



Escuela de  
Graduados  
FCE · UNC



FACULTAD  
DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS



Universidad  
Nacional  
de Córdoba

**María Celeste Gómez**

# **La Desigualdad de Ingresos en Argentina**

## **El papel de la innovación tecnológica y las calificaciones de los trabajadores**

**Tesis para optar por el título de**

**Doctora en Ciencias Económicas con Mención en Economía**

Director

Jorge Augusto Paz

Codirector

Pedro Esteban Moncarz

**Setiembre de 2021**



La desigualdad de ingresos en Argentina. El papel de la innovación tecnológica y las calificaciones de los trabajadores por María Celeste Gómez se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/).

A Diego, Lisa y Simón

A Ana y Fernando

## Resumen

La presente investigación pone foco en el fenómeno de la desigualdad de ingresos laborales en Argentina, como país de ingresos medios inmerso en la realidad de la región más desigual del mundo. La motivación de este estudio surgió al considerar, entre los diversos elementos que pueden asociarse a este fenómeno, aquellos que particularmente podrían cobrar relevancia en la evolución de la desigualdad a comienzos del siglo XXI.

Se abordan dos dimensiones que resultan relevantes a la hora de pensar la naturaleza y evolución de la desigualdad de ingresos laborales en Argentina: la innovación y las calificaciones laborales. La tesis, de carácter empírico, se divide en dos partes asociadas a estas dimensiones. En cuanto a la innovación tecnológica, el objetivo es identificar el vínculo entre esfuerzos de innovación y salarios a distintos tramos de la distribución de salarios entre firmas manufactureras argentinas, como también en estudiar si esta relación está ligada a características propias de la firma (como estrategias innovativas) o del sector (en base a su intensidad factorial). Por el lado de las calificaciones laborales, se examinan los vínculos entre las calificaciones y la estructura salarial, y se indaga acerca de qué dimensiones de las calificaciones se asocian a una mayor desigualdad salarial. Esta parte del estudio incorpora dos condiciones transversales a los trabajadores: la condición de género, y la condición de formalidad laboral.

El punto de partida son las ecuaciones de salarios, tanto a nivel de firmas manufactureras, en el caso de la dimensión innovativa, como de individuos trabajadores asalariados, en lo referido a las calificaciones laborales. La metodología de estimación, derivada del propio análisis distributivo, se basa en regresiones por cuantiles condicionales. Aplicada en este contexto, la misma consiste en la estimación de primas sobre distintos puntos de las respectivas distribuciones salariales.

Los resultados en materia de innovación revelan que los esfuerzos de innovación que realizan las firmas están correlacionados positivamente con los salarios. Se evidencia también que esta conexión es relativamente uniforme a lo largo de la distribución salarial “intra-industria”. Este resultado se obtiene en todos los modelos estimados. Sin embargo, sí se registran brechas entre las firmas que más invierten en tecnología, y las que realizan esfuerzos moderados. Ahí, la brecha resulta mayor cuanto mayor es la inversión de quién realiza el esfuerzo. Además, si observamos las estrategias que realizan las firmas en cuanto al tipo de inversión en tecnología que realizan, las firmas que invierten en bienes desincorporados para la innovación muestran las mejores tasas salariales (pudiendo darse el caso en el que solo inviertan en esfuerzos endógenos o los combinen con esfuerzos exógenos). Esto tiene cierta vinculación con los hallazgos a nivel sectorial, donde se muestra que las primas por innovación resultan significativamente mayores en el sector difusor de conocimiento.

Bajo el eje de las calificaciones laborales, en esta investigación se identifica una estructura de primas por calificación, con primas al trabajo profesional mayores a las del trabajo técnico y estas a las del trabajo operativo, lo cual refleja las brechas salariales entre los niveles de calificación ocupacional. Asimismo, a lo largo del periodo estudiado se observa cómo la reducción en los índices de desigualdad puede interpretarse desde estas dimensiones, con menores desigualdades intercuantílicas y brechas por calificación. Por último, en términos de género, los resultados permiten concluir que las primas por calificación contribuyen a las brechas salariales de género, y que la segmentación de los mercados laborales se traduce en primas por calificación que repercuten diferencialmente y de manera adversa sobre el segmento informal de los trabajadores.

## Summary

This research focuses on the phenomenon of labour income inequality in Argentina, as a middle-income country involved in the reality of the most unequal region in the world. The motivation for this study arose when considering, among the various elements that can be associated with this phenomenon, those that could be particularly relevant in the evolution of inequality at the beginning of the 21st century.

We address two relevant dimensions if we think about the nature and evolution of labour income inequality in Argentina: innovation and labour skills. The thesis, of an empirical nature, is divided into two parts related to these dimensions. Concerning technological innovation, the objective is to identify the link between innovation efforts and wages at different levels of the wage distribution among Argentinean manufacturing firms, as well as to study whether this connection is bound to the firm's features (such as innovative strategies) or the sector (based on its factor intensity). On the labour skills side, we examine the links between skills and the wage structure, and explore which dimensions of them are associated with higher wage inequality. This section of the research incorporates two cross-cutting conditions for workers: gender status, and the formality conditions in the labour market.

The starting points are the wage equations, both at the level of manufacturing firms, in the case of the innovation dimension, and at the level of individual salaried workers, in the case of labour skills. The estimation strategy, derived from the distributional analysis itself, is based on conditional quantile regressions. Applied in this context, it consists of estimating premia over different points of the respective wage distributions.

The results on innovation reveal that firms' innovation efforts are positively correlated with wages. It is also evident that this connection is relatively uniform across the "intra-industry" wage distribution. This result is obtained in all the models estimated. However, there are gaps between firms that invest more in technology and those that make limited efforts. There, the gap is larger the higher the investment of the firm making the effort. Moreover, if we look at firms' strategies in terms of the type of technology investment they make, firms that invest in disincorporated technology show the best wage rates (which may be the case where they invest only in endogenous efforts or combine them with exogenous ones). This has some bearing on the findings at the sectoral level, which show that innovation premiums are significantly higher in the knowledge-diffusing sector.

Under the axis of labour skills, this research identifies a structure of skill premiums, with professional labour premiums being higher than technical labour and technical labour premiums higher than operational ones, reflecting the wage gaps between occupational skill levels. Also, over the period studied, the reduction in inequality indices can be interpreted from these dimensions, with lower inter-quantile inequalities and skill gaps. Finally, in terms of gender, the results allow us to conclude that skill premiums contribute to gender wage gaps, and that the segmented labour markets translate into skill premiums that have a differential and adverse influence on the informal segment of the labour force.

## Agradecimientos

En primer lugar, deseo agradecer al Dr. Jorge Paz y al Dr. Pedro Moncarz. A Jorge por confiar en mí desde que me conoció y por siempre pensar más allá. A Pedro por respaldarme siempre y guiarme constantemente. A ambos se les agradece por haberme apoyado y respetado en mi individualidad. Eso se valora.

A la Dra. Daniela Cristina, Dra. María Cecilia Gáname y Dra. María Inés Berniell, por los comentarios recibidos en la etapa de revisión de este manuscrito.

A la Dra. Carina Borrastero y a las mujeres del grupo de Desigualdad y Desarrollo. Pensar los problemas de la economía y la sociedad con Carina es un desafío y un estímulo constante. Y disfrutar en el camino es un placer.

A la Dra. Mariana De Santis, Dr. Jorge Motta, Dr. Gertel, Dra. Margarita Díaz, Lic. Marcelo Florensa, Dr. Hernán Morero, Dr. Andrés Matta, y Lic. Mercedes Pérez Bellettini, de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Córdoba.

Al Dr. Facundo Barrera Insua y la Dra. Carla Arévalo.

A Lucía Tumini y a David Trajtemberg.

A Laura, siempre en mi corazón.

En especial, y por sobre todos mis agradecimientos deseo reconocer que esta tesis no hubiese sido posible sin el apoyo de Diego, Lisa y Simón y Ana. Y a mi padre, a quien me hubiese gustado tener cerca. Por su amor, su alegría y por un proyecto de vida que recién comienza.



# Índice

Introducción .....	14
Referencias.....	19
Parte I. Innovación .....	21
Resumen .....	21
Capítulo 1. Innovación Tecnológica y Desigualdad .....	23
Revisión Literaria y Marco Teórico .....	23
1.1    Introducción.....	24
1.2    Objetivos e Hipótesis.....	26
1.2.1    Objetivos .....	26
1.2.2    Hipótesis.....	27
1.3    Revisión Literaria.....	28
1.3.1    La Innovación en las Firmas .....	29
1.3.2    Conductas y Estrategias Innovativas.....	31
1.3.3    La Heterogeneidad del Desarrollo.....	33
1.3.4    La Conexión Innovación-Salarios en Economías en Desarrollo .....	36
1.4    Marco Teórico .....	39
1.4.1    Diferenciales salariales y salarios de eficiencia .....	39
1.4.2    Innovaciones y cuasi-rentas .....	42

1.4.3	Definición Operativa de la Innovación.....	46
1.4.4	El Vínculo entre Innovación - Desigualdad Salarial en las Firmas.....	48
Capítulo 2. Innovación Tecnológica y Desigualdad.....		51
Análisis Empírico.....		51
2.1	Datos y Estrategia Empírica.....	52
2.1.1	Datos .....	52
2.1.2	Estrategia Empírica.....	54
2.1.3	Expresión algebraica y variables de control .....	57
2.2	Resultados.....	64
2.2.1	Análisis Descriptivo.....	64
2.2.2	Primas por Innovación. Modelo Base.....	72
2.2.3	Primas por Innovación según las Estrategias Innovativas .....	78
2.2.4	Primas por Innovación según los Sectores Industriales.....	83
2.3	Reflexiones Finales .....	90
Referencias.....		96
Anexo 2.I Tablas y Figuras Complementarias .....		107
Test de Heterocedasticidad.....		107
Estimación de Primas Salariales sin Control de Productividad .....		108
Interacción entre Gasto en Innovación y Estrategias Innovativas.....		110
Desigualdad por Estrategias Innovativas. Modelo M2.....		111

Interacción entre Gasto en Innovación y Sectores Industriales.....	112
Desigualdad por Sectores Industriales. Modelo M3.....	113
Desigualdad Salarial a Nivel de los Trabajadores.....	114
Parte II. Calificaciones.....	116
Resumen.....	116
Capítulo 3. Calificaciones Laborales y Desigualdad.....	118
Revisión Literaria y Marco Teórico.....	118
3.1    Introducción.....	119
3.2    Objetivos e Hipótesis.....	122
3.2.1    Objetivos.....	122
3.2.2    Hipótesis.....	122
3.3    Revisión Literaria.....	123
3.3.1    Salarios, Productividad y Capital Humano.....	124
3.3.2    Educación y Tecnología.....	126
3.3.3    Sobreeducación y Sobrecalificación.....	128
3.3.4    Ocupaciones y Tareas.....	130
3.3.5    Género.....	135
3.3.6    Segmentación e Instituciones Laborales.....	138
3.4    Marco Teórico.....	143
3.4.1    Las Calificaciones y su Vínculo con los Salarios.....	143

