-0.01	-0.33	-0.37	-0.23	-0.08	0.38	2.60	-0.28	0.08	-0.69	0.03	0.58	-1.48	30,085
2013	0.05	0.01	-0.00	-0.08	0.08	-0.32	-0.01	-0.34	-0.39	-0.19	-0.05	0.35	2.62	-0.33	0.08	-0.70	0.03	0.61	-1.49	29,272
2014	0.06	0.01	-0.00	-0.10	0.09	-0.35	-0.01	-0.32	-0.34	-0.25	-0.08	0.34	2.54	-0.30	0.09	-0.72	0.03	0.60	-1.59	32,361
2015	0.06	0.02	-0.00	-0.10	0.09	-0.33	-0.01	-0.30	-0.30	-0.15	-0.06	0.41	2.44	-0.25	0.09	-0.76	0.03	0.59	-1.58	31,997
2016	0.07	0.02	-0.00	-0.13	0.11	-0.32	-0.01	-0.34	-0.37	-0.24	-0.07	0.41	2.27	-0.23	0.09	-0.70	0.03	0.60	-1.67	27,656
2017	0.07	0.02	-0.00	-0.14	0.09	-0.33	-0.01	-0.29	-0.29	-0.17	-0.06	0.37	2.22	-0.20	0.09	-0.68	0.03	0.59	-1.74	27,925
2018	0.07	0.02	-0.00	-0.14	0.13	-0.33	-0.01	-0.24	-0.27	-0.15	-0.05	0.32	2.22	-0.23	0.09	-0.66	0.03	0.59	-1.72	27,305
2019	0.07	0.02	-0.00	-0.13	0.12	-0.33	-0.01	-0.25	-0.25	-0.14	-0.05	0.30	2.16	-0.28	0.09	-0.63	0.03	0.56	-1.76	28,467

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla D: Estimación del Modelo IV (Mincer Básica por cuantiles incondicionados con controles UQR MCO). Argentina, 1996-2019.

		educ	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	partime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	N	R2
1996	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.26	0.10	-0.42	-0.02	-0.46	-0.57	-0.45	-0.18	-0.01*	1.77	6,978	0.16
	Q50	0.08	0.03	-0.00	-0.17	0.13	-0.31	-0.01	-0.37	-0.40	-0.39	-0.21	0.08	1.97	6,978	0.32
	Q90	0.16	0.06	-0.00	-0.25	0.10	-0.03*	-0.01	-0.34	-0.35	-0.36	-0.24	0.13*	1.54	6,978	0.19
1997	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.31	0.12	-0.36	-0.02	-0.36	-0.57	-0.36	-0.14	0.07	1.67	26,677	0.15
	Q50	0.09	0.03	-0.00	-0.17	0.12	-0.34	-0.01	-0.35	-0.44	-0.35	-0.24	0.13	1.85	26,677	0.33
	Q90	0.16	0.06	-0.00	-0.29	0.07	-0.04	-0.01	-0.32	-0.35	-0.29	-0.30	0.23	1.59	26,677	0.18
1998	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.30	0.12	-0.30	-0.02	-0.40	-0.56	-0.35	-0.17	0.04*	1.61	25,868	0.14
	Q50	0.09	0.03	-0.00	-0.17	0.11	-0.32	-0.01	-0.41	-0.47	-0.39	-0.25	0.10	2.04	25,868	0.34
	Q90	0.15	0.05	-0.00	-0.27	0.09	-0.10	-0.01	-0.36	-0.36	-0.33	-0.31	0.20	1.71	25,868	0.18
1999	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.32	0.10	-0.27	-0.02	-0.41	-0.52	-0.30	-0.12	0.01*	1.68	22,878	0.14
	Q50	0.09	0.03	-0.00	-0.17	0.13	-0.32	-0.01	-0.41	-0.46	-0.36	-0.24	0.02*	2.02	22,878	0.34
	Q90	0.16	0.06	-0.00	-0.30	0.08	-0.07	-0.01	-0.33	-0.32	-0.32	-0.32	0.17	1.60	22,878	0.19
2000	Q10	0.07	0.03	-0.00	-0.29	0.10	-0.26	-0.02	-0.37	-0.58	-0.35	-0.16	0.03*	1.42	20,160	0.13
	Q50	0.09	0.03	-0.00	-0.16	0.12	-0.36	-0.01	-0.43	-0.46	-0.37	-0.23	0.06	1.94	20,160	0.35
	Q90	0.14	0.05	-0.00	-0.24	0.07	-0.08	-0.01	-0.42	-0.39	-0.38	-0.28	0.13	1.82	20,160	0.18
2001	Q10	0.08	0.04	-0.00	-0.30	0.06	-0.30	-0.02	-0.39	-0.63	-0.35	-0.18	0.13	1.27	20,357	0.13
	Q50	0.09	0.03	-0.00	-0.15	0.12	-0.33	-0.01	-0.39	-0.45	-0.33	-0.21	0.11	1.78	20,357	0.34
	Q90	0.15	0.05	-0.00	-0.22	0.09	-0.10	-0.01	-0.40	-0.38	-0.39	-0.31	0.07*	1.65	20,357	0.19
2002	Q10	0.08	0.04	-0.00	-0.22	0.11	-0.19	-0.02	-0.45	-0.57	-0.29	-0.20	0.09	0.67	17,878	0.11
	Q50	0.10	0.03	-0.00	-0.11	0.09	-0.41	-0.01	-0.43	-0.49	-0.31	-0.26	0.10	1.43	17,878	0.34
	Q90	0.17	0.06	-0.00	-0.24	0.13	-0.15	-0.01	-0.39	-0.41	-0.35	-0.28	0.17	1.19	17,878	0.20
2003	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.15	0.12	-0.13	-0.02	-0.32	-0.42	-0.24	-0.09	0.16	0.95	13,905	0.12
	Q50	0.09	0.03	-0.00	-0.16	0.11	-0.59	-0.01	-0.40	-0.44	-0.28	-0.17	0.18	1.41	13,905	0.36
	Q90	0.15	0.05	-0.00	-0.27	0.09	-0.28	-0.01	-0.45	-0.41	-0.38	-0.29	0.17	1.44	13,905	0.19
2004	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.23	0.13	-0.23	-0.02	-0.55	-0.72	-0.29	-0.18	0.05*	1.22	14,964	0.11
	Q50	0.09	0.02	-0.00	-0.18	0.11	-0.57	-0.01	-0.45	-0.51	-0.36	-0.21	0.17	1.75	14,964	0.33
	Q90	0.12	0.04	-0.00	-0.25	0.08	-0.17	-0.01	-0.27	-0.33	-0.27	-0.16	0.40	1.80	14,964	0.16
2005	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.22	0.11	-0.24	-0.02	-0.52	-0.60	-0.17	-0.13	0.12	1.23	15,168	0.10
	Q50	0.09	0.02	-0.00	-0.18	0.10	-0.59	-0.01	-0.42	-0.47	-0.29	-0.18	0.22	1.75	15,168	0.34
	Q90	0.11	0.04	-0.00	-0.18	0.10	-0.17	-0.01	-0.27	-0.30	-0.30	-0.17	0.49	1.86	15,168	0.17
2006	Q10	0.06	0.02	-0.00	-0.33	0.14	-0.29	-0.02	-0.53	-0.56	-0.22	-0.05	0.12	1.45	15,974	0.12
	Q50	0.09	0.02	-0.00	-0.20	0.13	-0.53	-0.01	-0.39	-0.45	-0.28	-0.13	0.23	1.92	15,974	0.35
	Q90	0.11	0.04	-0.00	-0.21	0.09	-0.13	-0.01	-0.29	-0.28	-0.25	-0.16	0.50	2.09	15,974	0.17
2007	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.28	0.08	-0.29	-0.01	-0.45	-0.57	-0.16	-0.05	0.11	1.48	19,792	0.12
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.19	0.09	-0.54	-0.01	-0.41	-0.44	-0.27	-0.16	0.32	1.97	19,792	0.36
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.20	0.09	-0.17	-0.01	-0.24	-0.26	-0.22	-0.14	0.57	2.34	19,792	0.17
2008	Q10	0.06	0.01	-0.00	-0.40	0.12	-0.47	-0.01	-0.58	-0.58	-0.11	0.01*	0.15	1.66	19,603	0.12
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.21	0.11	-0.54	-0.01	-0.38	-0.43	-0.34	-0.12	0.37	2.08	19,603	0.35
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.18	0.09	-0.17	-0.01	-0.29	-0.30	-0.27	-0.19	0.61	2.44	19,603	0.17

Tabla D: Estimación del Modelo IV (Mincer Básica por cuantiles incondicionados con controles UQR MCO). Argentina, 1996-2019.