3.4.2	Oferta y Demanda de Calificaciones .....	149
3.4.3	Dimensiones de la Desigualdad Salarial.....	149
3.4.4	Mercado Laboral y Desigualdad .....	150
Capítulo 4.	Calificaciones Laborales y Desigualdad .....	151
	Análisis Empírico.....	151
4.1	Datos y Estrategia Empírica.....	152
4.1.1	Datos .....	152
4.1.2	Estrategia Empírica.....	153
4.2	Resultados.....	161
4.2.1	Análisis Descriptivo .....	161
4.2.2	Premios a las Calificaciones Laborales. Modelo Base.....	168
4.2.3	Premios a las Calificaciones según el Género. Modelo M2.....	180
4.2.4	Premios a las Calificaciones según Condición de Formalidad Laboral .....	189
4.3	Reflexiones Finales .....	198
	Referencias.....	204
	Anexo 4.I. Tablas y Figuras Complementarias .....	221
	Test de Heterocedasticidad.....	221
	Desigualdad entre Premios por Nivel de Calificación. Modelo M1 – Base.....	222
	Cambios en las Brechas entre Premios Salariales 2004 - 2014.....	223
	Retornos a La Educación. Años 2004 a 2014.....	226

Premios por Calificación Operativa. Años 2004 a 2014.....	227
Premios por Calificación Técnica. Años 2004 a 2014 .....	228
Premios por Calificación Profesional. Años 2004 a 2014 .....	229
Regresión. Modelo M2- Interacción Calificaciones - Género.....	230
Desigualdad entre Géneros. Modelo M2 .....	231
Desigualdad entre Niveles de Calificación. Modelo M2 .....	232
Regresión. Modelo M3- Interacción Calificaciones - Formalidad Laboral .....	233
Desigualdad entre Segmentos de Mercado Laboral. Modelo M3.....	234
Desigualdad entre Niveles de Calificación. Modelo M3 .....	235
Anexo 4.II. Alternativas de Estimación en Premios Salariales .....	236
La Alternativa Poisson .....	237
Test de Consistencia y Eficiencia para MCO y Poisson .....	242
La Alternativa Heckman -Tunali .....	245
Análisis Comparado. Las Tres Estimaciones de Mincer.....	253
Referencias.....	258
Conclusiones .....	261
Referencias.....	266
Anexo metodológico .....	267
Referencias.....	271

## Lista de siglas empleadas en esta tesis

ANSES	Administración Nacional de la Seguridad Social
CEPAL	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
CIU	Clasificación Industrial Internacional Uniforme (ISIC en inglés)
CO	Calificaciones ocupacionales
CON-INT	Sector intensivo en conocimiento
DES	Esfuerzos de innovación desincorporados
EC1	Condición de participación en el mercado laboral
EC2	Condición de ocupación
EI	Esfuerzos de innovación
ENDEI I	Encuesta Nacional de dinámica del empleo y la innovación. Edición I
EPHC	Encuesta Permanente de Hogares (modalidad continua)
GI	Gasto en innovación (por trabajador)
GNR	Gauss-Newton regression (regresión por Gauss-Newton)
I+D	Investigación y desarrollo
INC	Esfuerzos de innovación incorporados
INC-DES	Esfuerzos de innovación combinados (entre incorporados y desincorporados)
INDEC	Instituto Nacional de Estadística y Censos
IPC	Índice de precios al consumidor
IRM1	Inversa del ratio de Mills para la condición de participación
IRM2	Inversa del ratio de Mills para la condición de ocupación
KRN-INT	Sectores intensivos en capital y recursos naturales
L-INT	Sectores intensivos en trabajo
MCO	Mínimos cuadrados ordinarios
MINCyT	Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva
MTEySS	Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social
OIT	Organización Internacional del Trabajo
PPML	Pseudo Maximum Likelihood (pseudo máxima verosimilitud)
SIPA	Sistema Integrado Previsional Argentino
SUEST	Seemingly unrelated estimation test (test de regresiones aparentemente no vinculadas)
TCH	Teoría de capital humano
VI	Variables instrumentales

## Introducción

La desigualdad entre individuos es un fenómeno intrínseco a las sociedades organizadas, y se expresa en diferentes dimensiones (tanto en términos de ingresos como de riquezas y otras dimensiones de bienestar). Toda discusión distributiva tiene implícita una posición sobre lo aceptable o no de las diferencias económicas de las personas, sus causas y la necesidad de realizar esfuerzos compensadores para reducirlas (Gasparini, Cicowiez y Sosa Escudero, 2012).

Desde una visión valorativa, el fenómeno de la desigualdad puede analizarse tomando como prioridad la equidad de oportunidades (que permita a los individuos obtener las mismas posibilidades de acceso a derechos y condiciones sociales favorables) o aquella que se enfoque en la equidad de resultados (que mide el grado de desigualdad de individuos en variables tales como ingreso, consumo, etc.). Si bien ambos enfoques están interrelacionados, el segundo será abordado en este proyecto de investigación para la medición de la desigualdad, en concordancia con las mediciones de ingresos en las fuentes de datos empleados en ella.

En las últimas dos décadas se ha observado un cambio en el rumbo de la desigualdad global de ingresos respecto a los dos siglos previos (s. XIX y XX). Por medio de una descomposición del índice de desigualdad de Theil, Ravallion (2018) muestra que la caída en la desigualdad global desde comienzos del siglo XXI está relacionada principalmente con la caída registrada en la desigualdad entre países, mientras la desigualdad promedio hacia dentro de los países se mantiene o crece levemente<sup>1</sup>. Este análisis es compartido con Bourgignon (2016) y

---

<sup>1</sup> En su medida ponderada por el tamaño poblacional.

Milanovic (2016), si bien ambos llegan a esas conclusiones por métodos y enfoques diferentes entre sí. En América Latina, la desigualdad se ha reducido en la mayoría de los países de la región, especialmente en los primeros años del siglo, hasta la reversión de los precios de las materias primas a finales de la década de los 2000<sup>2</sup>. Este contexto externo desfavorable es consistente con el cambio de dirección de las medidas de desigualdad durante 2010-2015, pero además evidencia que la falta de cambio estructural en la región durante los años de bonanza se tradujo en un freno significativo en la caída de dichos indicadores y en una limitación considerable a las posibilidades de los gobiernos para la aplicación de políticas de redistribución (Bogliacino y Rojas-Lozano, 2017).

Uno de los rasgos más salientes del subcontinente es justamente su alto grado de desigualdades económicas, siendo considerada la región geopolítica más desigual del mundo (Gasparini, Cicowiez y Sosa Escudero, 2012). En estos términos, Londoño y Székely (1997) muestran que a fines del s. XX, la región muestra no solo las mayores tasas de desigualdad en términos absolutos, sino que resultan excesivamente altas dado el grado de desarrollo de sus países.

La importancia de la desigualdad como problema de estudio reside no solo en su evolución. Las condiciones distributivas de la población pueden estudiarse en tanto disparadoras de ciertos fenómenos económicos y sociales (desigualdad como causal), como también a la luz de otros procesos que impactan de una u otra forma sobre ellas (desigualdad como consecuencia). La primera dirección va en línea con las derivaciones múltiples que altos niveles de desigualdad económica tienen sobre aspectos de la economía y la sociedad. A nivel microeconómico, por el evidente deterioro sobre las condiciones sociales de los individuos, que se expresa en sociedades

---

<sup>2</sup> Azevedo, Inchauste y Sanfelice (2013) asocian esta caída en la desigualdad a cambios en las condiciones laborales y la aplicación de programas de transferencias condicionadas.



fragmentadas, con menor movilidad intergeneracional y alta vulnerabilidad hacia la pobreza y persistencia de la misma en los sectores de menores ingresos. (Dabla-Norris, Kochhar, Suphaphiphat, Ricka y Tsounta, 2015).

La segunda orientación mencionada se refiere al estudio de la desigualdad como consecuencia, cuya motivación está en identificar y valorizar potenciales determinantes de cambios en la distribución de ingresos. Entre ellos, puede mencionarse una multiplicidad de causas de distintos órdenes.

Esta última dirección es la que sigue esta tesis. El planteo del problema de investigación surgió al considerar, entre los diversos elementos que pueden asociarse a grados diferenciales de desigualdad, aquellos que particularmente podrían cobrar relevancia en la evolución de la desigualdad a comienzos del siglo XXI.

A una década de la revolución de las computadoras, los primeros años del periodo fueron testigos de desarrollos tecnológicos cada vez más radicales, (teléfonos celulares inteligentes, los primeros productos y procesos que incorporaban inteligencia artificial, la generalización de internet por banda ancha entre los hogares, entre otros cambios). Mientras el vínculo entre estas innovaciones y el empleo a nivel agregado se constituía en una rama de investigación con mucha popularidad, el proceso de creciente desigualdad hacia dentro de los países, sumado a las condiciones de precariedad laboral de un núcleo cada vez mayor de trabajadores, llevaron a ciertos economistas a procesar las vinculaciones de la estructura salarial con algunas nociones particulares de progreso técnico. Sin embargo, la consideración de este último como un fenómeno *deus ex machina* repentino, espontáneo y radical, plantea a la vez un desafío: pensar a la innovación desde adentro, generada y apropiada por los propios agentes económicos, el mirar “caja negra” de Fajnzylber (1992) para explorar los vínculos de esta con los salarios.

En un contexto de relaciones laborales arbitradas con cada vez mayor participación de elementos como el salario mínimo o los convenios colectivos de trabajo, un proceso de creciente formalidad laboral, pero de persistencia de un núcleo duro de individuos con condiciones de trabajo muy precarias, ha representado el nudo de la discusión sobre las condiciones distributivas de la población. La demanda de trabajo calificado motivada por el cambio técnico se transforma así en el punto de partida hacia una mayor productividad, pero, a la vez, en una condición de exclusión de las personas en contextos sociales frágiles.

A partir de los objetivos planteados en esta tesis, puede advertirse que la misma posee una naturaleza empírica, dado que se busca establecer en qué términos los elementos del espacio productivo y laboral estudiados se asocian a la desigualdad salarial. Tanto por el lado de la tecnología como por el de las calificaciones laborales, el objetivo en primer lugar es identificar vínculos significativos con el salario. En segundo lugar, si las condiciones lo hacen posible, extender el análisis a los términos de la desigualdad salarial. Este objetivo se traduce en la exploración sobre el vínculo entre esfuerzos de innovación y salarios a distintos tramos de la distribución, como también en estudiar si esta relación está ligada a características propias de la firma o del sector. Para ello se consideraron dos dimensiones que distinguen a las firmas de acuerdo a las estrategias de innovación, y el sector industrial de pertenencia.

Por el lado de las calificaciones, existe un amplio espacio de análisis que enriquece toda consideración distributiva, el vinculado a las calificaciones ocupacionales. Estas se revelan como fuentes de diferencias aun cuando se controla por otras fuentes de variación salarial. Partiendo de la meta de identificar vínculos entre las calificaciones y la estructura salarial, se busca examinar en qué dimensiones los salarios se asocian a una mayor desigualdad. Al igual que el estudio del vínculo innovación-salarios, se incorporan dos condiciones transversales para analizar si las mismas se correlacionan de manera diferencial con la estructura de primas salariales. Se trata de la condición de género, y la presencia de formalidad o informalidad.