		educ	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	partime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	N	R2
2009	Q10	0.07	0.02	-0.00	-0.34	0.09	-0.43	-0.01	-0.60	-0.62	-0.17	-0.07	0.11	1.48	18,930	0.11
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.18	0.09	-0.52	-0.01	-0.37	-0.36	-0.28	-0.12	0.33	2.09	18,930	0.33
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.19	0.10	-0.16	-0.01	-0.25	-0.29	-0.26	-0.11	0.64	2.40	18,930	0.19
2010	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.33	0.08	-0.44	-0.02	-0.52	-0.61	-0.25	-0.14	0.15	1.49	18,652	0.11
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.15	0.10	-0.46	-0.01	-0.35	-0.35	-0.27	-0.07	0.32	1.91	18,652	0.32
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.20	0.06	-0.17	-0.01	-0.29	-0.29	-0.26	-0.13	0.66	2.45	18,652	0.17
2011	Q10	0.06	0.02	-0.00	-0.37	0.08	-0.38	-0.01	-0.46	-0.53	-0.21	-0.07	0.11	1.55	18,953	0.10
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.17	0.09	-0.50	-0.01	-0.33	-0.33	-0.28	-0.09	0.28	2.16	18,953	0.33
	Q90	0.09	0.04	-0.00	-0.16	0.09	-0.14	-0.01	-0.28	-0.29	-0.23	-0.11	0.59	2.44	18,953	0.17
2012	Q10	0.06	0.02	-0.00	-0.38	0.10	-0.49	-0.02	-0.51	-0.57	-0.21	-0.08	0.12	1.74	18,435	0.11
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.16	0.07	-0.50	-0.01	-0.32	-0.34	-0.24	-0.06	0.35	2.27	18,435	0.33
	Q90	0.08	0.03	-0.00	-0.16	0.06	-0.15	-0.01	-0.18	-0.24	-0.17	-0.08	0.77	2.64	18,435	0.17
2013	Q10	0.06	0.02	-0.00	-0.34	0.09	-0.43	-0.01	-0.45	-0.62	-0.13	-0.06	0.08	1.59	17,776	0.09
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.17	0.07	-0.40	-0.01	-0.32	-0.31	-0.22	-0.02*	0.36	2.21	17,776	0.30
	Q90	0.07	0.03	-0.00	-0.15	0.06	-0.11	-0.01	-0.22	-0.23	-0.16	-0.06	0.61	2.68	17,776	0.15
2014	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.30	0.05	-0.33	-0.02	-0.35	-0.39	-0.23	-0.05	0.13	1.71	19,481	0.10
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.20	0.09	-0.48	-0.01	-0.29	-0.30	-0.24	-0.05	0.33	2.16	19,481	0.32
	Q90	0.09	0.03	-0.00	-0.18	0.08	-0.12	-0.01	-0.24	-0.26	-0.20	-0.12	0.57	2.53	19,481	0.16
2015	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.26	0.11	-0.41	-0.02	-0.41	-0.42	-0.13	-0.05	0.16	1.74	19,344	0.10
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.17	0.09	-0.41	-0.01	-0.27	-0.26	-0.15	-0.04	0.35	2.10	19,344	0.30
	Q90	0.09	0.03	-0.00	-0.20	0.07	-0.12	-0.01	-0.18	-0.19	-0.12	-0.06	0.81	2.46	19,344	0.17
2016	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.30	0.13	-0.38	-0.02	-0.42	-0.50	-0.22	-0.03*	0.19	1.47	15,608	0.11
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.16	0.10	-0.43	-0.01	-0.35	-0.38	-0.29	-0.07	0.36	1.95	15,608	0.34
	Q90	0.10	0.03	-0.00	-0.18	0.08	-0.11	-0.01	-0.29	-0.28	-0.24	-0.09	0.66	2.29	15,608	0.19
2017	Q10	0.06	0.03	-0.00	-0.30	0.09	-0.34	-0.02	-0.36	-0.35	-0.13	0.01*	0.20	1.46	15,905	0.10
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.18	0.11	-0.47	-0.01	-0.28	-0.29	-0.18	-0.08	0.35	1.91	15,905	0.31
	Q90	0.10	0.03	-0.00	-0.20	0.08	-0.16	-0.01	-0.18	-0.23	-0.18	-0.06	0.63	2.43	15,905	0.17
2018	Q10	0.07	0.03	-0.00	-0.31	0.12	-0.32	-0.02	-0.37	-0.40	-0.21	-0.04*	0.17	1.52	15,763	0.11
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.16	0.10	-0.44	-0.01	-0.24	-0.25	-0.20	-0.07	0.29	1.97	15,763	0.32
	Q90	0.09	0.02	-0.00	-0.19	0.11	-0.13	-0.01	-0.13	-0.17	-0.10	-0.06	0.39	2.32	15,763	0.16
2019	Q10	0.06	0.02	-0.00	-0.26	0.11	-0.29	-0.02	-0.22	-0.24	-0.04*	0.02*	0.20	1.37	16,590	0.09
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.19	0.10	-0.46	-0.01	-0.26	-0.23	-0.21	-0.05	0.31	1.86	16,590	0.31
	Q90	0.10	0.03	-0.00	-0.17	0.11	-0.16	-0.01	-0.23	-0.21	-0.17	-0.11	0.36	2.21	16,590	0.16

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05, salvo las excepciones marcadas con *.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla E: Estimación del Modelo V (Mincer Básica por cuantiles incondicionados corregidos con controles UQR SLS). Argentina, 1996-2019.

	educ	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	partime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	lambda	lambda2	cons	N	R2	
1996	Q10	0.04	0.02	-0.00	-0.06*	0.11	-0.39	-0.02	-0.45	-0.57	-0.44	-0.19	-0.02*	1.99*	-6.54	1.89	6,978	0.17
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.00*	0.12	-0.30	-0.01	-0.37	-0.40	-0.39	-0.22	0.07*	-0.88*	-0.59*	2.41	6,978	0.32
	Q90	0.15	0.06	-0.00	-0.21	0.00*	-0.07	-0.01	-0.34	-0.34	-0.36	-0.24	0.12*	-12.37	23.13	3.25	6,978	0.20
1997	Q10	0.04	0.02	-0.00	-0.01*	0.12	-0.34	-0.02	-0.36	-0.57	-0.37	-0.14	0.06	-0.20*	-7.89	2.19	26,677	0.16
	Q50	0.08	0.03	-0.00	-0.04	0.10	-0.33	-0.01	-0.35	-0.45	-0.35	-0.24	0.13	-2.73	5.17	2.26	26,677	0.33
	Q90	0.16	0.06	-0.00	-0.32	-0.01*	-0.07	-0.01	-0.32	-0.35	-0.29	-0.30	0.23	-9.92	33.00	2.24	26,677	0.19
1998	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.08	0.14	-0.29	-0.02	-0.39	-0.57	-0.35	-0.17	0.03*	1.41	-11.43	1.87	25,868	0.15
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.07	0.10	-0.32	-0.01	-0.41	-0.47	-0.39	-0.25	0.09	-2.45	5.20	2.37	25,868	0.34
	Q90	0.16	0.06	-0.00	-0.32	0.02*	-0.12	-0.01	-0.36	-0.35	-0.33	-0.31	0.19	-8.01	28.52	2.17	25,868	0.19
1999	Q10	0.04	0.02	-0.00	-0.11	0.11	-0.25	-0.02	-0.41	-0.53	-0.30	-0.12	-0.00*	0.21*	-6.49	2.06	22,878	0.14
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.04	0.12	-0.32	-0.02	-0.41	-0.47	-0.36	-0.24	0.01*	-2.67	4.84	2.45	22,878	0.34
	Q90	0.16	0.06	-0.00	-0.31	0.01*	-0.09	-0.01	-0.33	-0.32	-0.32	-0.17	-8.87	27.94	2.22	22,878	0.20	
2000	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.05*	0.10	-0.24	-0.02	-0.37	-0.59	-0.35	-0.16	0.02*	0.37*	-8.03	1.91	20,160	0.14
	Q50	0.07	0.03	-0.00	-0.03*	0.11	-0.36	-0.01	-0.42	-0.47	-0.37	-0.23	0.05	-2.63	4.21	2.41	20,160	0.35
	Q90	0.14	0.05	-0.00	-0.24	0.02*	-0.10	-0.01	-0.42	-0.39	-0.38	-0.28	0.13	-9.05	27.91	2.46	20,160	0.19
2001	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.03*	0.07	-0.28	-0.02	-0.39	-0.64	-0.34	-0.18	0.12	0.28*	-11.25	1.89	20,357	0.13
	Q50	0.08	0.03	-0.00	-0.01*	0.11	-0.32	-0.01	-0.39	-0.45	-0.33	-0.22	0.11	-2.85	4.90	2.27	20,357	0.34
	Q90	0.15	0.05	-0.00	-0.22	0.06	-0.12	-0.01	-0.40	-0.38	-0.39	-0.32	0.06*	-8.38	29.40	2.17	20,357	0.19
2002	Q10	0.06	0.02	-0.00	-0.00*	0.12	-0.17	-0.02	-0.44	-0.57	-0.28	-0.20	0.08	2.28	-19.46	1.14	17,878	0.12
	Q50	0.08	0.03	-0.00	0.02*	0.08	-0.40	-0.01	-0.43	-0.49	-0.31	-0.26	0.10	-2.97	4.37	1.97	17,878	0.34
	Q90	0.15	0.06	-0.00	-0.16	0.09	-0.18	-0.01	-0.39	-0.41	-0.34	-0.28	0.17	-16.17	55.88	2.36	17,878	0.22
2003	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.01*	0.12	-0.13	-0.02	-0.32	-0.42	-0.24	-0.09	0.15	-2.15	1.71*	1.46	13,905	0.12
	Q50	0.08	0.02	-0.00	-0.07	0.10	-0.59	-0.01	-0.40	-0.44	-0.28	-0.17	0.17	-2.60	5.00	1.82	13,905	0.36
	Q90	0.14	0.06	-0.00	-0.23	0.04*	-0.30	-0.01	-0.45	-0.42	-0.38	-0.30	0.17	-11.82	37.10	2.27	13,905	0.21
2004	Q10	0.04	0.02	-0.00	-0.02*	0.14	-0.22	-0.02	-0.55	-0.72	-0.29	-0.18	0.04*	-1.21*	-8.70	1.85	14,964	0.11
	Q50	0.08	0.01	-0.00	-0.06	0.12	-0.56	-0.01	-0.45	-0.51	-0.36	-0.21	0.17	-2.09	1.46*	2.17	14,964	0.33
	Q90	0.12	0.04	-0.00	-0.21	0.06	-0.18	-0.01	-0.27	-0.33	-0.28	-0.16	0.40	-8.36	36.01	2.23	14,964	0.17
2005	Q10	0.03	0.02	-0.00	0.04*	0.11	-0.23	-0.02	-0.52	-0.61	-0.16	-0.13	0.12	-2.79	-1.92*	2.04	15,168	0.11
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.04*	0.09	-0.59	-0.01	-0.42	-0.47	-0.28	-0.18	0.22	-2.55	3.46	2.22	15,168	0.34
	Q90	0.11	0.04	-0.00	-0.15	0.07	-0.18	-0.01	-0.26	-0.30	-0.29	-0.17	0.50	-5.67	22.23	2.19	15,168	0.17
2006	Q10	0.04	0.01	-0.00	-0.14	0.15	-0.28	-0.02	-0.53	-0.57	-0.21	-0.06	0.11	-0.41*	-7.66	1.96	15,974	0.13
	Q50	0.07	0.01	-0.00	-0.06	0.13	-0.52	-0.01	-0.39	-0.46	-0.28	-0.13	0.23	-2.21	2.12*	2.39	15,974	0.35
	Q90	0.11	0.04	-0.00	-0.21	0.07	-0.14	-0.01	-0.28	-0.27	-0.24	-0.16	0.51	-4.27	17.33	2.29	15,974	0.18
2007	Q10	0.03	0.01	-0.00	-0.14	0.09	-0.28	-0.01	-0.46	-0.57	-0.16	-0.06	0.11	0.92*	-10.45	1.80	19,792	0.12
	Q50	0.07	0.01	-0.00	-0.04*	0.10	-0.54	-0.01	-0.40	-0.44	-0.27	-0.16	0.31	-1.98	0.94*	2.45	19,792	0.36
	Q90	0.09	0.04	-0.00	-0.14	0.08	-0.17	-0.01	-0.23	-0.26	-0.21	-0.14	0.57	-4.51	15.42	2.71	19,792	0.18
2008	Q10	0.04	0.01*	-0.00	-0.26	0.13	-0.46	-0.02	-0.58	-0.59	-0.11	0.00*	0.14	1.03*	-10.01	2.02	19,603	0.12
	Q50	0.07	0.02	-0.00	-0.08	0.11	-0.54	-0.01	-0.38	-0.44	-0.34	-0.12	0.37	-2.15	2.59	2.55	19,603	0.35
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.14	0.08	-0.18	-0.01	-0.29	-0.30	-0.27	-0.19	0.61	-2.69	8.98	2.64	19,603	0.18

Tabla E: Estimación del Modelo V (Mincer Básica por cuantiles incondicionados corregidos con controles UQR SLS). Argentina, 1996-2019.

		educ	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	partime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	lambda	lambda2	cons	N	R2
2009	Q10	0.04	0.00*	-0.00	-0.13	0.10	-0.41	-0.01	-0.60	-0.62	-0.17	-0.08	0.11	-0.27*	-8.53	2.09	18,930	0.12
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.03*	0.09	-0.51	-0.01	-0.37	-0.36	-0.28	-0.12	0.32	-2.39	2.70	2.63	18,930	0.34
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.17	0.09	-0.16	-0.01	-0.25	-0.29	-0.26	-0.11	0.64	-3.42	12.32	2.63	18,930	0.19
2010	Q10	0.04	0.02	-0.00	-0.13	0.09	-0.41	-0.02	-0.53	-0.62	-0.25	-0.14	0.14	0.34*	-11.07	2.04	18,652	0.11
	Q50	0.06	0.02	-0.00	0.01*	0.09	-0.46	-0.01	-0.34	-0.36	-0.27	-0.08	0.32	-2.74	3.65	2.48	18,652	0.33
	Q90	0.09	0.03	-0.00	-0.17	0.05	-0.18	-0.01	-0.28	-0.29	-0.26	-0.13	0.66	-3.47	12.62	2.70	18,652	0.17
2011	Q10	0.04	0.01	-0.00	-0.17	0.09	-0.36	-0.01	-0.46	-0.54	-0.21	-0.08	0.11	-0.10*	-8.71	2.10	18,953	0.10
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.02*	0.09	-0.50	-0.01	-0.33	-0.33	-0.28	-0.09	0.27	-2.22	1.85	2.69	18,953	0.33
	Q90	0.10	0.04	-0.00	-0.17	0.08	-0.15	-0.01	-0.28	-0.29	-0.23	-0.11	0.60	-1.74	7.58	2.48	18,953	0.17
2012	Q10	0.04	0.01*	-0.00	-0.23	0.11	-0.47	-0.02	-0.51	-0.58	-0.21	-0.08	0.11	0.66*	-8.39	2.14	18,435	0.12
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.01*	0.07	-0.49	-0.01	-0.32	-0.34	-0.24	-0.06	0.35	-2.05	1.80	2.80	18,435	0.33
	Q90	0.08	0.03	-0.00	-0.14	0.06	-0.16	-0.01	-0.18	-0.23	-0.17	-0.08	0.77	-2.57	8.67	2.83	18,435	0.17
2013	Q10	0.03	0.00*	-0.00	-0.15	0.10	-0.41	-0.01	-0.45	-0.62	-0.13	-0.06	0.07	-0.01*	-7.28	2.18	17,776	0.10
	Q50	0.05	0.01	-0.00	-0.02*	0.07	-0.39	-0.01	-0.32	-0.31	-0.22	-0.02*	0.35	-1.64	0.56*	2.71	17,776	0.30
	Q90	0.07	0.02	-0.00	-0.10	0.05	-0.11	-0.01	-0.21	-0.23	-0.15	-0.06	0.61	-2.71	7.68	2.97	17,776	0.15
2014	Q10	0.02	0.01	-0.00	-0.11	0.06	-0.32	-0.02	-0.34	-0.40	-0.23	-0.05	0.12	-0.39*	-5.19	2.29	19,481	0.11
	Q50	0.05	0.01	-0.00	-0.06	0.09	-0.47	-0.01	-0.29	-0.30	-0.23	-0.05	0.32	-1.53	0.57*	2.65	19,481	0.32
	Q90	0.08	0.03	-0.00	-0.15	0.08	-0.13	-0.01	-0.24	-0.25	-0.20	-0.12	0.57	-2.09	6.44	2.71	19,481	0.16
2015	Q10	0.03	0.01	-0.00	-0.12	0.12	-0.40	-0.02	-0.41	-0.43	-0.13	-0.05	0.15	0.12*	-4.94	2.15	19,344	0.10
	Q50	0.05	0.01	-0.00	-0.03*	0.09	-0.41	-0.01	-0.27	-0.26	-0.15	-0.05	0.35	-1.63	1.23	2.58	19,344	0.31
	Q90	0.09	0.03	-0.00	-0.20	0.06	-0.12	-0.01	-0.18	-0.19	-0.12	-0.06	0.81	-1.93	6.40	2.57	19,344	0.18
2016	Q10	0.03	0.01	-0.00	-0.08	0.14	-0.36	-0.02	-0.42	-0.49	-0.21	-0.04*	0.18	-1.64	-1.40*	2.25	15,608	0.11
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.04	0.11	-0.42	-0.01	-0.34	-0.37	-0.28	-0.07	0.36	-2.00	2.56	2.46	15,608	0.34
	Q90	0.10	0.03	-0.00	-0.17	0.08	-0.12	-0.01	-0.29	-0.27	-0.24	-0.09	0.66	-2.67	8.46	2.43	15,608	0.19
2017	Q10	0.04	0.02	-0.00	-0.17	0.10	-0.32	-0.02	-0.35	-0.35	-0.12	0.01*	0.20	0.61*	-6.38	1.86	15,905	0.10
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.05	0.11	-0.47	-0.01	-0.27	-0.29	-0.18	-0.08	0.34	-2.69	4.34	2.50	15,905	0.32
	Q90	0.09	0.03	-0.00	-0.17	0.08	-0.17	-0.01	-0.18	-0.22	-0.18	-0.07	0.63	-3.69	11.01	2.74	15,905	0.17
2018	Q10	0.05	0.02	-0.00	-0.18	0.13	-0.32	-0.02	-0.37	-0.40	-0.20	-0.04*	0.16	-0.82*	-1.76*	2.02	15,763	0.11
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.05	0.11	-0.44	-0.01	-0.23	-0.25	-0.19	-0.07	0.29	-1.97	2.59	2.46	15,763	0.32
	Q90	0.09	0.02	-0.00	-0.17	0.11	-0.14	-0.01	-0.12	-0.17	-0.09	-0.06	0.39	-2.99	8.93	2.56	15,763	0.16
2019	Q10	0.03	0.01	-0.00	-0.13	0.12	-0.28	-0.02	-0.21	-0.24	-0.03*	0.02*	0.19	0.07*	-5.73	1.87	16,590	0.10
	Q50	0.06	0.01	-0.00	-0.06	0.11	-0.46	-0.01	-0.25	-0.22	-0.21	-0.06	0.31	-2.60	3.74	2.47	16,590	0.32
	Q90	0.09	0.03	-0.00	-0.11	0.11	-0.16	-0.01	-0.22	-0.21	-0.17	-0.11	0.36	-4.10	11.92	2.62	16,590	0.17

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05, salvo las excepciones marcadas con *.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla F: Estimación del Modelo VI (Mincer Ampliada MCO). Argentina, 1996-2019.

	PC	SI	SC	TI	TC	exper	exper2	cons	N	R2
1996	0.17	0.34	0.66	0.91	1.28	0.05	-0.00	1.33	6,983	0.29
1997	0.21	0.40	0.68	0.92	1.32	0.04	-0.00	1.28	26,677	0.28
1998	0.21	0.41	0.64	0.94	1.38	0.04	-0.00	1.25	25,871	0.29
1999	0.15	0.35	0.63	0.90	1.33	0.04	-0.00	1.28	22,878	0.29
2000	0.20	0.36	0.66	0.92	1.34	0.05	-0.00	1.19	20,160	0.28
2001	0.23	0.40	0.71	0.95	1.45	0.04	-0.00	1.14	20,357	0.28
2002	0.23	0.41	0.73	0.99	1.47	0.04	-0.00	0.80	17,878	0.29
2003	0.17	0.34	0.59	0.85	1.28	0.04	-0.00	0.84	13,905	0.26
2004	0.19	0.36	0.60	0.84	1.25	0.04	-0.00	1.02	14,964	0.23
2005	0.19	0.37	0.60	0.87	1.25	0.04	-0.00	1.04	15,168	0.24
2006	0.21	0.38	0.65	0.92	1.30	0.04	-0.00	1.18	15,974	0.25
2007	0.22	0.39	0.66	0.86	1.28	0.03	-0.00	1.27	19,792	0.23
2008	0.19	0.34	0.56	0.78	1.19	0.03	-0.00	1.43	19,603	0.21
2009	0.17	0.34	0.56	0.77	1.21	0.03	-0.00	1.49	18,930	0.22
2010	0.15	0.28	0.54	0.72	1.15	0.03	-0.00	1.48	18,652	0.21
2011	0.19	0.33	0.58	0.75	1.13	0.03	-0.00	1.52	18,953	0.20
2012	0.20	0.31	0.55	0.73	1.08	0.03	-0.00	1.62	18,435	0.19
2013	0.19	0.29	0.50	0.67	1.00	0.02	-0.00	1.66	17,776	0.17
2014	0.21	0.29	0.52	0.68	1.05	0.02	-0.00	1.56	19,481	0.18
2015	0.15	0.23	0.44	0.62	0.94	0.03	-0.00	1.66	19,344	0.18
2016	0.15	0.25	0.46	0.66	1.04	0.03	-0.00	1.51	15,608	0.20
2017	0.19	0.30	0.53	0.71	1.09	0.03	-0.00	1.51	15,905	0.21
2018	0.21	0.33	0.56	0.69	1.11	0.03	-0.00	1.44	15,763	0.21
2019	0.12	0.23	0.45	0.64	1.03	0.03	-0.00	1.42	16,590	0.22

Todos los p-valúes de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05, salvo las excepciones marcadas con *.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla G: Estimación del Modelo VII (Mincer Ampliada 2SLS), Argentina, 1996-2019.