La hipótesis asociada a estos objetivos plantea no solo que la innovación y las calificaciones laborales están directamente correlacionadas con el salario, sino que dichas correlaciones ocurren en mayor grado a mayores niveles salariales. Respecto a las calificaciones de los trabajadores en particular, la hipótesis subyacente es que el género y la informalidad -dos de las condiciones personales o contractuales más “castigadas” por el mercado laboral- describen un patrón en los premios a las calificaciones que confirma estas inequidades.

Por último, en relación con las hipótesis formuladas sobre la innovación y los salarios, la hipótesis indica que las estrategias que combinan esfuerzos de innovación de ambas categorías se asocian a primas salariales mayores, y que la intensidad factorial del sector en el que opera la firma se asocia a primas por innovación diferentes, de acuerdo a cada sector. Asimismo, se asume que las primas por calificación, a lo largo de la década analizada, se reducen hacia finales del periodo 2004-2014.

La estructura de la tesis sigue la siguiente lógica: la primera parte aborda el vínculo entre la innovación y los salarios, partiendo de un marco teórico que pone foco en las firmas innovadoras y su relación con las condiciones salariales de sus trabajadores para abrir luego espacio a las estimaciones propuestas. La segunda parte trata de las calificaciones. Se desarrolla primeramente el marco teórico asociado al modo en que las mismas definen primas salariales que difieren según el tipo de calificación que se considere. Hacia el final, se incluyen las conclusiones.

## Referencias

- Anand, S., y Kanbur, S. R. (1993). The Kuznets process and the inequality—development relationship. *Journal of Development Economics*, 40(1), 25-52.
- Azevedo, J. P., Inchauste, G., y Sanfelice, V. (2013). Decomposing the Recent Inequality Decline in Latin America. World Bank Policy Research Working Paper, 6715. doi: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6715>.
- Bogliacino, F., & Rojas-Lozano, D. (2017). The evolution of inequality in Latin America in the 21st century: Patterns, drivers and causal hypotheses. *Drivers and Causal Hypotheses (March 21, 2017)*. doi: [https://doi.org/10.13133/2037-3643\\_71.286\\_2](https://doi.org/10.13133/2037-3643_71.286_2).
- Bourguignon, F. (2016). *The globalization of inequality*. Princeton University Press.
- Bourguignon, F., y Morrisson, C. (2002). Inequality among World Citizens: 1820-1992. The American Economic Review, 92(4), 727-744. doi: <https://doi.org/10.1257/00028280260344443>.
- Dabla-Norris, E., Kochhar, K., Ricka, F., Suphaphiphat, N., Tsounta, E., & Tiwari, S. (2015). Causes and Consequences of Income Inequality, *Staff Discussion Notes*, 2015(013), A001. Recuperado de: <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/006/2015/013/article-A001-en.xml>.
- Fajnzylber, F. (1992). Industrialización en América Latina: De la ‘caja negra’ al ‘casillero vacío.’. Nueva Sociedad, 118.
- Gasparini, L., Cicowiez, M., y Sosa Escudero, W. (2012). Pobreza y Desigualdad en América Latina. Temas.

- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/1811581>.
- Lakner, C., y Milanovic, B. (2015). Global income distribution from the fall of the Berlin Wall to the Great Recession. *Revista de Economía Institucional*, 17(32), 71-128. doi: <http://dx.doi.org/10.18601/01245996.v17n32.03>.
- Londoño, J. L., & Székely, M. (1997). *Sorpresas distributivas después de una década de reformas: América Latina en los noventa* (No. 352). Working Paper. Recuperado de: <https://www.econstor.eu/handle/10419/87911>.
- Milanovic, B. (2016). *Global inequality: A new approach for the age of globalization*. Harvard University Press.

# **Parte I. Innovación**

## **Resumen**

En estos capítulos se examina en qué medida los esfuerzos de innovación que realizan las empresas manufactureras argentinas se vinculan con la desigualdad salarial entre estas firmas. Para ello se utiliza un marco teórico que combina la hipótesis de los salarios de eficiencia, la noción de cuasi-rentas y las posibilidades de los trabajadores de acceder a primas salariales por innovación en firmas que encaran procesos innovadores. Dicho planteo se articula complementariamente con dos condiciones que potencialmente modifican la naturaleza de la relación innovación-salarios. Las estrategias de innovación, que definen competencias en las firmas, y la estructura sectorial que revela desequilibrios tecno-productivos intensos y permanentes. Se emplean datos de la Encuesta Nacional de Dinámica de Empleo e Innovación (edición I) durante 2010-2012 y se aplica la metodología de regresión por cuantiles. Dicho periodo implica para la industria argentina el final de un proceso de recomposición del sector iniciado una década atrás, a la par de progresos en los indicadores distributivos de la población asalariada. A lo largo del período, la innovación se manifestó como un dispositivo de cambio en pos de una mayor productividad y competitividad para no pocas firmas del sector. Sin embargo, por barreras institucionales, comerciales y estructurales las medidas de desempeño no lograron superar sus valores históricos, limitando nuevamente las posibilidades de alcanzar mejores condiciones distributivas y laborales. La tarea propuesta entonces es la de identificar por qué vías la innovación tecnológica puede compatibilizar los objetivos tecnológicos, productivos y salariales en la industria argentina.

Parte del trabajo realizado en los capítulos 1 y 2 de esta tesis doctoral se encuentra en proceso de publicación en la Revista Problemas del Desarrollo del Instituto de Investigaciones Económicas de la UNAM. ISSN 2007-8951 / e-ISSN 2007-8951.

Gómez, M. C. (2021). *Innovación y desigualdad salarial en las empresas manufactureras argentinas*. Revista Problemas del Desarrollo, 52 (206). Julio 2021 (en prensa).

---

# **Capítulo 1. Innovación Tecnológica y Desigualdad**

## **Revisión Literaria y Marco Teórico**



## 1.1 Introducción

Desde el año 2002 y durante una década, la economía argentina en general, y el sector industrial en particular retomaron una senda expansiva que se reflejó en altas tasas de crecimiento, tanto macroeconómico como sectorial, beneficiados en tanto por una combinación de factores internos y externos que permitieron la tan mentada recuperación (Arza y López, 2011). Esto motivó que numerosas firmas manufactureras iniciaran procesos innovadores asociados a mejoras en el empleo (Pereira y Tacsir, 2019), la productividad (Gómez y Borrastero, 2018b) y la competitividad (Da Silva Catela y Tumini, 2017).

El camino emprendido por las empresas en aras de esta recuperación no estuvo exento de problemas, muchos de ellos asociados históricamente a los rasgos de las economías latinoamericanas. Por un lado, una destacada heterogeneidad estructural, por la que los entramados productivos, las relaciones laborales y las condiciones tecnológicas resultan profundamente asimétricas entre sectores, empresas y trabajadores, traduciéndose, en fuertes limitaciones para el desarrollo, como una baja productividad y una persistente desigualdad económica en la región (CEPAL, 2017; Grazzi, Pietrobelli, Crespi et al., 2016; Pagés, 2010). Por el otro, las barreras a la innovación y el acotado alcance de las políticas públicas que suelen afrontar las economías periféricas, que afectan las estrategias empresariales para encarar procesos innovadores (Chudnovsky, López, Pupato y Rossi, 2004; Raffo, Lhuillery y Miotti, 2008). Como resultado, hacia el año 2012, la intensidad innovativa registraba guarismos inferiores a los de la década del noventa (Bernat, 2017).

En cuanto a los salarios, en el sector manufacturero desde 2003 a 2012 se incrementaron en términos reales. Durante los primeros cinco años de este período, dicho crecimiento superó el crecimiento evidenciado en la productividad laboral, algo que se revirtió a partir de 2008, aunque

con un creciente nivel de dispersión productiva hacia dentro del sector (Barrera Insua y Fernández Massi, 2017).

Este entramado de relaciones habilita a pensar los niveles salariales no solo en conexión con la productividad, sino también con la gestión innovadora de las firmas. En los países centrales, los salarios más altos están asociados normalmente a las firmas con un mayor desarrollo tecnológico, o más específicamente, con la capacidad y habilidad para innovar y diferenciar productos (Salerno et al., 2008). En países de la región, algunos trabajos confirman estos hallazgos (Brambilla y Peñaloza Pacheco, 2018; Días Bahía y Arbache, 2005; Salerno et al., 2008).

Con el objeto de indagar acerca del vínculo entre innovación y desigualdad salarial en un país en desarrollo de las características de Argentina, se establece un marco teórico sobre diferenciación salarial aplicado al contexto de la innovación, para luego estimar primas salariales por innovación a lo largo de la distribución de salarios entre empresas del sector manufacturero. Para ello, se emplean datos de la primera edición de la Encuesta Nacional de Dinámica del Empleo e Innovación (ENDEI I). Un aspecto a destacar en estos dos primeros capítulos es la unidad de análisis. El marco teórico, el análisis empírico y las reflexiones finales tomarán a la firma como eje central, lo cual conlleva la necesidad de abandonar la mirada interpersonal para pensar en términos de desigualdad entre firmas o sectores. Si bien esta diferencia está originada en limitaciones propias de la disponibilidad de información –admitiendo que todo análisis de los efectos distributivos de la innovación desde una perspectiva del individuo sería factible con bases combinadas entre empresas y trabajadores, sobre las que se tienen escasos registros incluso en países desarrollados-, se considera que llevar el plano de análisis a nivel de firmas y sectores resulta una valiosa aproximación al problema de investigación planteado en esta tesis.

## **1.2 Objetivos e Hipótesis**

En la definición de los objetivos se ha tenido en consideración la importancia de explorar la dimensión salarial en el ámbito de las decisiones que toman las firmas, en particular cuando las mismas encaran procesos de innovación como parte de su política de crecimiento y de mejoras en su desempeño.

Esto implica cierto desafío, dado que requiere combinar dos líneas de análisis: la perspectiva neoschumpeteriana de la innovación y las teorías sobre diferenciales salariales. En este sentido, el marco teórico presentado tiene el objeto de integrar empíricamente dichos conceptos en un campo aún inexplorado para la realidad de un país en desarrollo. Asimismo, es importante destacar la relevancia de la disponibilidad de datos que promueve el análisis a nivel de firma, en sus aspectos productivos, innovativos y de organización del trabajo.

En vista de estas condiciones, una meta central de este estudio es la de establecer, dentro de las perspectivas mencionadas, un primer antecedente del vínculo entre la innovación tecnológica y la desigualdad salarial entre las firmas del sector manufacturero argentino.

### **1.2.1 Objetivos**

El objetivo general que motiva esta investigación es el de identificar en qué medida se vinculan la innovación tecnológica y la desigualdad salarial entre las firmas manufactureras argentinas.

Con este marco, se delinearán dos objetivos específicos:

- Evaluar el grado de asociación entre los esfuerzos de innovación y los salarios de las firmas a lo largo de su distribución dentro de la industria.

- Indagar si el vínculo entre esfuerzos innovativos y salarios difiere según la estrategia innovativa adoptada o el sector industrial, definido en base a la intensidad factorial.