	Ecuación principal										Ecuación de selección						N
	PC	SI	SC	II	IC	exper	exper2	cons	lambda	educ	sexo	edad	jefe	cons			
1996	0.14	0.28	0.58	0.80	1.17	0.04	-0.00	1.75	-0.22	0.06	-0.55	0.01	0.82	-1.76	35,379		
1997	0.18	0.35	0.62	0.83	1.23	0.04	-0.00	1.60	-0.25	0.06	-0.59	0.01	0.78	-1.00	53,891		
1998	0.20	0.37	0.60	0.87	1.30	0.04	-0.00	1.53	-0.24	0.05	-0.64	0.01	0.79	-0.90	50,779		
1999	0.12	0.30	0.56	0.80	1.23	0.04	-0.00	1.61	-0.27	0.06	-0.60	0.02	0.78	-1.05	45,379		
2000	0.17	0.30	0.58	0.81	1.21	0.04	-0.00	1.56	-0.28	0.06	-0.54	0.02	0.73	-1.19	41,183		
2001	0.20	0.34	0.62	0.84	1.31	0.03	-0.00	1.52	-0.28	0.07	-0.54	0.02	0.71	-1.30	41,291		
2002	0.21	0.35	0.64	0.87	1.32	0.04	-0.00	1.21	-0.28	0.06	-0.44	0.02	0.68	-1.47	40,990		
2003	0.15	0.30	0.53	0.77	1.19	0.03	-0.00	1.18	-0.26	0.05	-0.39	0.02	0.77	-1.15	27,926		
2004	0.16	0.29	0.51	0.72	1.10	0.03	-0.00	1.42	-0.32	0.06	-0.49	0.02	0.76	-1.22	26,197		
2005	0.16	0.30	0.51	0.75	1.10	0.03	-0.00	1.41	-0.31	0.07	-0.56	0.02	0.71	-1.18	25,865		
2006	0.18	0.31	0.55	0.78	1.14	0.03	-0.00	1.61	-0.37	0.07	-0.60	0.02	0.69	-1.14	26,560		
2007	0.18	0.30	0.53	0.70	1.09	0.02	-0.00	1.76	-0.42	0.07	-0.66	0.02	0.64	-1.21	32,938		
2008	0.15	0.26	0.44	0.62	1.00	0.02	-0.00	1.89	-0.40	0.08	-0.66	0.03	0.66	-1.32	32,225		
2009	0.14	0.26	0.44	0.61	1.01	0.02	-0.00	1.94	-0.37	0.08	-0.67	0.03	0.60	-1.44	31,591		
2010	0.11	0.19	0.41	0.56	0.95	0.02	-0.00	1.93	-0.37	0.09	-0.70	0.03	0.62	-1.48	31,169		
2011	0.16	0.24	0.45	0.59	0.93	0.02	-0.00	1.97	-0.37	0.09	-0.73	0.03	0.59	-1.43	30,880		
2012	0.16	0.23	0.42	0.57	0.88	0.02	-0.00	2.07	-0.36	0.08	-0.69	0.03	0.58	-1.48	30,085		
2013	0.15	0.21	0.38	0.52	0.81	0.02	-0.00	2.10	-0.36	0.08	-0.70	0.03	0.61	-1.49	29,272		
2014	0.17	0.20	0.39	0.51	0.85	0.01	-0.00	2.01	-0.35	0.09	-0.72	0.03	0.60	-1.59	32,361		
2015	0.11	0.16	0.34	0.49	0.78	0.02	-0.00	2.03	-0.30	0.09	-0.76	0.03	0.59	-1.58	31,997		
2016	0.11	0.17	0.34	0.51	0.85	0.02	-0.00	1.93	-0.31	0.09	-0.70	0.03	0.60	-1.67	27,656		
2017	0.15	0.22	0.40	0.56	0.89	0.02	-0.00	1.95	-0.32	0.09	-0.68	0.03	0.59	-1.74	27,925		
2018	0.18	0.25	0.43	0.54	0.92	0.02	-0.00	1.87	-0.32	0.09	-0.66	0.03	0.59	-1.72	27,305		
2019	0.08	0.14	0.31	0.46	0.81	0.02	-0.00	1.92	-0.36	0.09	-0.63	0.03	0.56	-1.76	28,467		

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla H: Estimación del Modelo VIII (Mincer Ampliada con controles MCO), Argentina, 1996-2019.

	PC	SI	SC	II	IC	exper	exper2	sexo	casado	asa	reg	time	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	N	R2
1996	0.15	0.32	0.61	0.80	1.12	0.04	-0.00	-0.24	0.12	-0.24	-0.01	-0.41	-0.44	-0.41	-0.21	0.08	2.38	6,978	0.47	
1997	0.19	0.37	0.64	0.84	1.20	0.04	-0.00	-0.24	0.10	-0.24	-0.01	-0.35	-0.46	-0.35	-0.23	0.13	2.31	26,677	0.46	
1998	0.19	0.36	0.60	0.84	1.23	0.04	-0.00	-0.24	0.11	-0.25	-0.01	-0.40	-0.47	-0.38	-0.27	0.10	2.33	25,868	0.47	
1999	0.15	0.34	0.61	0.81	1.21	0.04	-0.00	-0.25	0.11	-0.25	-0.01	-0.41	-0.46	-0.35	-0.24	0.05	2.35	22,878	0.47	
2000	0.19	0.35	0.64	0.84	1.21	0.04	-0.00	-0.23	0.10	-0.27	-0.01	-0.43	-0.50	-0.39	-0.25	0.06	2.25	20,160	0.47	
2001	0.20	0.38	0.66	0.86	1.31	0.04	-0.00	-0.22	0.10	-0.26	-0.01	-0.41	-0.49	-0.38	-0.24	0.09	2.19	20,357	0.45	
2002	0.23	0.39	0.69	0.90	1.33	0.04	-0.00	-0.18	0.10	-0.28	-0.01	-0.42	-0.48	-0.33	-0.25	0.12	1.80	17,878	0.45	
2003	0.17	0.34	0.57	0.78	1.16	0.04	-0.00	-0.19	0.11	-0.31	-0.01	-0.38	-0.42	-0.31	-0.18	0.15	1.83	13,905	0.44	
2004	0.17	0.31	0.52	0.72	1.06	0.03	-0.00	-0.22	0.10	-0.35	-0.01	-0.40	-0.51	-0.30	-0.20	0.19	2.11	14,964	0.40	
2005	0.17	0.32	0.51	0.73	1.05	0.03	-0.00	-0.20	0.10	-0.39	-0.01	-0.43	-0.46	-0.26	-0.17	0.25	2.10	15,168	0.42	
2006	0.19	0.33	0.57	0.78	1.10	0.03	-0.00	-0.26	0.11	-0.40	-0.01	-0.42	-0.46	-0.26	-0.12	0.30	2.28	15,974	0.45	
2007	0.18	0.32	0.54	0.71	1.06	0.03	-0.00	-0.25	0.10	-0.42	-0.01	-0.43	-0.49	-0.24	-0.14	0.35	2.37	19,792	0.45	
2008	0.17	0.27	0.47	0.64	0.99	0.02	-0.00	-0.25	0.11	-0.43	-0.01	-0.40	-0.43	-0.26	-0.11	0.40	2.50	19,603	0.46	
2009	0.15	0.26	0.47	0.63	1.00	0.02	-0.00	-0.23	0.08	-0.42	-0.01	-0.41	-0.42	-0.27	-0.12	0.37	2.52	18,930	0.44	
2010	0.13	0.23	0.45	0.60	0.96	0.03	-0.00	-0.23	0.10	-0.39	-0.01	-0.37	-0.40	-0.27	-0.11	0.38	2.45	18,652	0.42	
2011	0.18	0.28	0.50	0.63	0.96	0.03	-0.00	-0.24	0.08	-0.39	-0.01	-0.38	-0.39	-0.27	-0.12	0.31	2.53	18,953	0.41	
2012	0.18	0.27	0.47	0.61	0.90	0.02	-0.00	-0.23	0.08	-0.41	-0.01	-0.33	-0.37	-0.23	-0.08	0.39	2.62	18,435	0.41	
2013	0.15	0.22	0.41	0.55	0.84	0.02	-0.00	-0.22	0.07	-0.33	-0.01	-0.34	-0.39	-0.19	-0.05	0.36	2.58	17,776	0.37	
2014	0.20	0.27	0.47	0.59	0.90	0.02	-0.00	-0.23	0.08	-0.36	-0.01	-0.32	-0.34	-0.25	-0.07	0.35	2.50	19,481	0.38	
2015	0.13	0.20	0.40	0.54	0.81	0.02	-0.00	-0.21	0.08	-0.34	-0.01	-0.30	-0.30	-0.15	-0.05	0.42	2.51	19,344	0.38	
2016	0.15	0.21	0.43	0.60	0.92	0.03	-0.00	-0.23	0.10	-0.33	-0.01	-0.35	-0.38	-0.25	-0.07	0.42	2.42	15,608	0.43	
2017	0.17	0.26	0.49	0.64	0.96	0.02	-0.00	-0.22	0.09	-0.33	-0.01	-0.29	-0.29	-0.18	-0.06	0.38	2.39	15,905	0.39	
2018	0.21	0.31	0.52	0.62	0.99	0.02	-0.00	-0.23	0.12	-0.33	-0.01	-0.25	-0.27	-0.16	-0.05	0.32	2.32	15,763	0.39	
2019	0.11	0.22	0.43	0.58	0.93	0.03	-0.00	-0.23	0.11	-0.33	-0.01	-0.25	-0.26	-0.15	-0.05	0.31	2.27	16,590	0.39	

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla I: Estimación del Modelo IX (Mincer Ampliada con controles 2SLS). Argentina, 1996-2019.

	Ecuación principal											Ecuación de selección											
	PC	SI	SC	TI	TC	exper	exper2	sexo	casado	asanregpartime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	lambda	educ	sexo	edad	jefe	cons	N
1996	0.13	0.27	0.53	0.69	0.98	0.03	-0.00	-0.09	0.11	-0.23	-0.01	-0.41	-0.45	-0.41	0.07	2.74	-0.21	0.06	-0.55	0.01	0.82	-1.76	35,374
1997	0.17	0.33	0.58	0.75	1.09	0.03	-0.00	-0.12	0.10	-0.24	-0.01	-0.35	-0.46	-0.36	0.13	2.55	-0.22	0.06	-0.59	0.01	0.78	-1.00	53,891
1998	0.17	0.33	0.55	0.77	1.14	0.03	-0.00	-0.13	0.11	-0.25	-0.01	-0.40	-0.47	-0.38	0.09	2.53	-0.20	0.05	-0.64	0.01	0.79	-0.90	50,776
1999	0.13	0.30	0.55	0.73	1.10	0.03	-0.00	-0.14	0.10	-0.24	-0.01	-0.41	-0.46	-0.35	0.05	2.58	-0.21	0.06	-0.60	0.02	0.78	-1.05	45,379
2000	0.17	0.30	0.56	0.73	1.06	0.03	-0.00	-0.10	0.09	-0.27	-0.01	-0.43	-0.51	-0.39	0.06	2.56	-0.26	0.06	-0.54	0.02	0.73	-1.19	41,183
2001	0.18	0.32	0.57	0.72	1.14	0.03	-0.00	-0.09	0.10	-0.25	-0.01	-0.41	-0.50	-0.37	0.08	2.53	-0.28	0.07	-0.54	0.02	0.71	-1.30	41,291
2002	0.20	0.33	0.59	0.76	1.14	0.03	-0.00	-0.05	0.10	-0.27	-0.01	-0.42	-0.48	-0.33	0.12	2.19	-0.29	0.06	-0.44	0.02	0.68	-1.47	40,990
2003	0.16	0.30	0.52	0.71	1.06	0.03	-0.00	-0.10	0.11	-0.31	-0.01	-0.38	-0.42	-0.31	0.14	2.08	-0.21	0.05	-0.39	0.02	0.77	-1.15	27,926
2004	0.15	0.26	0.45	0.61	0.92	0.02	-0.00	-0.11	0.10	-0.35	-0.01	-0.40	-0.51	-0.30	0.19	2.40	-0.27	0.06	-0.49	0.02	0.76	-1.22	26,197
2005	0.15	0.26	0.43	0.61	0.89	0.02	-0.00	-0.08	0.10	-0.38	-0.01	-0.42	-0.47	-0.26	0.17	2.25	0.41	0.07	-0.56	0.02	0.71	-1.18	25,865
2006	0.17	0.28	0.49	0.67	0.96	0.02	-0.00	-0.15	0.11	-0.39	-0.01	-0.42	-0.46	-0.25	0.12	2.30	0.55	0.07	-0.60	0.02	0.69	-1.14	26,560
2007	0.15	0.25	0.44	0.56	0.87	0.02	-0.00	-0.11	0.10	-0.42	-0.01	-0.42	-0.49	-0.24	0.14	2.71	0.33	0.07	-0.66	0.02	0.64	-1.21	32,938
2008	0.14	0.22	0.38	0.51	0.83	0.02	-0.00	-0.14	0.11	-0.42	-0.01	-0.39	-0.43	-0.26	0.11	2.79	0.27	0.08	-0.66	0.03	0.66	-1.32	32,225
2009	0.12	0.20	0.36	0.48	0.81	0.02	-0.00	-0.11	0.09	-0.41	-0.01	-0.41	-0.42	-0.27	0.12	2.87	0.28	0.08	-0.67	0.03	0.60	-1.44	31,591
2010	0.09	0.16	0.34	0.45	0.77	0.02	-0.00	-0.10	0.10	-0.39	-0.01	-0.37	-0.40	-0.27	0.11	2.77	0.28	0.09	-0.70	0.03	0.62	-1.48	31,169
2011	0.15	0.20	0.38	0.47	0.76	0.02	-0.00	-0.11	0.08	-0.39	-0.01	-0.37	-0.39	-0.27	0.12	2.86	0.30	0.09	-0.73	0.03	0.59	-1.43	30,880
2012	0.15	0.20	0.36	0.47	0.72	0.01	-0.00	-0.12	0.08	-0.40	-0.01	-0.33	-0.37	-0.23	0.08	2.93	0.28	0.08	-0.69	0.03	0.58	-1.48	30,085
2013	0.11	0.14	0.29	0.38	0.63	0.01	-0.00	-0.09	0.07	-0.32	-0.01	-0.34	-0.39	-0.19	0.06	2.95	0.33	0.08	-0.70	0.03	0.61	-1.49	29,272
2014	0.16	0.19	0.34	0.42	0.69	0.01	-0.00	-0.10	0.09	-0.35	-0.01	-0.31	-0.34	-0.25	0.08	2.86	0.30	0.09	-0.72	0.03	0.60	-1.59	32,361
2015	0.10	0.14	0.30	0.41	0.64	0.02	-0.00	-0.10	0.08	-0.33	-0.01	-0.30	-0.30	-0.15	0.06	2.80	0.25	0.09	-0.76	0.03	0.59	-1.58	31,997
2016	0.11	0.15	0.33	0.47	0.75	0.02	-0.00	-0.13	0.11	-0.32	-0.01	-0.34	-0.37	-0.24	0.07	2.71	0.23	0.09	-0.70	0.03	0.60	-1.67	27,656
2017	0.14	0.21	0.40	0.52	0.81	0.02	-0.00	-0.14	0.09	-0.33	-0.01	-0.29	-0.29	-0.17	0.06	2.64	0.20	0.09	-0.68	0.03	0.59	-1.74	27,925
2018	0.17	0.24	0.42	0.48	0.82	0.02	-0.00	-0.14	0.12	-0.33	-0.01	-0.24	-0.27	-0.16	0.05	2.62	0.24	0.09	-0.66	0.03	0.59	-1.72	27,305
2019	0.07	0.14	0.31	0.42	0.72	0.02	-0.00	-0.13	0.11	-0.33	-0.01	-0.25	-0.25	-0.14	0.05	2.64	0.29	0.09	-0.63	0.03	0.56	-1.76	28,467

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0,05.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla J: Estimación del Modelo X (Mincer Ampliada por cuantiles incondicionados con controles UQR, MCO, Argentina, 1996-2019).