### **1.2.2 Hipótesis**

A partir de los objetivos descritos en la sección anterior, se derivan tres hipótesis centrales, todas vinculadas al sector manufacturero argentino:

- Firmas que encaran procesos innovadores abonan salarios más altos al conjunto de sus trabajadores. Dichas primas salariales resultan crecientes con los niveles salariales de las firmas, profundizando la desigualdad intra-industria.
- Respecto al modo de encarar los procesos de innovación, las estrategias que combinan esfuerzos incorporados y desincorporados se asocian a primas salariales mayores que las estrategias que consisten en la especialización en esfuerzos incorporados o en desincorporados.
- La intensidad factorial de los sectores en los que operan las firmas se asocia a primas salariales por innovación diferentes, con particularidades por cada sector.

A continuación, se realiza una revisión literaria y se aborda el marco teórico en el que se integran las dos perspectivas teóricas mencionadas en el contexto de la industria argentina.

### **1.3 Revisión Literaria**

Un rasgo central de la literatura sobre desigualdad salarial es que, por lo general, los estudios abordan el fenómeno en el contexto de la economía laboral, con explicaciones asociadas a la oferta y demanda de calificaciones y a las instituciones laborales (Conceição y Galbraith, 2001). En ese marco, el cambio tecnológico se suma como un determinante exógeno, donde la tecnología no parece estar inmersa en el sistema productivo ni en la estructura ocupacional o las relaciones laborales. Por el lado de la innovación, la mayoría de los estudios que emplean el paradigma evolucionista neoschumpeteriano se concentran en los aspectos puramente tecnológicos, productivos y comerciales de las firmas, desconociendo la dimensión salarial como expresión de las condiciones laborales vigentes en cada una de ellas. Otro aspecto que merece atención se refiere al marco geográfico asociado a estas perspectivas, en la mayoría de los casos provenientes de experiencias propias de realidades de países desarrollados. Si bien esto no es privativo de los enfoques mencionados, sino que suele describir el avance epistemológico en este y otros campos científicos, resulta particularmente importante identificar cómo el escenario regional y sus particularidades tecnológicas y productivas pueden incidir en las dimensiones estudiadas.

### 1.3.1 La Innovación en las Firmas

La relevancia del enfoque “schumpeteriano” responde no solo al rol de la tecnología en el sistema económico, sino también a sus derivaciones epistemológicas. Las ideas de Joseph Schumpeter sobre la dinámica económica, el proceso de destrucción creativa asociado más adelante a las innovaciones, la competencia y la estructura de mercado, entre otras, modifican sustantivamente la concepción de la actividad productiva, la dinámica capitalista y el rol de los empresarios en el sistema. La esencia del desarrollo o “desenvolvimiento” económico para Schumpeter (1934) se encuentra en la generación continua de nuevas combinaciones de productos y procesos, cambios organizacionales y nuevas formas de llegar al mercado, bajo lo que ha de conocerse como proceso de “destrucción creativa”. Impulsado por emprendedores que introducen estas combinaciones (innovaciones) en el mercado en condiciones de desequilibrio e incertidumbre, este proceso de mutación industrial endógeno al sistema capitalista revoluciona incesantemente la estructura económica desde adentro, destruyendo ininterrumpidamente lo antiguo y creando elementos nuevos (Yoguel, Barletta y Pereira, 2013). En síntesis, sin mercado no hay innovación, y la existencia de esta es funcional al sistema capitalista.

A principios de la década de los 80, los estudios de Schumpeter (1934, 1942) son incorporados como eje central de la escuela evolucionista, por parte de Nelson y Winter (1982). Estos autores integran, en su obra más importante, los pensamientos del economista austríaco con una serie de analogías a las ciencias biológicas<sup>3</sup> <sup>4</sup>. El objeto de estudio del paradigma neoschumpeteriano es el cambio y el desarrollo de los sistemas económicos. Su visión de la economía como un fenómeno dinámico y cambiante, aleja esta línea de pensamiento de la

---

<sup>3</sup> Morero (2007) relata algunas analogías a los conceptos de la obra de Lamarck (1809), que se hacen explícitas en esta obra: respecto de los genes (las rutinas de las empresas), la mutación (búsqueda continua de innovaciones), como también la selección relativa al ambiente, evitando apelar a cualquier noción de “optimo”.

<sup>4</sup> Es tal la importancia que se le otorga a Schumpeter (1934, 1942), que los propios autores comienzan a denominar esta línea de pensamiento como “neoschumpeteriana”. Por tal motivo, en adelante, se hará uso del término teoría evolucionista neoschumpeteriana o teoría neoschumpeteriana, indistintamente.

economía neoclásica, con eje en el equilibrio y la estática comparativa. Con un enfoque directo sobre la firma, se concibe a la misma como una coalición de agentes humanos que se plantean satisfacer objetivos más que optimizar. En otras palabras, se predice que las empresas se conducen apelando a reglas relativamente simples y estables de acción para poder enfrentar un ambiente cambiante e incierto (Morero, 2007).

Con la difusión de las ideas neoschumpeterianas, se derivan nuevas líneas de estudio en este campo. Yoguel, Barletta y Pereira (2013) destacan entre ellas: el vínculo entre innovación, rutinas y capacidades dinámicas (Nelson y Winter, 1982; Teece y Pisano, 2003); el rol del mercado en la difusión de las innovaciones (Dopfer, 2006; Metcalfe, Robert y Yoguel, 2010); la innovación desde la perspectiva de la complejidad (Antonelli, 2011; Metcalfe, Robert y Yoguel, 2010). Un aspecto que resulta transversal de los estudios neoschumpeterianos más recientes es la integración de la microeconomía de la innovación en el contexto de la sociedad del conocimiento (Gómez y Borrastero, 2017). Esto habilita el análisis empírico a nivel de firmas mediante la construcción y aplicación de indicadores de desempeño innovador (Antonelli, 2011; Freeman, 2003; Hodgson, 2007; Lugones, Suárez y Le Clech, 2007).

A pesar de las múltiples dimensiones que aborda, el enfoque neoschumpeteriano carece de una dimensión clave para el análisis económico: la distribución. En palabras de Pianta y Tancioni (2008), “el análisis de los efectos distributivos del cambio tecnológico está generalmente ausente en la literatura”<sup>5</sup>. Si bien existe un consenso acerca del rol de la innovación (como una acepción central de la noción de cambio tecnológico) sobre la productividad y el crecimiento en la economía, la perspectiva evolucionista neoschumpeteriana no aborda los impactos que aquella genera sobre la distribución de ingresos (Borrastero, 2012). Así mismo, la escasez de estudios que

---

<sup>5</sup> Los autores discuten sobre el “eslabón perdido” entre la innovación y la distribución y proponen un análisis dinámico de panel de beneficios y salarios impulsados por la productividad.

integran la innovación a nivel de firmas con la desigualdad salarial tiene otras implicancias más allá de la dimensión social, y está vinculada al desarrollo, tal como sugieren Furtado (1964) y Fajnzylber (1992). En este sentido, Bapuji y Neville (2015) plantean que, a pesar del amplio desarrollo de la literatura sobre desigualdad y el discurso público que apunta crecientemente a las consecuencias sociopolíticas de esta tendencia en gran parte del mundo, poco se conoce acerca de los vínculos de la misma con los modos de organización de las firmas.

### **1.3.2 Conductas y Estrategias Innovativas**

En relación con lo apuntado anteriormente, se infiere que el camino que encaran las firmas a la hora de innovar no solo tiene en cuenta sus condiciones de partida o capacidades, sino además la intensidad de los esfuerzos, los resultados que logra y su desempeño productivo o comercial. Todas dimensiones que se expresan en un ambiente dinámico e incierto. Ahora bien, en línea con el planteo acerca de la conducta empresarial y la búsqueda de modos de competencia por medio de las innovaciones, es que cobran relevancia las estrategias que adoptan las firmas como elemento de planificación innovativa, productiva y comercial.

En este apartado se propone una breve revisión de la literatura sobre estrategias en general y estrategias innovativas en particular, de modo de caracterizarlas de acuerdo a las dimensiones sobre las que actúan y vincularlas con las medidas de desempeño de las firmas. La hipótesis subyacente es que la adopción de una estrategia de innovación está asociada a diferentes condiciones salariales, como se indicará en el esquema conceptual de este capítulo. Llegados a este punto, interesa conocer de qué hablamos cuando hablamos de estrategia. Nelson (1991) define las estrategias de modo ex post, como el conjunto de decisiones que configuran los objetivos de la firma en la búsqueda de la rentabilidad. En relación con las estrategias innovadoras, precisamente las innovaciones resultan de la consecución exitosa de estos objetivos



u otros que hayan emergido del proceso de innovación al interior de la firma y de su interacción con el proceso de competencia. En este sentido, el concepto permite diferenciar -de manera estilizada- los resultados a los que se puede arribar a partir del proceso de innovación y cómo ello impacta en la productividad, las exportaciones y el empleo -y por qué no de los salarios- (Barletta, Pereira, Robert, Suarez y Yoguel, 2014)<sup>6</sup>.

Barletta et al. (2014) enumeran una serie de clasificaciones de las estrategias de innovación empleadas en la literatura: las derivadas de la aplicación de las taxonomías de Pavitt (1984), las que se definen según intensidad tecnológica según los criterios de la OCDE (Galindo-Rueda y Verger (2016), en su versión más reciente), e incluso el mero agrupamiento de diferentes elementos de la conducta innovadora de la firma (vinculaciones, fuentes de información, tipos de esfuerzos de innovación, entre otros) (Katz, 2000; Lugones, Peirano y Gutti, 2005; Yoguel y Erbes, 2007).

Con el objetivo de identificar la relación entre la adopción de una estrategia innovativa y la performance de las firmas en términos productivos, Lugones, Suárez y Le Clech (2007) elaboran un índice de balance en los esfuerzos de innovación: compra de maquinaria y de hardware o software, desarrollo de I+D interna, subcontratación de I+D externas, diseño industrial, entre otros. En cada firma estiman el valor de dicho índice y, en función del mismo, categorizan a las firmas según si siguen estrategias innovativas balanceadas o desbalanceadas. En concreto, una firma sigue una estrategia balanceada si combina gasto en las distintas categorías de esfuerzo, o aplica una estrategia desbalanceada si invierte en algunas de las categorías. Los resultados confirman que la combinación de inversiones en maquinarias y equipos con otros esfuerzos asociados a cambio organizacional, diseño, ingeniería, capacitación y actividades de I+D, fortalece las capacidades competitivas de las empresas de una manera superior a lo que

---

<sup>6</sup> La inclusión de los salarios como dimensión asociada a la conducta innovativa corre por cuenta de la autora.

puede lograrse mediante acciones centradas solo en alguno de estos aspectos, soslayando los restantes. De esta manera, aquellas empresas que poseen una relación equilibrada de gastos en actividades de innovación, aprovechan de forma más plena sus esfuerzos y obtienen mejores resultados.

En base a una adaptación del criterio anterior de Lugones, Suárez y Le Clech (2007), se evaluará en el análisis empírico si la adopción de una estrategia de inversión en innovación se combina con un vínculo diferencial entre los esfuerzos innovativos y los salarios.

### **1.3.3 La Heterogeneidad del Desarrollo**

En el ámbito regional, Raúl Prebisch es un precursor de los estudios de desarrollo sobre la región, en particular, en la relación entre este y el progreso técnico. El autor entiende a la industrialización como el medio principal de los países en vías de desarrollo para captar progresivamente parte del fruto del progreso técnico generado en economías industrializadas, aumentar la productividad y, por ese medio, mejorar las condiciones de bienestar de la población (Prebisch (1949)). Junto a Pinto (1970) elaboran los primeros estudios para la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) y comienzan a desarrollar el enfoque de la heterogeneidad estructural.

En línea con lo anterior, Furtado (1964) estudia las dificultades asociadas a los procesos de desarrollo en la región vinculadas al cambio técnico y la distribución del excedente de producción. Por un lado, el autor parte de la idea de que, para incrementar la productividad, se requiere ineludiblemente impulsar la innovación tecnológica. Por el otro, la desigual distribución del excedente de producción condiciona las posibilidades de acumulación de capital, el crecimiento y los cambios socioculturales asociados al desarrollo. Define de esta manera una estructura subdesarrollada caracterizada por la heterogeneidad tecnológica entre sectores de una

misma economía (Gómez y Borrastero, 2017). La vinculación entre tecnología y desarrollo en el contexto latinoamericano también está presente en Fajnzylber (1992), quien introduce la innovación como condición de una mayor productividad en la economía y, por ese medio, del crecimiento y la distribución de sus beneficios. El autor postula que el carácter socioeconómico de la innovación permite a las estructuras productivas subdesarrolladas crecer y diversificarse. La innovación adquiere relevancia entonces, no solo como objetivo social, sino también como el engranaje de un tipo de desarrollo basado en la agregación de valor intelectual de los recursos y la mano de obra.

En las últimas décadas, un grupo de autores vinculados a la CEPAL han logrado integrar las perspectivas neoschumpeteriana y latinoamericana del desarrollo. Esta síntesis implicó un avance en la concepción de la innovación, al incorporar la visión del problema tecno-productivo intrínseco a las economías periféricas, donde las condiciones en las que se da la innovación distan de las habituales entre los países centrales.

El concepto de heterogeneidad productiva resulta un elemento clave a la hora de examinar los nexos entre la innovación y las dimensiones laborales y salariales, dado que es un fenómeno que afecta las capacidades productivas y tecnológicas de manera recurrente en los países latinoamericanos. Por heterogeneidad estructural se entiende el desequilibrio estructural que presentan los países en cuanto a su crecimiento sectorial, sus factores productivos, sus modos de producción y la distribución de sus ingresos (Chena, 2010). Tal como indican Barrera Insua y Fernández Massi (2017), el enfoque de la heterogeneidad estructural no desconoce que existen diferencias de productividad a nivel sectorial en los países desarrollados. Lo que hace a la heterogeneidad estructural ser una característica del subdesarrollo latinoamericano es el hecho de que, en las economías avanzadas, estas diferencias ponen en movimiento fuerzas más o menos intensas que desplazan al capital para igualar las tasas de ganancia. En cambio, en los países periféricos, estas diferencias tienden a reproducirse en el tiempo (Chena, 2010). En una

comparación entre las industrias desarrolladas y las periféricas, Pinto (1970) observa que las primeras siguen una tendencia a la homogeneización estructural, gracias al derrame del progreso técnico de los sectores líderes a los más rezagados. Ahora bien, en las economías latinoamericanas se observa un incremento de la heterogeneidad, dado que los sectores modernos se aíslan cada vez más del resto de la economía.

La segmentación de la estructura productiva resultante deja a la mayoría de las empresas en condiciones de baja productividad y alta desigualdad, lo que va en contraposición con el logro de una senda de desarrollo, para la cual son necesarios sectores difusores del conocimiento y una estructura diversificada y densa (Cimoli et al., 2007). Precisamente, bajo un estado de subdesarrollo la pérdida de participación de los sectores difusores del conocimiento en el total de la producción industrial resulta sistemática (Cimoli y CEPAL, 2005; Katz, 2000; Porta, Santarcángelo y Schteingart, 2015). En el contexto actual de fronteras tecnológicas y productivas delineadas por los países desarrollados que representan horizontes cada vez más difíciles de alcanzar para los países rezagados, las brechas de productividad internas refuerzan las desigualdades propias de los países periféricos y dificultan la difusión exitosa de sus innovaciones (Porta, Santarcángelo y Schteingart, 2015).

A nivel macroeconómico, aquellos países que no asimilan los nuevos productos y sectores generados por el cambio tecnológico y estructural permanecerán en la heterogeneidad, con bajos salarios y un crecimiento restringido por la balanza de pagos. En este sentido, la homogeneización de la estructura económica, el desarrollo y una mejor distribución del ingreso serán posibles solo si aumentan las capacidades tecnológicas de la industria.

Hacia dentro de la industria, la dinámica productiva registrada con posterioridad al año 2002 en Argentina, así como la capacidad de generar empleo y excedente no ha sido homogénea a lo largo de los años ni al interior de las diferentes ramas industriales que componen el sector (Porta, Santarcángelo y Schteingart, 2015). Desde un análisis meso y macroeconómico, Barrera

Insua y Fernández Massi (2017) hacen una comparación de los diferenciales inter-industriales en la productividad y los salarios en Argentina durante 2003-2012. Los autores siguen un enfoque marxista al vincular la productividad al puesto de trabajo y a las condiciones productivas del establecimiento/firma. De allí que asocian los niveles salariales a las condiciones de acumulación de los sectores económicos que pagan esos salarios. En este artículo se distinguen dos subperíodos. Entre 2003 y 2007, los salarios crecen por encima de la productividad de manera generalizada. Durante 2008-2012, en un contexto de creciente inflación, la desigualdad salarial inter-industrial se mantiene estable, mientras la dispersión en la productividad aumenta<sup>7</sup>. En síntesis, la caída en la desigualdad salarial no ha estado explicada por una caída en la desigualdad productiva.

En virtud de la relevancia de estos condicionamientos intrínsecos a las economías periféricas, se prevé incorporar la lógica sectorial en el análisis empírico.

#### **1.3.4 La Conexión Innovación-Salarios en Economías en Desarrollo**

El común denominador de la literatura que aborda la conexión entre innovación y salarios toma como punto de partida la estimación de primas salariales por innovación. Cirillo (2014) y Días Bahía y Arbache (2005) estiman primas salariales por innovación en firmas de Chile y Brasil, respectivamente. En ambos casos se combinan con estrategias innovativas. Los resultados a los que arriban confirman la existencia de primas salariales entre las firmas que logran innovar. Por su parte, Brambilla y Peñaloza Pacheco (2018), Gómez y Borrastero (2018a) y Lugones, Suarez y

---

<sup>7</sup> En 2003-2007, la reducción salarial coincide con incrementos salariales de suma fija y la reactivación de la negociación colectiva. En 2008-2012, en un contexto de negociación colectiva dominante, la pauta de inflación sirve de referencia en los acuerdos salariales, dejando inalterada la estructura de salarios inter-industriales (Marshall, 2013)

Gregorini (2007) estiman primas salariales por innovación para Argentina, en los dos primeros casos en períodos *circa* 2012.

En este último estudio, los autores estiman primas salariales por innovación para las firmas manufactureras argentinas durante el periodo 1998-2002, una taxonomía de firmas en base a la intensidad innovativa, en una adaptación de Pavitt (1984). Los resultados a los que arriban confirman diferenciales salariales positivos en aquellas firmas con mayor intensidad innovativa (definida como el gasto en innovación en relación con las ventas de la firma) como también, en aquellos sectores clasificados como altamente tecnológicos. En este artículo se entiende al salario y su distribución dentro del conjunto de dimensiones en las que puede evaluarse el desempeño de una firma innovadora. En estos términos, sostener cierto nivel de pagos salariales puede concebirse como un objetivo en sí mismo para la firma. En contexto de crecimiento, aquellas actividades con mayor contenido de conocimiento y eslabonamientos con otras actividades logran incrementar paulatinamente su participación en la producción y las exportaciones, tienen posibilidades de asegurar simultáneamente a los trabajadores aumentos sostenidos en los niveles salariales y, a las firmas un escenario de más y mejores oportunidades y mayores perspectivas de rentabilidad (Lugones, Suarez y Gregorini, 2007). El mecanismo a través del cual estas condiciones se hacen posible es la innovación, la que se constituye, según los autores, en la fórmula para lograr mejoras competitivas compatibles con incrementos salariales. Para ello, es requisito impulsar las actividades, cadenas de valor y conglomerados productivos que logren ventajas competitivas a partir de la innovación, y a la vez no se constituyan en “islas de modernidad” (Cimoli, 2005), sino que tengan fuertes complementariedades con el resto del tejido productivo.

Se postula entonces que la innovación se asocia a primas salariales, que habilita a la empresa a compatibilizar con una composición laboral más calificada, con mayor productividad y con cierta apertura a los mercados internacionales. Esto es posible por la definición de la

competitividad en función de la conducta innovadora, donde el valor agregado y la diferenciación de los productos innovadores en el mercado son claves para lograrlo.

Estas dimensiones se integran, en términos empíricos, en Brambilla y Peñaloza Pacheco (2018), quienes estiman primas salariales por innovación y por exportación para la industria argentina durante el año 2012. Su hipótesis de partida es que la calidad y sofisticación de los productos requiere inversiones en I+D, mejoras en los procesos productivos y mejoras en la relación con los clientes. La inversión en innovación es el mecanismo que explica la complementariedad, dado que la inversión en tecnología requiere a su vez mano de obra calificada y salarios más altos.

De estos estudios surge una hipótesis en común: firmas con mayor intensidad innovativa arrojan diferenciales salariales, confirmando la relación positiva y significativa entre innovación y salarios. No obstante, dichos análisis se centran en su valor promedio o central, sin ahondar en las condiciones distributivas del salario.

El antecedente más cercano en cuanto a este tipo de análisis es el de Gómez y Borrastero (2018a), donde se verifican dos resultados para las firmas industriales argentinas de relevancia para este estudio. El primero da cuenta de primas salariales por innovación sobre la productividad y los salarios promedios por firma. A partir de la correlación directa entre el número de actividades de innovación, la productividad y los salarios, se concluye que aquellas firmas que logran realizar un mayor número de actividades de innovación abonan mayores salarios y obtienen mayores niveles de productividad. El segundo resultado está asociado a la dispersión de primas salariales por innovación entre las firmas innovadoras de la industria. En este aspecto, el vínculo entre actividades de innovación y productividad difiere en magnitud entre las firmas más y menos productivas, aunque a nivel salarial dicho grado de asociación se muestra similar a lo largo de la distribución.

## **1.4 Marco Teórico**

A partir de la literatura revisada, surge la necesidad de incorporar la dimensión salarial a la vertiente neoschumpeteriana de la innovación (con foco en firmas que encaran un proceso innovador en un contexto incierto y dinámico) e incluso considerar que el vínculo salarios – innovación puede darse de manera dispar entre las firmas, lo cual habilitaría el análisis distributivo de los salarios desde una perspectiva empresarial.