	PC	SI	SC	II	IC	exper	exper2	sexo	casado	asanregpartime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	N	R2		
1996	Q10	0.26	0.43	0.64	0.75	0.69	0.03	-0.00	-0.25	0.11	-0.41	-0.02	-0.46	-0.56	-0.45	-0.18	-0.01*	1.88	6,978	0.17
	Q50	0.12	0.26	0.55	0.74	0.93	0.03	-0.00	-0.17	0.13	-0.31	-0.01	-0.37	-0.40	-0.39	-0.21	0.09	2.42	6,978	0.32
	Q90	0.08	0.27	0.60	0.91	1.93	0.06	-0.00	-0.27	0.07	-0.04*	-0.01	-0.33	-0.37	-0.36	-0.25	0.14*	2.70	6,978	0.21
1997	Q10	0.35	0.48	0.73	0.83	0.84	0.03	-0.00	-0.30	0.12	-0.35	-0.02	-0.36	-0.56	-0.36	-0.14	0.07	1.80	26,677	0.16
	Q50	0.14	0.31	0.60	0.79	1.05	0.03	-0.00	-0.17	0.12	-0.33	-0.01	-0.35	-0.45	-0.35	-0.24	0.14	2.35	26,677	0.33
	Q90	0.08	0.29	0.60	0.92	1.89	0.06	-0.00	-0.31	0.04	-0.05	-0.01	-0.32	-0.36	-0.30	-0.31	0.24	2.69	26,677	0.20
1998	Q10	0.31	0.42	0.65	0.79	0.79	0.03	-0.00	-0.30	0.12	-0.30	-0.02	-0.39	-0.56	-0.35	-0.16	0.04*	1.76	25,868	0.15
	Q50	0.17	0.35	0.58	0.81	1.00	0.03	-0.00	-0.17	0.12	-0.32	-0.01	-0.41	-0.47	-0.39	-0.25	0.10	2.47	25,868	0.34
	Q90	0.11	0.30	0.57	0.91	1.93	0.05	-0.00	-0.28	0.07	-0.11	-0.01	-0.37	-0.37	-0.34	-0.32	0.21	2.79	25,868	0.20
1999	Q10	0.21	0.36	0.59	0.66	0.69	0.03	-0.00	-0.32	0.11	-0.27	-0.02	-0.42	-0.52	-0.30	-0.12	0.01*	1.86	22,878	0.14
	Q50	0.15	0.32	0.57	0.78	1.01	0.03	-0.00	-0.17	0.13	-0.32	-0.01	-0.41	-0.46	-0.36	-0.24	0.02*	2.48	22,878	0.34
	Q90	0.09	0.27	0.62	0.91	1.92	0.06	-0.00	-0.32	0.06	-0.07	-0.01	-0.33	-0.33	-0.32	-0.33	0.18	2.75	22,878	0.21
2000	Q10	0.31	0.43	0.75	0.85	0.86	0.03	-0.00	-0.28	0.10	-0.26	-0.02	-0.37	-0.57	-0.35	-0.16	0.03*	1.61	20,160	0.14
	Q50	0.20	0.35	0.61	0.83	1.05	0.04	-0.00	-0.16	0.12	-0.36	-0.01	-0.42	-0.46	-0.37	-0.23	0.06	2.37	20,160	0.35
	Q90	0.08	0.25	0.55	0.80	1.65	0.05	-0.00	-0.26	0.05	-0.07	-0.01	-0.43	-0.41	-0.38	-0.29	0.14	2.81	20,160	0.19
2001	Q10	0.47	0.62	0.96	1.04	1.15	0.03	-0.00	-0.30	0.07	-0.30	-0.02	-0.39	-0.62	-0.35	-0.18	0.12	1.43	20,357	0.13
	Q50	0.16	0.31	0.59	0.78	1.11	0.03	-0.00	-0.15	0.12	-0.32	-0.01	-0.39	-0.45	-0.33	-0.21	0.12	2.32	20,357	0.34
	Q90	0.06	0.25	0.53	0.83	1.80	0.05	-0.00	-0.25	0.07	-0.10	-0.01	-0.40	-0.39	-0.39	-0.31	0.09	2.77	20,357	0.20
2002	Q10	0.42	0.56	0.92	1.03	1.11	0.04	-0.00	-0.21	0.12	-0.19	-0.02	-0.45	-0.56	-0.28	-0.20	0.09	0.86	17,878	0.12
	Q50	0.22	0.38	0.67	0.88	1.17	0.03	-0.00	-0.12	0.09	-0.40	-0.01	-0.43	-0.49	-0.31	-0.26	0.10	1.92	17,878	0.34
	Q90	0.07	0.26	0.57	0.89	1.96	0.06	-0.00	-0.27	0.11	-0.14	-0.01	-0.39	-0.42	-0.34	-0.28	0.20	2.41	17,878	0.23
2003	Q10	0.25	0.35	0.63	0.72	0.79	0.03	-0.00	-0.15	0.13	-0.13	-0.02	-0.32	-0.41	-0.25	-0.09	0.15	1.17	13,905	0.12
	Q50	0.19	0.37	0.60	0.85	1.09	0.03	-0.00	-0.16	0.11	-0.59	-0.01	-0.40	-0.44	-0.28	-0.16	0.18	1.88	13,905	0.36
	Q90	0.07	0.30	0.52	0.88	1.74	0.05	-0.00	-0.28	0.07	-0.27	-0.01	-0.45	-0.42	-0.38	-0.29	0.19	2.49	13,905	0.21
2004	Q10	0.25	0.36	0.59	0.71	0.77	0.03	-0.00	-0.22	0.14	-0.23	-0.02	-0.55	-0.71	-0.29	-0.17	0.05*	1.38	14,964	0.11
	Q50	0.16	0.32	0.55	0.76	1.06	0.02	-0.00	-0.18	0.11	-0.57	-0.01	-0.45	-0.51	-0.36	-0.22	0.18	2.25	14,964	0.33
	Q90	0.07	0.21	0.42	0.65	1.37	0.04	-0.00	-0.26	0.07	-0.17	-0.01	-0.27	-0.34	-0.27	-0.17	0.41	2.69	14,964	0.17
2005	Q10	0.33	0.43	0.67	0.81	0.81	0.03	-0.00	-0.22	0.12	-0.24	-0.02	-0.52	-0.60	-0.17	-0.13	0.12	1.32	15,168	0.10
	Q50	0.18	0.35	0.56	0.84	1.05	0.02	-0.00	-0.18	0.10	-0.59	-0.01	-0.42	-0.47	-0.29	-0.18	0.22	2.19	15,168	0.34
	Q90	0.07	0.18	0.32	0.57	1.29	0.04	-0.00	-0.19	0.07	-0.17	-0.01	-0.27	-0.30	-0.30	-0.17	0.50	2.71	15,168	0.18
2006	Q10	0.24	0.36	0.63	0.74	0.76	0.02	-0.00	-0.32	0.15	-0.29	-0.02	-0.53	-0.56	-0.22	-0.05	0.12	1.61	15,974	0.13
	Q50	0.17	0.30	0.55	0.75	1.02	0.02	-0.00	-0.20	0.13	-0.53	-0.01	-0.39	-0.45	-0.28	-0.13	0.24	2.38	15,974	0.35
	Q90	0.05	0.19	0.36	0.62	1.25	0.04	-0.00	-0.22	0.07	-0.13	-0.01	-0.29	-0.28	-0.24	-0.16	0.52	2.93	15,974	0.19
2007	Q10	0.26	0.37	0.55	0.60	0.68	0.02	-0.00	-0.28	0.09	-0.29	-0.01	-0.45	-0.56	-0.16	-0.05	0.11	1.57	19,792	0.12
	Q50	0.13	0.29	0.50	0.69	0.96	0.02	-0.00	-0.21	0.09	-0.41	-0.01	-0.41	-0.44	-0.27	-0.16	0.32	2.44	19,792	0.36
	Q90	0.07	0.19	0.37	0.52	1.17	0.04	-0.00	-0.21	0.08	-0.16	-0.01	-0.24	-0.27	-0.22	-0.14	0.58	3.10	19,792	0.18
2008	Q10	0.34	0.38	0.64	0.73	0.82	0.01	-0.00	-0.40	0.12	-0.47	-0.02	-0.58	-0.58	-0.11	0.01*	0.15	1.78	19,603	0.12
	Q50	0.15	0.26	0.45	0.67	0.96	0.02	-0.00	-0.22	0.10	-0.54	-0.01	-0.38	-0.43	-0.34	-0.12	0.38	2.55	19,603	0.35
	Q90	0.04*	0.14	0.27	0.47	1.15	0.04	-0.00	-0.19	0.07	-0.17	-0.01	-0.29	-0.30	-0.27	-0.20	0.62	3.25	19,603	0.19

Tabla J: Estimación del Modelo X (Mincer Ampliada por cuantiles incondicionados con controles UQR_MCO). Argentina, 1996-2019.

	PC	SI	SC	II	IC	exper	exper2	sexo	casado	asaregpartime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	cons	N	R2		
2009	Q10	0.30	0.44	0.71	0.81	0.94	0.01	-0.00	-0.34	0.10	-0.43	-0.01	-0.60	-0.61	-0.17	-0.07	0.12	1.68	18,930	0.11
	Q50	0.11	0.24	0.42	0.60	0.93	0.02	-0.00	-0.18	0.08	-0.52	-0.01	-0.37	-0.36	-0.28	-0.12	0.33	2.60	18,930	0.34
	Q90	0.02*	0.15	0.28	0.50	1.10	0.04	-0.00	-0.21	0.08	-0.16	-0.01	-0.26	-0.30	-0.25	-0.11	0.64	3.20	18,930	0.20
2010	Q10	0.21	0.35	0.64	0.70	0.82	0.03	-0.00	-0.33	0.09	-0.43	-0.02	-0.53	-0.61	-0.25	-0.14	0.14	1.72	18,652	0.11
	Q50	0.11	0.19	0.43	0.59	0.93	0.02	-0.00	-0.16	0.09	-0.46	-0.01	-0.35	-0.36	-0.27	-0.08	0.33	2.44	18,652	0.33
	Q90	0.03*	0.13	0.27	0.46	1.06	0.04	-0.00	-0.22	0.05	-0.17	-0.01	-0.28	-0.30	-0.26	-0.13	0.67	3.22	18,652	0.18
2011	Q10	0.40	0.51	0.73	0.80	0.95	0.02	-0.00	-0.37	0.08	-0.38	-0.01	-0.46	-0.52	-0.21	-0.07	0.11	1.63	18,953	0.10
	Q50	0.12	0.23	0.46	0.62	0.89	0.02	-0.00	-0.18	0.08	-0.50	-0.01	-0.33	-0.33	-0.28	-0.09	0.28	2.63	18,953	0.33
	Q90	0.05	0.15	0.29	0.45	1.04	0.04	-0.00	-0.17	0.08	-0.14	-0.01	-0.28	-0.30	-0.24	-0.12	0.60	3.18	18,953	0.18
2012	Q10	0.37	0.43	0.66	0.76	0.89	0.01	-0.00	-0.38	0.10	-0.49	-0.02	-0.50	-0.57	-0.20	-0.07	0.12	1.85	18,435	0.12
	Q50	0.16	0.27	0.47	0.62	0.89	0.02	-0.00	-0.16	0.07	-0.50	-0.01	-0.32	-0.34	-0.24	-0.06	0.36	2.69	18,435	0.33
	Q90	0.04*	0.13	0.25	0.41	0.92	0.03	-0.00	-0.17	0.05	-0.15	-0.01	-0.18	-0.24	-0.18	-0.09	0.78	3.31	18,435	0.18
2013	Q10	0.45	0.44	0.69	0.76	0.93	0.01	-0.00	-0.35	0.09	-0.43	-0.01	-0.45	-0.61	-0.13	-0.05	0.08	1.66	17,776	0.10
	Q50	0.06	0.15	0.35	0.49	0.77	0.02	-0.00	-0.17	0.07	-0.40	-0.01	-0.32	-0.32	-0.22	-0.02*	0.36	2.69	17,776	0.30
	Q90	-0.00*	0.11	0.21	0.37	0.78	0.03	-0.00	-0.16	0.05	-0.11	-0.01	-0.22	-0.24	-0.16	-0.06	0.62	3.28	17,776	0.16
2014	Q10	0.33	0.43	0.61	0.65	0.78	0.02	-0.00	-0.30	0.05	-0.33	-0.02	-0.34	-0.39	-0.23	-0.04	0.13	1.76	19,481	0.10
	Q50	0.17	0.25	0.47	0.61	0.88	0.02	-0.00	-0.20	0.09	-0.48	-0.01	-0.29	-0.29	-0.24	-0.05	0.33	2.57	19,481	0.32
	Q90	0.05*	0.10	0.23	0.37	0.92	0.03	-0.00	-0.19	0.07	-0.13	-0.01	-0.23	-0.25	-0.20	-0.13	0.57	3.23	19,481	0.17
2015	Q10	0.17	0.22	0.44	0.52	0.61	0.02	-0.00	-0.26	0.11	-0.41	-0.02	-0.41	-0.42	-0.13	-0.05	0.16	1.92	19,344	0.10
	Q50	0.08	0.18	0.38	0.54	0.78	0.02	-0.00	-0.17	0.09	-0.41	-0.01	-0.27	-0.26	-0.15	-0.04	0.35	2.55	19,344	0.31
	Q90	0.07	0.14	0.30	0.44	0.98	0.03	-0.00	-0.21	0.05	-0.12	-0.01	-0.18	-0.19	-0.13	-0.06	0.81	3.17	19,344	0.18
2016	Q10	0.27	0.35	0.57	0.74	0.82	0.03	-0.00	-0.30	0.13	-0.37	-0.02	-0.43	-0.49	-0.22	-0.03*	0.19	1.66	15,608	0.11
	Q50	0.09	0.18	0.40	0.55	0.84	0.02	-0.00	-0.17	0.10	-0.42	-0.01	-0.35	-0.38	-0.29	-0.07	0.37	2.45	15,608	0.34
	Q90	0.03*	0.12	0.28	0.46	1.06	0.03	-0.00	-0.18	0.07	-0.10	-0.01	-0.28	-0.28	-0.24	-0.09	0.67	3.11	15,608	0.20
2017	Q10	0.38	0.39	0.71	0.79	0.92	0.03	-0.00	-0.30	0.09	-0.33	-0.02	-0.36	-0.35	-0.13	0.01*	0.20	1.59	15,905	0.10
	Q50	0.11	0.23	0.44	0.62	0.93	0.02	-0.00	-0.19	0.10	-0.47	-0.01	-0.28	-0.29	-0.18	-0.08	0.35	2.44	15,905	0.32
	Q90	0.01*	0.14	0.28	0.47	0.99	0.03	-0.00	-0.21	0.07	-0.16	-0.01	-0.18	-0.23	-0.18	-0.07	0.64	3.20	15,905	0.18
2018	Q10	0.46	0.57	0.86	0.89	1.07	0.03	-0.00	-0.31	0.12	-0.32	-0.02	-0.38	-0.41	-0.21	-0.04*	0.16	1.57	15,763	0.11
	Q50	0.11	0.20	0.39	0.51	0.83	0.02	-0.00	-0.16	0.10	-0.44	-0.01	-0.24	-0.25	-0.20	-0.07	0.29	2.45	15,763	0.32
	Q90	0.01*	0.14	0.26	0.43	0.98	0.02	-0.00	-0.20	0.09	-0.13	-0.01	-0.13	-0.17	-0.10	-0.07	0.40	3.11	15,763	0.17
2019	Q10	0.23	0.27	0.51	0.60	0.72	0.02	-0.00	-0.26	0.11	-0.28	-0.02	-0.22	-0.24	-0.04*	0.02*	0.20	1.56	16,590	0.10
	Q50	0.03*	0.17	0.38	0.54	0.86	0.02	-0.00	-0.19	0.10	-0.46	-0.01	-0.26	-0.23	-0.21	-0.06	0.32	2.43	16,590	0.32
	Q90	0.01*	0.13	0.23	0.43	1.05	0.03	-0.00	-0.18	0.10	-0.16	-0.01	-0.22	-0.21	-0.17	-0.12	0.37	3.09	16,590	0.18