El marco teórico que se desarrollará involucra el nexo entre salarios, innovación y productividad y sigue los lineamientos propuestos por Días Bahía y Arbache (2005) para la industria manufacturera brasileña. A modo de resumen previo, los autores explican primas salariales en firmas manufactureras por medio de las hipótesis de salarios de eficiencia y *rent-sharing*. Seguidamente, conectan la existencia de primas salariales con la conducta innovativa de las empresas por medio del concepto de cuasi renta y flujo circular de Schumpeter (1932). A partir de allí, los autores construyen una ecuación de salarios con elementos asociados a los trabajadores, las firmas y el contexto de mercado que permite identificar los salarios a nivel de las firmas. La propuesta de esta tesis resulta, naturalmente, en una adaptación de este enfoque, tal como se desarrollará posteriormente a la presentación del marco teórico.

### **1.4.1 Diferenciales salariales y salarios de eficiencia**

El punto de partida de análisis que ponga foco en la dimensión salarial de las firmas debe suponer la existencia de diferenciales salariales entre las empresas. En este aspecto se enfoca la literatura sobre los diferenciales de salarios: en testear la ley de un solo precio como regla de determinación salarial. Dicha hipótesis indica que, en un mercado laboral competitivo, no debería



haber diferencias en el pago a trabajadores con similares características y, de existir alguna, a largo plazo este diferencial se eliminaría con el flujo de trabajadores entre las firmas.

Sin embargo, las características productivas individuales y ocupacionales como determinantes de los salarios, argumento que proviene de la Teoría del Capital Humano, no han podido justificar más que una parte de la dispersión salarial (Arbache y De Negri, 2004). De allí que surgen diferentes teorías en el contexto industrial para explicar el porqué de los diferenciales persistentes entre los salarios. Un trabajo pionero que verificó la existencia de diferenciales salariales en la industria es Krueger y Summers (1986), cuyos autores encuentran en la industria estadounidense la constatación de una estructura salarial rígida e invariable a largo plazo. Considerando las características de los trabajadores y de las firmas, se pudo verificar -en países desarrollados y también en desarrollo como es el caso de Brasil- que algunas firmas pagan salarios más altos y otras abonan salarios más bajos de manera persistente (Salerno et al., 2008; Stiglitz, 1987). En definitiva, se evidencia una estructura de salarios relativos inter-industriales, inter-ocupacionales y a distintos niveles de adopción tecnológica, entre otros niveles de agregación. Las evidencias muestran también que las firmas en mercado más concentrados, con mayor intensidad de capital, y que perciben mayores niveles de renta, tienden a pagar mayores salarios, es decir, tienden a seguir una política de distribución de los rendimientos más favorable para sus trabajadores. Este tipo de resultados da cuenta de que el tejido industrial tiene una estructura salarial, que se expresa en ciertas características. En otros términos, descontando el juego de la oferta y la demanda, en numerosos aspectos persisten diferencias sistemáticas en varios sectores de la industria, lo cual ofrece indicios para el diseño de políticas industriales que van más allá que el diseño de meros instrumentos horizontales y hacen foco en lo sectorial (Días Bahía y Arbache, 2005).

Ahora bien, más allá de la verificación de las diferencias salariales en industrias desarrolladas y en desarrollo, corresponde indagar cómo se pueden explicar las mismas. Una

vertiente teórica es conocida como la hipótesis de los salarios de eficiencia. Con fundamento microeconómico, aunque también estableciendo fuertes nexos con la macroeconomía, la hipótesis de salarios de eficiencia se enmarca en los modelos de información asimétrica y ha sido desarrollada por numerosos estudios, entre los cuales se destacan Stiglitz (1974, 1987) y Shapiro y Stiglitz (1984). En su aplicación sobre el mercado laboral, Stiglitz (1987) no desconoce la relación de causalidad clásica que va de la productividad al salario, sino que se inclina a pensar en situaciones donde el salario puede ser usado como instrumento para definir una mayor productividad. En términos de la conducta empresarial, son los empresarios los que empujan al alza los salarios. El hecho de que las empresas no deseen reducir los salarios que pagan a sus trabajadores responde a que un descenso en su productividad puede implicar un costo superior al ahorro generado por el recorte salarial. Si bien sus propios adherentes admiten que dicha teoría no constituye una teoría general del funcionamiento del mercado de trabajo, ayuda a explicar diversos rasgos del desempleo, contribuye a clarificar la incidencia de las características particulares de cada firma en el proceso de formación de los salarios y consigue justificar las diferencias salariales inter-industriales (Caraballo Pou, 1996).

En esos términos, Stiglitz (1987) ofrece cuatro argumentos para la “política” de salarios de eficiencia:

Primero, el fenómeno de selección adversa en el mercado laboral, que asegura que los trabajadores más productivos sean aquellos con mejores salarios, ya que permanecerían en aquellas empresas que les ofrezcan mejores remuneraciones.

Segundo, los costos de reclutamiento pueden incentivar a proteger con salarios mayores a los actuales empleados, bajo la consigna de que el costo monetario y logístico de un nuevo trabajador pueda ser mayor.

Tercero, el costo de monitoreo de las actividades, que resulta exponencialmente mayor cuando se trata de tareas más complejas o que requieren las más altas calificaciones. En este caso, un salario más alto podría actuar garantizando una mayor productividad sin la necesidad de un monitoreo tan exhaustivo.

Cuarto, la percepción de un salario justo, que se logra aumentando salarios por encima de sus competidores, puede ser fuente de mejoras en la productividad. En este sentido, el trabajador puede incluso incrementar su eficiencia por encima de lo que el puesto de trabajo requiere.

Ahora bien, no todas las firmas están en condiciones de desarrollar este tipo de “políticas” salariales. Bajo la hipótesis de *rent sharing* o distribución de rentas, aquellas firmas que obtienen cierto volumen de renta y lo distribuyen al menos parcialmente entre sus empleados estarían en condiciones de lograrlo (reflejando una correlación positiva entre renta y salarios), mientras otras no. Estas diferencias aseguran la persistencia de los diferenciales salariales (Blanchflower et al., 1996; DiNardo et al., 1996; Krueger y Summers, 1986).

#### **1.4.2 Innovaciones y cuasi-rentas**

En este punto se inserta la hipótesis de Días Bahía y Arbache (2005). Los autores sostienen, por una parte, que las innovaciones permiten cuasi-rentas que posibilitan a su vez una “política” de primas salariales. Por otra parte (y simultáneamente) la mayor productividad de los trabajadores –producto de estas primas salariales que los incentivan a ser más eficientes y de las calificaciones laborales por las que son más productivos- hacen posible la innovación a través de la construcción de capacidades para gestionar el proceso innovador en las firmas.

El concepto de cuasi-renta surge a partir de los primeros antecedentes planteados por Schumpeter (1934) y luego re-expresados por Nelson y Winter (1982) y Lundvall y Andersen

(1988). La empresa innovadora, al introducir una innovación al mercado, consigue temporariamente una posición monopolista de dicha “novedad”, lo que le permite obtener una cuasi-renta, o renta extraordinaria de corto plazo, hasta tanto la innovación haya sido totalmente difundida y estandarizada entre el resto de las firmas competidoras. Cabe mencionar que, en la actualidad, las innovaciones son mucho más comunes y menos radicales y disruptivas que en el planteo original, incluyendo mejoras en productos o procesos ya existentes.

Adicionalmente, y siguiendo a Arbache y De Negri (2002) y De Negri y Freitas (2004), los autores también introducen dos elementos adicionales asociados a las firmas y su entorno: las economías de escala en su producción y las mayores posibilidades de exportar que eso implica. Una explicación de esta relación indica que la actividad exportadora demanda una actividad mínima de ventas para que una firma pueda superar las barreras a la entrada de mercados externos. El logro de economías de escala puede estar asociado a una mayor productividad, lo que vuelve más atractiva a la firma en el mercado internacional. Asimismo, el diferencial salarial a favor de las firmas exportadoras o que tienen economías de escala puede estar asociado a una mayor productividad<sup>8</sup>. Por último, los autores introducen la posibilidad de ofrecer productos diferenciados como un valor agregado de tono comercial para las empresas.

En base al planteo anterior, Días Bahía y Arbache (2005) definen tres categorías de firmas en relación a alguna categoría de desempeño. La lógica detrás del enunciado indica que, si las características de desempeño de las firmas dependen de forma crucial de sus capacidades para innovar y de los rendimientos crecientes a escala, y que además permiten obtener retornos diferenciados en sus diversas actividades, se pueden integrar ambas premisas y suponer

---

<sup>8</sup> Tras explicaciones ofrecen los autores sobre por qué habrían de pagar salarios más altos en firmas exportadoras: a) factores asociados a los salarios de eficiencia; b) la exposición a la competencia internacional cambia la cultura organizacional de las firmas y los incentivos para organizar su producción de manera más eficiente; y c) ganancias de eficiencia por la propia escala de producción en relación a firmas no exportadoras.

capacidades diferenciadas para estimular la productividad de sus trabajadores a través de la distribución de la cuasi-renta asociada a la innovación y a los rendimientos crecientes a escala.

Se puede esperar entonces que, tomadas como constantes las características de los trabajadores de las firmas, la posibilidad de innovar, de diferenciar productos y de obtener economías de escala son factores que están asociados directamente con mayores primas salariales por parte de las firmas.

Utilizando cuatro bases de datos diferentes referidas al sector manufacturero brasilero durante el año 2000, los autores desarrollan una ecuación de salarios de corte transversal donde las covariables intentan captar características de los trabajadores y de las empresas relevantes para el análisis:

***Ecuación 1.1***

$$W = D + \sum_{i=1}^n CT_i + \sum_{i=1}^m CE_i + \sum_{i=1}^b CDE_i$$

Donde  $W$  es el salario horario promedio por firma en logaritmos. Todas las variables, - excepto por las dummy- están planteadas en términos logarítmicos. La constante  $D$  aparece como el intercepto de la ecuación y  $CT$  reúne variables asociadas a las características de los trabajadores, comenzando con las identificadas en la Teoría de Capital Humano: antigüedad en la empresa; años de estudio; edad del trabajador y su cuadrado; género; y modalidad de ocupación. Respecto a la antigüedad, los años de estudio y la edad, el modelo prevé signos positivos en línea con lo predicho en la TCH. Para el género y la edad elevada al cuadrado, se espera un signo negativo, como paso previo a captar las diferencias por género y para indicar la prima por edad decreciente.

Por su parte, en el caso de las variables dummy, de categoría ocupacional, el modelo supone que adopten valores positivos o negativos, dependiendo del grado de complejidad de la ocupación (a mayor complejidad, mayor será la prima salarial asociada).

Por el lado de las características de la empresa, *CE*, el modelo identificó la rotación de la mano de obra en los puestos (con signo esperado negativo sobre el salario); el tamaño de la firma (suponiendo que las primas salariales son crecientes con las variables indicadoras de tamaño); la inversión en máquinas y equipamientos sobre ventas (el modelo supone un signo positivo como indicador del potencial crecimiento de cada firma); gastos en I+D sobre ventas (como indicador de esfuerzos de innovación, esperando signo positivo); condición de firma multinacional (dummy con signo positivo esperado); y variables dummy de localización y de sector industrial.

Por el lado de las variables de desempeño empresarial, se trata de indicadores dummy para firmas que innovan y diferencian productos y firmas especializadas en productos estandarizados. En estos casos, dichas conductas se tipifican dentro de un buen desempeño empresarial, por lo que el modelo supone que los coeficientes tengan signo positivo asociado a una mayor productividad. Como variable omitida se consideran las firmas que no diferencian productos y tienen una productividad menor.