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0.05, salvo las excepciones marcadas con *.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPH de varios años (INDEC).

Tabla K: Estimación del Modelo XI (Mincer Ampliada por cuantiles incondicionados corregidos con controles UQR SLS), Argentina, 1996-2010.

	PC	SI	SC	II	IC	exper	exper2	sexo	casado	asarepartime	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	lambda	lambda2	cons	N	R2		
1996	Q10	0.22	0.37	0.54	0.61	0.52	0.02	-0.00	-0.05*	0.12	-0.39	-0.02	-0.46	-0.56	-0.45	-0.18	-0.02*	1.84*	-6.24	1.96	6,978	0.17
	Q50	0.09	0.21	0.46	0.62	0.77	0.03	-0.00	-0.00*	0.12	-0.30	-0.01	-0.37	-0.40	-0.39	-0.22	0.08	-0.88*	-0.55*	2.79	6,978	0.33
	Q90	0.06*	0.22	0.53	0.82	1.80	0.06	-0.00	-0.24	-0.02*	-0.08	-0.01	-0.34	-0.36	-0.36	-0.25	0.14*	-12.01	22.43	4.29	6,978	0.22
1997	Q10	0.31	0.39	0.58	0.62	0.57	0.01	-0.00	-0.00*	0.13	-0.33	-0.02	-0.36	-0.56	-0.37	-0.14	0.06	-0.18*	-8.07	2.21	26,677	0.16
	Q50	0.12	0.27	0.53	0.69	0.93	0.03	-0.00	-0.05	0.10	-0.33	-0.01	-0.35	-0.45	-0.35	-0.24	0.13	-2.74	5.22	2.71	26,677	0.34
	Q90	0.08	0.29	0.60	0.91	1.89	0.06	-0.00	-0.35	-0.03*	-0.08	-0.01	-0.32	-0.36	-0.30	-0.30	0.24	-10.00	33.47	3.34	26,677	0.21
1998	Q10	0.29	0.36	0.55	0.65	0.61	0.02	-0.00	-0.07	0.15	-0.29	-0.02	-0.39	-0.56	-0.35	-0.17	0.03*	1.49	-11.78	1.93	25,868	0.15
	Q50	0.16	0.31	0.53	0.74	0.91	0.03	-0.00	-0.07	0.10	-0.32	-0.01	-0.41	-0.47	-0.39	-0.25	0.09	-2.42	5.17	2.75	25,868	0.34
	Q90	0.10	0.30	0.57	0.92	1.95	0.05	-0.00	-0.34	0.00*	-0.13	-0.01	-0.36	-0.36	-0.34	-0.32	0.21	-8.22	29.42	3.27	25,868	0.21
1999	Q10	0.19	0.29	0.48	0.50	0.48	0.02	-0.00	-0.10	0.12	-0.25	-0.02	-0.41	-0.52	-0.30	-0.12	-0.00*	0.19*	-6.44	2.15	22,878	0.14
	Q50	0.13	0.28	0.49	0.68	0.88	0.03	-0.00	-0.04	0.12	-0.32	-0.02	-0.41	-0.47	-0.36	-0.24	0.02*	-2.66	4.87	2.85	22,878	0.34
	Q90	0.08	0.25	0.60	0.89	1.90	0.06	-0.00	-0.34	-0.01*	-0.10	-0.01	-0.33	-0.34	-0.32	-0.32	0.18	-8.91	28.03	3.37	22,878	0.22
2000	Q10	0.27	0.34	0.60	0.64	0.59	0.02	-0.00	-0.05*	0.11	-0.24	-0.02	-0.37	-0.58	-0.35	-0.16	0.02*	0.33*	-7.84	1.99	20,160	0.14
	Q50	0.17	0.30	0.52	0.71	0.90	0.03	-0.00	-0.03*	0.11	-0.36	-0.01	-0.42	-0.47	-0.37	-0.23	0.06	-2.59	4.17	2.78	20,160	0.35
	Q90	0.08	0.25	0.54	0.79	1.64	0.05	-0.00	-0.26	0.00*	-0.10	-0.01	-0.42	-0.41	-0.38	-0.29	0.14	-8.99	27.53	3.44	20,160	0.20
2001	Q10	0.42	0.50	0.77	0.81	0.81	0.02	-0.00	-0.02*	0.08	-0.27	-0.02	-0.39	-0.64	-0.34	-0.18	0.11	0.04*	-10.46	1.93	20,357	0.14
	Q50	0.13	0.25	0.50	0.65	0.95	0.03	-0.00	-0.02*	0.11	-0.32	-0.01	-0.39	-0.45	-0.32	-0.22	0.11	-2.79	4.75	2.73	20,357	0.34
	Q90	0.06	0.24	0.53	0.82	1.78	0.05	-0.00	-0.25	0.03*	-0.12	-0.01	-0.40	-0.39	-0.39	-0.31	0.08	-7.99	27.94	3.25	20,357	0.21
2002	Q10	0.37	0.45	0.74	0.78	0.80	0.02	-0.00	0.01*	0.13	-0.17	-0.02	-0.44	-0.57	-0.28	-0.20	0.08	1.76*	-17.59	1.25	17,878	0.12
	Q50	0.19	0.31	0.57	0.74	0.99	0.03	-0.00	0.01*	0.08	-0.40	-0.01	-0.42	-0.49	-0.31	-0.26	0.10	-2.96	4.38	2.38	17,878	0.34
	Q90	0.07	0.23	0.52	0.83	1.84	0.06	-0.00	-0.20	0.07	-0.17	-0.01	-0.38	-0.43	-0.34	-0.28	0.20	-15.01	51.78	3.43	17,878	0.24
2003	Q10	0.22	0.29	0.54	0.59	0.62	0.02	-0.00	-0.01*	0.13	-0.13	-0.02	-0.32	-0.42	-0.25	-0.09	0.15	-2.22	1.89*	1.61	13,905	0.13
	Q50	0.17	0.33	0.54	0.77	0.99	0.02	-0.00	-0.07	0.10	-0.59	-0.01	-0.40	-0.44	-0.28	-0.17	0.17	-2.59	5.04	2.23	13,905	0.36
	Q90	0.06	0.28	0.50	0.85	1.70	0.06	-0.00	-0.25	0.03*	-0.29	-0.01	-0.45	-0.43	-0.38	-0.30	0.19	-11.55	36.23	3.26	13,905	0.22
2004	Q10	0.21	0.27	0.44	0.49	0.49	0.02	-0.00	-0.01*	0.15	-0.22	-0.02	-0.55	-0.72	-0.29	-0.17	0.05*	-1.35*	-8.06*	1.91	14,964	0.11
	Q50	0.13	0.26	0.47	0.64	0.90	0.01	-0.00	-0.06	0.11	-0.56	-0.01	-0.45	-0.51	-0.36	-0.22	0.18	-2.04	1.40*	2.59	14,964	0.33
	Q90	0.07	0.20	0.40	0.62	1.33	0.04	-0.00	-0.23	0.04*	-0.18	-0.01	-0.27	-0.33	-0.27	-0.17	0.41	-7.99	34.49	3.07	14,964	0.18
2005	Q10	0.27	0.30	0.48	0.54	0.46	0.02	-0.00	0.04*	0.12	-0.23	-0.02	-0.51	-0.60	-0.16	-0.13	0.12	-2.98	-1.14*	2.00	15,168	0.11
	Q50	0.15	0.29	0.46	0.70	0.87	0.02	-0.00	-0.04*	0.09	-0.59	-0.01	-0.42	-0.47	-0.28	-0.18	0.22	-2.47	3.34	2.58	15,168	0.34
	Q90	0.07	0.18	0.32	0.57	1.27	0.04	-0.00	-0.17	0.05	-0.18	-0.01	-0.27	-0.30	-0.30	-0.17	0.50	-5.17	20.33	2.99	15,168	0.19
2006	Q10	0.20	0.27	0.48	0.54	0.51	0.01	-0.00	-0.13	0.16	-0.28	-0.02	-0.53	-0.57	-0.21	-0.06	0.11	-0.53*	-7.16	2.03	15,974	0.13
	Q50	0.14	0.24	0.44	0.61	0.83	0.01	-0.00	-0.06	0.13	-0.52	-0.01	-0.39	-0.46	-0.28	-0.13	0.24	-2.20	2.17*	2.77	15,974	0.35
	Q90	0.06	0.19	0.36	0.63	1.26	0.04	-0.00	-0.22	0.05	-0.14	-0.01	-0.28	-0.28	-0.24	-0.16	0.52	-4.09	16.70	3.10	15,974	0.19
2007	Q10	0.22	0.30	0.43	0.44	0.48	0.01	-0.00	-0.13	0.10	-0.28	-0.01	-0.45	-0.56	-0.16	-0.06	0.11	0.78*	-9.95	1.83	19,792	0.12
	Q50	0.10	0.22	0.38	0.53	0.76	0.01	-0.00	-0.04	0.09	-0.53	-0.01	-0.40	-0.47	-0.27	-0.16	0.32	-1.92	0.85*	2.82	19,792	0.36
	Q90	0.06	0.16	0.33	0.47	1.09	0.03	-0.00	-0.16	0.06	-0.17	-0.01	-0.24	-0.22	-0.14	0.58	-4.29	14.71	3.41	19,792	0.19	
2008	Q10	0.30	0.30	0.51	0.55	0.60	0.01*	-0.00	-0.26	0.13	-0.46	-0.02	-0.58	-0.58	-0.11	0.01*	0.15	0.88*	-9.39	2.06	19,603	0.13
	Q50	0.12	0.20	0.35	0.53	0.77	0.02	-0.00	-0.09	0.10	-0.54	-0.01	-0.38	-0.44	-0.34	-0.13	0.37	-2.07	2.51	2.92	19,603	0.35
	Q90	0.04*	0.13	0.25	0.45	1.11	0.04	-0.00	-0.16	0.06	-0.18	-0.01	-0.29	-0.30	-0.27	-0.20	0.62	-2.51	8.37	3.42	19,603	0.19