En resumen, el planteo de Días Bahía y Arbache (2005) consiste en asociar diferenciales con las características de los trabajadores y de las firmas que integran la muestra, incluyendo categorías de desempeño innovador. Cabe admitir que la multiplicidad de variables se puede lograr a partir de la combinación de cuatro fuentes alternativas de datos. En el capítulo 2, se desarrollará el planteo empírico y se dará cuenta de las adaptaciones necesarias para desarrollarlo.

Previo a eso, en lo que resta de este capítulo, se definirá operativamente la innovación como criterio para su inclusión en la estrategia empírica propuesta. Posteriormente, se

incorporará el análisis distributivo a la propuesta metodológica, por lo que se definirán las dimensiones de la desigualdad que se espera evaluar. El capítulo finalizará con dos estrategias de agrupamiento de las firmas, que permitirán explorar las primas salariales por innovación considerando dos criterios planteados de manera alternativa.

### **1.4.3 Definición Operativa de la Innovación**

Luego de la presentación del marco teórico que se toma como referencia en la estrategia empírica desarrollada en el capítulo 2, es importante delimitar el concepto de innovación objeto de análisis, así como los indicadores asociados a ella. El Manual de Oslo (OCDE, 2005) aborda la innovación del sector privado, específicamente a nivel de la empresa individual. De esta manera, no se tratan de manera explícita los cambios sectoriales o nacionales, la aparición de nuevos mercados o los cambios en fuentes de abastecimiento de los insumos, entre otros fenómenos meso o macroeconómicos.

Para hablar de innovación a nivel empresarial hay que definir qué se entiende por firma innovadora. El Manual de Oslo, centrado en las condiciones productivas y tecnológicas que caracterizan los países desarrollados, cuyos sectores suelen ubicarse en la frontera tecnológica y productiva (con productos y servicios que incorporan el mayor nivel de desarrollo tecnológico posible), considera que las firmas innovadoras son aquellas que logran obtener resultados de innovación, independientemente de si han sido exitosas o no <sup>9</sup> <sup>10</sup>. Dado que las firmas encaran

---

<sup>9</sup> Los resultados de innovación pueden clasificarse en la obtención de un nuevo producto o proceso, o en la mejora significativa de un producto o proceso ya existente (OCDE, 2005).

<sup>10</sup> El Manual de Oslo y el Manual de Bogotá (RICyT, 2001) son guías con recomendaciones metodológicas para la medición de la actividad científica, tecnológica e innovativa. Los indicadores que se derivan del primero suelen ser empleados en los países desarrollados, mientras, aquellos que se derivan del segundo (cuya construcción resulta de una adaptación del primero) se aplica como herramienta para la obtención de indicadores de países en desarrollo. Dados sus puntos en común, su empleo no es indistinto, pudiendo adoptarse simultáneamente indicadores de ambas fuentes en la medida de que la información de base se encuentre disponible.

procesos innovadores para la obtención de resultados, estos procesos comienzan cuando las mismas desarrollan actividades de innovación. A lo largo de un período determinado, las actividades innovadoras de una empresa pueden ser de tres tipos: exitosas (si dieron lugar a un resultado de innovación, aunque no haya sido exitosa comercialmente), en proceso (cuando aún no han dado resultados) o abandonadas (antes de la puesta en marcha de una innovación) (OCDE, 2005).

En este sentido, los gastos de innovación son la suma de los gastos resultantes de estas actividades en un período de tiempo. Alternativamente, el Manual de Oslo, como también el Manual de Bogotá en tanto referencia normativa para los países en desarrollo (RICyT, 2001) consideran los gastos de innovación en función de las categorías de actividades de innovación encaradas por las firmas. Entre ellas podemos mencionar: el gasto en innovación y desarrollo (I+D) realizado por la propia firma o subcontratado a otras entidades, la compra de maquinarias y equipos y de hardware y/o software con motivos de innovación, las transferencias tecnológicas, el diseño y la ingeniería industrial, y la consultoría y capacitación para la innovación.

Ahora bien, volviendo sobre la definición de innovación y la identificación de las firmas innovadoras, se considera que el Manual de Oslo adopta un criterio estricto (midiendo la innovación a través de la obtención de nuevos o mejores productos o procesos), lo que conduce a que no se destaque lo suficiente la importancia del análisis de las actividades innovadoras (concepto amplio de innovación). Bajo esta concepción, no se atiende adecuadamente al proceso de acumulación de capacidades para crear y usar conocimiento por parte de las firmas, un aspecto clave para el desarrollo de los procesos de innovación en los países en desarrollo y de América Latina en particular (RICyT, 2001).

En respuesta a ello, el marco establecido en el Manual de Bogotá supone que, en las condiciones de cambio técnico difusivo / adaptativo / incremental que caracterizan a los países en desarrollo, la aplicación del criterio estricto resulta poco adecuada para identificar a las firmas



que se encuentran activas en materia de cambio tecnológico y presentan promisorios logros en la gestión de la actividad innovadora. Otro factor a tener en cuenta es que la obtención efectiva de los resultados de innovación en las firmas depende de una variedad de factores extrínsecos a su iniciativa innovadora: condiciones de mercado, de oportunidad tecnológica, de financiamiento e infraestructura material, entre otros<sup>11</sup>. De esta manera, en este estudio se toma en cuenta la definición de innovación en sentido amplio de la palabra, la de esfuerzos de innovación (EI) bajo el argumento de que la conducta innovadora de las firmas no solo tiene importantes consecuencias en sus desempeños individuales, sino además implicancias en la elección de un sendero de desarrollo adoptado por el país. Identificar a estas firmas como innovadoras y conocer las características y limitaciones de los Sistemas Nacionales de Innovación constituyen una materia prima clave para la formulación de políticas y el diseño de instrumentos de apoyo<sup>12</sup> (RICyT, 2001).

En función de esta fundamentación, se tomará como covariable central de análisis al gasto en innovación por trabajador, tal como se describe en el capítulo siguiente.

#### **1.4.4 El Vínculo entre Innovación - Desigualdad Salarial en las Firms**

Cabe ahora considerar en qué términos interviene la desigualdad salarial en este esquema, ya que el marco teórico propuesto aborda la relación entre innovación y salarios desde una medida

---

<sup>11</sup> Incluso, los datos provenientes de la Encuesta Nacional de Dinámica del Empleo e Innovación (ENDEI I), con los que se desarrolla el trabajo empírico de este capítulo, muestran que el 94% de las firmas que realizaron esfuerzos de innovación, obtuvieron algún resultado.

<sup>12</sup> El término “Sistema Nacional de Innovación” surge de un enfoque sistémico de innovación que pone énfasis en las instituciones de ciencia y tecnología y en los procesos interactivos de creación, difusión y aplicación del conocimiento (OCDE, 2005).

central del salario. De acuerdo a la literatura revisada, un estudio de primas salariales por innovación habilita a pensar en tres dimensiones de la desigualdad:

- Aquella vinculada a la brecha salarial entre las firmas más innovativas respecto a la que menos innovan.
- La desigualdad observada en la distribución de salarios entre las firmas que componen la industria dentro del universo de firmas que logran innovar. Se establece así una desigualdad en términos “horizontales”, entre las firmas con los niveles salariales más altos y los bajos de la industria. En efecto, una distribución uniforme de primas salariales por innovación vis a vis una con cierto patrón no igualitario arroja distintos resultados en términos de esta dimensión. En este último caso, considerando el planteo de Días Bahía y Arbache (2005), implicaría para las firmas que abonan mayores salarios una retroalimentación proceso circular que lleva a una empresa a abonar salarios más altos, obtener mayores niveles de productividad, lograr mejor desempeño innovador y poder distribuir una renta a sus trabajadores. En términos de la distribución intra-industria, significaría una profundización de inequidad en las condiciones salariales, pero también –dadas las variables que intervienen en este proceso- una posible profundización de las condiciones heterogéneas de la estructura productiva.
- Finalmente, la dimensión asociada a brechas entre primas salariales de acuerdo a distintas categorías que puedan representar a las firmas. Al establecer entre ellas distintos criterios de clasificación (como se verá en los dos apartados siguientes), puede esperarse que las primas salariales arrojen valores diferenciales de acuerdo a las categorías definidas. Las diferencias, de darse, estarían dando cuenta de una dimensión “vertical” de desigualdad, en este caso, entre categorías.

Importa aclarar algunas limitaciones respecto a las dimensiones de la desigualdad que pueden estudiarse en este contexto de innovación a nivel de las firmas. En este sentido, al trabajar con datos a nivel de firmas, salvo se indique otra medida de manera explícita, cuando se hace alusión a la desigualdad salarial, se interpreta como la desigualdad entre salarios promedios por firma. Así, los niveles salariales se refieren a la medida agregada a nivel empresa y las relaciones de desigualdad se establecen en ese nivel de agregación. A diferencia de lo que sucede en algunos países desarrollados (especialmente países de la Unión Europea), las encuestas de innovación que siguen esta perspectiva en la mayoría de los países de América Latina (incluida Argentina), no permiten una combinación o enlace entre la información relativa a las firmas y la de sus trabajadores. Esto impide un análisis a nivel de los trabajadores, de las diferentes formas en que la innovación lograda por una firma puede afectar o estar condicionada por las características propias de los trabajadores que la integran. A pesar de ello, la posibilidad de obtener la primera evidencia empírica sobre el vínculo innovación-salarios desde una visión distributiva de las firmas del sector manufacturero en Argentina resulta el aspecto más valioso de este análisis. En el capítulo siguiente, en la sección de datos, se describe más específicamente el marco de análisis y se incluyen ciertas consideraciones respecto a la unidad muestral.

Hasta aquí se presentaron los objetivos e hipótesis que ordenan la investigación en esta primera parte de la tesis, se realizó una revisión crítica de la literatura que refiere al problema de investigación, y se elaboró un marco teórico que permite orientar los resultados.

Resta avanzar entonces en las tareas empíricas. En el próximo capítulo se procede a presentar los datos y la estrategia empírica, a analizar descriptivamente la información e interpretar los resultados.

## **Capítulo 2. Innovación Tecnológica y Desigualdad**

### **Análisis Empírico**

## 2.1 Datos y Estrategia Empírica

### 2.1.1 Datos

Para el análisis empírico se emplean datos provenientes de la Encuesta Nacional de Dinámica de Empleo e Innovación, ENDEI (MINCyT y MTEySS, 2015) en su primera edición, para la onda 2010-2012. La ENDEI es una encuesta realizada a firmas manufactureras argentinas. La muestra consiste en 3691 firmas privadas que desarrollan sus actividades en condiciones de formalidad laboral, con al menos diez trabajadores registrados en el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA)<sup>13</sup>. Se encuentra estratificada por rama de actividad y tamaño de empresa, cuya expansión brinda información sobre 18.900 empresas del sector. El objetivo del relevamiento es reflejar la realidad del complejo industrial argentino considerando dimensiones desde lo productivo, laboral e innovativo.