Tabla K: Estimación del Modelo XI (Mínimo Cuadrados con restricciones) con controles UQR SLS). Argentina, 1996-2019.

	PC	SI	SC	II	IC	exper	exper2	sexo	casado	asanreg	time	NOA	NEA	Cuyo	Pamp.	Patag.	lambda	lambda2	cons	N	R2	
2009	Q10	0.25	0.32	0.52	0.55	0.61	0.00*	-0.00*	-0.13	0.11	-0.41	-0.01	-0.59	-0.62	-0.17	-0.07	0.11	-0.45*	-7.81	2.17	18,930	0.12
	Q50	0.08	0.16	0.30	0.43	0.71	0.01	-0.00	-0.04	0.08	-0.51	-0.01	-0.37	-0.36	-0.28	-0.12	0.33	-2.25	2.33	3.01	18,930	0.34
	Q90	0.02*	0.14	0.27	0.49	1.07	0.04	-0.00	-0.19	0.07	-0.16	-0.01	-0.25	-0.29	-0.25	-0.11	0.64	-3.04	11.03	3.38	18,930	0.20
2010	Q10	0.14*	0.22	0.44	0.48	0.48	0.02	-0.00	-0.12	0.10	-0.41	-0.02	-0.53	-0.62	-0.25	-0.14	0.13	0.19*	-10.36	2.16	18,652	0.11
	Q50	0.07	0.10	0.29	0.40	0.68	0.02	-0.00	-0.00*	0.09	-0.46	-0.01	-0.34	-0.36	-0.27	-0.08	0.32	-2.63	3.29	2.90	18,652	0.33
	Q90	0.03*	0.12	0.25	0.43	1.01	0.03	-0.00	-0.19	0.04	-0.18	-0.01	-0.28	-0.30	-0.25	-0.13	0.67	-3.17	11.35	3.43	18,652	0.18
2011	Q10	0.33	0.39	0.53	0.54	0.62	0.01	-0.00	-0.16	0.09	-0.36	-0.01	-0.46	-0.53	-0.21	-0.07	0.10	-0.25*	-8.08	2.08	18,953	0.10
	Q50	0.08	0.14	0.31	0.43	0.64	0.01	-0.00	-0.02*	0.08	-0.49	-0.01	-0.33	-0.33	-0.28	-0.10	0.28	-2.16	1.70*	3.05	18,953	0.33
	Q90	0.06	0.17	0.31	0.47	1.06	0.04	-0.00	-0.18	0.07	-0.15	-0.01	-0.28	-0.30	-0.24	-0.12	0.60	-1.52	6.60	3.21	18,953	0.18
2012	Q10	0.31	0.34	0.51	0.57	0.65	0.01*	-0.00	-0.23	0.11	-0.47	-0.02	-0.51	-0.58	-0.20	-0.08	0.11	0.56*	-7.88	2.17	18,435	0.12
	Q50	0.11	0.18	0.33	0.44	0.65	0.01	-0.00	-0.02*	0.07	-0.49	-0.01	-0.32	-0.34	-0.24	-0.06	0.35	-2.01	1.71	3.11	18,435	0.33
	Q90	0.04*	0.12	0.23	0.39	0.89	0.03	-0.00	-0.15	0.04	-0.16	-0.01	-0.18	-0.24	-0.18	-0.09	0.78	-2.36	7.87	3.46	18,435	0.18
2013	Q10	0.39	0.33	0.49	0.50	0.60	0.00*	-0.00	-0.15	0.10	-0.41	-0.01	-0.44	-0.62	-0.13	-0.06	0.08	-0.15*	-6.72	2.13	17,776	0.10
	Q50	0.02*	0.07	0.22	0.32	0.54	0.01	-0.00	-0.03*	0.07	-0.39	-0.01	-0.32	-0.32	-0.22	-0.03*	0.36	-1.58	0.45*	3.09	17,776	0.31
	Q90	-0.01*	0.08	0.17	0.31	0.69	0.02	-0.00	-0.11	0.04	-0.11	-0.01	-0.21	-0.24	-0.16	-0.06	0.62	-2.49	7.00	3.51	17,776	0.16
2014	Q10	0.27	0.31	0.41	0.39	0.46	0.01*	-0.00	-0.11	0.06	-0.32	-0.02	-0.34	-0.40	-0.23	-0.05	0.12	-0.47*	-4.86	2.23	19,481	0.11
	Q50	0.13	0.16	0.33	0.43	0.64	0.01	-0.00	-0.06	0.09	-0.47	-0.01	-0.28	-0.30	-0.23	-0.05	0.32	-1.51	0.54*	2.96	19,481	0.32
	Q90	0.04*	0.09	0.21	0.34	0.86	0.02	-0.00	-0.16	0.06	-0.13	-0.01	-0.23	-0.25	-0.20	-0.13	0.57	-1.97	5.80	3.39	19,481	0.18
2015	Q10	0.13*	0.13*	0.30	0.34	0.38	0.01	-0.00	-0.12	0.12	-0.40	-0.02	-0.41	-0.43	-0.13	-0.05	0.15	0.06*	-4.66	2.25	19,344	0.10
	Q50	0.04*	0.10	0.26	0.37	0.56	0.01	-0.00	-0.03	0.09	-0.41	-0.01	-0.27	-0.26	-0.15	-0.05	0.35	-1.60	1.19	2.94	19,344	0.31
	Q90	0.08	0.14	0.31	0.44	0.97	0.03	-0.00	-0.21	0.05	-0.12	-0.01	-0.17	-0.19	-0.13	-0.06	0.82	-1.81	6.01	3.26	19,344	0.19
2016	Q10	0.20	0.21	0.35	0.45	0.45	0.01	-0.00	-0.09	0.14	-0.36	-0.02	-0.42	-0.49	-0.21	-0.04*	0.18	-1.67	-1.10*	2.29	15,608	0.11
	Q50	0.05*	0.10	0.28	0.39	0.62	0.01	-0.00	-0.05	0.10	-0.42	-0.01	-0.34	-0.37	-0.28	-0.07	0.36	-1.91	2.34	2.86	15,608	0.34
	Q90	0.04*	0.13	0.29	0.48	1.07	0.03	-0.00	-0.18	0.06	-0.11	-0.01	-0.28	-0.27	-0.23	-0.09	0.67	-2.36	7.43	3.22	15,608	0.21
2017	Q10	0.33	0.30	0.56	0.60	0.68	0.02	-0.00	-0.17	0.10	-0.32	-0.02	-0.36	-0.35	-0.13	0.01*	0.19	0.42*	-5.67	1.92	15,905	0.11
	Q50	0.07	0.14	0.31	0.44	0.68	0.01	-0.00	-0.05	0.10	-0.47	-0.01	-0.27	-0.29	-0.18	-0.09	0.35	-2.61	4.13	2.92	15,905	0.32
	Q90	0.02*	0.12	0.26	0.44	0.93	0.03	-0.00	-0.17	0.07	-0.17	-0.01	-0.18	-0.22	-0.18	-0.07	0.64	-3.42	10.13	3.44	15,905	0.18
2018	Q10	0.41	0.47	0.70	0.69	0.81	0.02	-0.00	-0.18	0.13	-0.31	-0.02	-0.37	-0.40	-0.20	-0.04*	0.16	-1.06*	-1.07*	2.00	15,763	0.11
	Q50	0.07	0.11	0.26	0.35	0.62	0.01	-0.00	-0.05	0.10	-0.44	-0.01	-0.23	-0.25	-0.19	-0.07	0.29	-1.89	2.30	2.86	15,763	0.32
	Q90	0.02*	0.13	0.24	0.41	0.94	0.02	-0.00	-0.17	0.09	-0.14	-0.01	-0.12	-0.17	-0.10	-0.06	0.40	-2.66	7.80	3.30	15,763	0.18
2019	Q10	0.17	0.16	0.35	0.38	0.45	0.01	-0.00	-0.13	0.12	-0.27	-0.02	-0.21	-0.24	-0.04*	0.02	0.19	-0.06*	-5.15	1.97	16,590	0.10
	Q50	0.00*	0.07	0.23	0.34	0.60	0.01	-0.00	-0.07	0.11	-0.46	-0.01	-0.25	-0.23	-0.21	-0.06	0.31	-2.47	3.28	2.93	16,590	0.32
	Q90	0.00*	0.09	0.17	0.35	0.93	0.03	-0.00	-0.12	0.10	-0.16	-0.01	-0.22	-0.21	-0.17	-0.12	0.37	-3.63	10.10	3.42	16,590	0.18

Todos los p-valores de los coeficientes estimados resultaron ser inferiores a 0.05, salvo las excepciones marcadas con *.

Fuente: Elaboración propia en base a las EPF de varios años (INDEC).