El trabajo empírico desarrollado en este capítulo implicó la toma de ciertas decisiones metodológicas necesarias para adaptar el problema de investigación a sus objetivos. Por un lado, el planteo empírico es de corte transversal, determinado por la estructura de datos. Estrictamente hablando, poseen una dimensión temporal de tres años (2010-2012), lo que impide un análisis de la evolución y de los impactos entre distintas variables a largo plazo. En virtud de ello, la variable de respuesta se refiere al año 2012, mientras la covariable central –los esfuerzos de innovación- data del año 2010. En relación a esto, y considerando el carácter endógeno de todo el proceso innovador, desde las capacidades de absorción de la innovación hasta los impactos a nivel

---

<sup>13</sup> Las encuestas de innovación surgen, por lo general, de un muestreo a partir de los registros de los organismos previsionales e impositivos. Eso impide todo análisis empírico acerca de los sectores empresarios informales. Gran parte de la literatura disponible se remite a dicho cuerpo de empresas. Se identificaron dos estudios que tratan abordar informalidad y marginalmente, la innovación. Narodowski, Panigo y Dvoskin (2011) plantean que la innovación se desincentiva en firmas informales por la falta de fuentes de desarrollo tecnológico (como universidades, organismos de C&T) y por la incertidumbre sobre la aplicación de los derechos de propiedad, que atenta contra la obtención de patentes. Esto se verifica en Ludmer (2019) en la cadena de producción de ropa, donde no se advierten, naturalmente considerables esfuerzos en innovación tecnológica.

de desempeño de las firmas, pasando por los esfuerzos o inversiones en innovación y los resultados obtenidos y colocados en el mercado, se considera por fuera de los objetivos de esta tesis establecer un modelo que defina relaciones causales. Toda iniciativa en ese sentido implicaría un análisis pormenorizado e integrado de las etapas mencionadas y de las dimensiones productivas tecnológicas y laborales en las que intervienen, lo cual excede ampliamente el contexto empírico y teórico propuesto para esta investigación. En suma, el análisis de las primas salariales por innovación se plantea en términos de correlación entre las diferentes dimensiones.

Otro aspecto a destacar de la base de datos de empresas industriales surge de la propia unidad muestral. Esto implica un desafío a la hora de definir y examinar la desigualdad, que se plantea entre salarios promedio por empresa, considerando una distribución de firmas entre aquellas que abonan salarios más altos y más bajos en un sector o en la industria.

Cabe destacar que, a pesar de estas limitaciones, la ENDEI presenta importantes ventajas en términos de novedad de la información. Dada su novedad en el tiempo y en sus contenidos, los datos han sido explotados solo parcialmente todavía. Asimismo, en términos de cobertura, especificidad y tamaño muestral, logra duplicar el número de observaciones de encuestas de este tipo en el país, permite una cobertura nacional, con representatividad por sectores y por tamaño de firmas.

A partir del análisis pormenorizado de los datos, se eliminaron valores atípicos y *missing* (en las variables monetarias). Esto se realizó por los siguientes caminos complementarios: a) se empleó el algoritmo BACON propuesto por Billor, Hadi, y Velleman (2000) y Weber (2010) para identificar outliers en datos multivariados mediante su versión de STATA 16; b) se eliminaron valores atípicos identificados en la base sin depurar (sobre las variables de actividades de innovación y valor agregado por trabajador); c) se filtraron observaciones con datos económicamente incongruentes en variables como salarios, gasto de innovación, valor agregado, entre otras; d) se filtraron los casos de firmas que no registran una asignación sectorial industrial

por razones de secreto estadístico, para privilegiar el control de la heterogeneidad no observada y el análisis comparado entre los tres modelos planteados a continuación.

Por último, dado que la ecuación que expresa la prima salarial está planteada en logaritmos, esto implica que solo se incluyen las firmas innovadoras en la muestra, definidas como aquellas que registran una inversión positiva en el periodo<sup>14</sup>. En este sentido, las brechas salariales se definen respecto a las firmas que invierten menos en innovación, pero aun así son innovadoras por definición. La muestra final sobre la que se realizaron las estimaciones consta de 1719 firmas innovativas<sup>15</sup>.

#### **2.1.1.1 Estrategia Empírica**

En esta sección se describe la estrategia empírica con la que se aborda el vínculo entre innovación y desigualdad salarial a nivel de firmas.

Cabe advertir dos cuestiones vinculadas a las variables incluidas en la estrategia empírica a continuación, respecto de lo previsto en el marco teórico. Primero, dado que en esta investigación no se cuenta con datos a nivel individual de los trabajadores que realizan tareas en las firmas, las variables asociadas a las “condiciones de los trabajadores” no están disponibles, al igual que la variable de rotación laboral. Segundo, las condiciones de desempeño previstas en Días Bahía y Arbache (2005) combinan información de resultados de innovación y de estrategias productivas y comerciales como la de diferenciar productos o producir con grados de especialización. Nuevamente la información limita las posibilidades de incorporar dichos

---

<sup>14</sup> Se considera firma innovativa a aquella que realizan actividades de innovación, por medio del esfuerzo (gasto) en innovación. Se incluye en las estimaciones a toda aquella empresa que declaró gasto en el período.

<sup>15</sup> Buscando evitar la censura de datos por la estimación, se exploró la alternativa de sumar el valor 1 a la variable de gasto (dado que  $\ln(1) = 0$ ). Esta opción, empleada habitualmente con datos censurados no arrojó resultados satisfactorios en las estimaciones.

indicadores. En su lugar, se incorporan dos variables: los esfuerzos de innovación mediante el gasto en innovación por trabajador y la productividad laboral como medida de desempeño. A continuación, se expresa la ecuación sujeta a estimación:

***Ecuación 2.1***

$$\ln w_i = \varphi(\ln g_i, x_i) + \epsilon_i$$

Dónde  $\ln w_i$  indica el salario real promedio de la firma  $i$  (en logaritmo natural) para el 2012;  $g_i$  indica el gasto en innovación por trabajador para el 2010;  $x_i$  denota el conjunto de variables de control; y  $\epsilon_i$  indica el error aleatorio que captura características de la firma no observadas en la relación y se distribuye  $N(0, \sigma^2)$ .

El salario real promedio se definió como la variable de respuesta. Para deflactar el salario y el resto de las variables monetarias, se utilizó el índice de precios al productor (INDEC) a dos códigos del CIIU y cuatro en algunos sectores alimenticios.

En línea con el marco teórico neoschumpeteriano, la variable elegida para la estimación de las primas salariales por innovación es el gasto real en innovación, planteado en logaritmos, realizado por las firmas en 2010. El mismo está expresado en términos de promedio por trabajador, con el objeto de filtrar los efectos asociados al tamaño de las firmas, dadas las ventajas de las empresas más grandes en dicha área. El gasto en innovación representa el total de inversiones en tecnología materializadas en las distintas actividades de innovación (ver clasificación en esta sección), y refleja la intensidad del esfuerzo innovativo de las firmas en el



afán de obtener resultados de innovación (Bustos, 2011; Crespi y Zuniga, 2012)<sup>16</sup>. Considerando el marco teórico y la hipótesis se espera que los cinco coeficientes estimados para esta variable (correspondientes a cada uno de los cuantiles estimados del salario) resulten positivos y crecientes a lo largo de la distribución del salario.

Se incluye una adaptación de la ecuación al incorporar la variable productividad, bajo la premisa de identificar covariables que representen indicadores de desempeño. El indicador para medir la productividad laboral es el valor agregado real por trabajador para el año 2012. En relación a esta variable, cabe mencionar que no se desconoce la relación de simultaneidad entre el esfuerzo por innovación y la productividad (por el que mayores inversiones en tecnología impactan probablemente en una mayor productividad laboral (Grazzi, Pietrobelli, Crespi et al., 2016; Raffo, Lhuillery y Miotti, 2008) ni entre la productividad y los salarios, en función de la hipótesis de salarios de eficiencia (Stiglitz, 1987). Se busca, empero, reflejar la correlación entre productividad y salarios (cuyo signo esperado es positivo) y, por el otro, identificar la asociación entre gasto en innovación y salarios no mediada por la productividad<sup>17</sup>. Naturalmente, se espera que los coeficientes estimados resulten positivos, asumiendo que la relación expresada entre las variables pueda estar sobreestimando los mismos.

---

<sup>16</sup> La variable de gasto en innovación cubre todas las categorías de esfuerzos innovativos, inclusive el gasto en I+D. Se emplea dicho indicador en reemplazo de este último (habitual en estudios sobre países en desarrollo) dado que se busca medir la inversión en tecnología bajo los parámetros regionales. Así mismo, el gasto en I+D registra valores muy reducidos que no reflejan la realidad de la innovación en países en desarrollo, por lo que no está significativamente correlacionado con el resto de los indicadores de innovación de la encuesta.

<sup>17</sup> En otros términos, se incorpora la variable productividad a modo de variable de control.

### 2.1.2 Expresión algebraica y variables de control

Habiendo definido la expresión vectorial de la ecuación a estimar, corresponde reexpresar la ecuación (2.1) en su versión algebraica y describir el resto de las variables de control que integran el vector  $X^{18}$ :

#### *Ecuación 2.2*

$$\begin{aligned} \ln \text{salario}_i = & \varphi_0 + \varphi_1 \ln \text{gasto}_i + \varphi_2 \ln \text{productividad}_i + \varphi_3 \text{exportadora}_i \dots \\ & \dots + \varphi_4 \text{capital}_i + \varphi_5 \text{mediana}_i + \varphi_6 \text{grande}_i + \varphi_7 \text{antigua}_i + \epsilon_i \end{aligned}$$

En base a la ecuación anterior planteada para cada firma  $i$ ,  $\ln(\text{salario})$  representa el salario real promedio de la firma expresado en logaritmo natural;  $\text{gasto}$ , el gasto real en innovación por trabajador (también en logaritmos) como expresión de la intensidad de los esfuerzos innovativos que realiza la firma;  $\text{productividad}$  indica la productividad laboral (en logaritmo);  $\text{exportadora}$ , indica si la firma exporta;  $\text{capital}$ , si la firma posee capitales extranjeros;  $\text{mediana}$  y  $\text{grande}$ , variables de control por tamaño de la firma; y  $\text{antigua}$ , variable de control para firmas con más de 10 años de antigüedad. En base a estos parámetros, la constante  $\varphi_0$  expresa el salario promedio de una firma innovadora (en logaritmos), que invierte un monto mínimo en tecnología y posee una mínima productividad por empleado, que no exporta, que está integrada únicamente por

---

<sup>18</sup> Por razones de espacio no se incluyen en la formulación ni en las tablas de resultados los coeficientes asociados a los términos de control por rama industrial.

capitales nacionales, que posee entre 10 y 25 trabajadores, y cuya antigüedad no supera los 10 años de experiencia en la industria. Finalmente,  $\epsilon_i$  es el término del error<sup>19</sup>.

Las variables de control de esta ecuación están asociadas a condiciones de las firmas con probado vínculo con los salarios.

- La condición de exportación está expresada en la variable binaria *exportadora* que iguala a uno en caso de que la firma posea clientes en algún destino del exterior. En base al marco teórico el signo esperado de la prima por exportación es positivo. El razonamiento detrás de este signo esperado es que las firmas exportadoras pagan salarios de eficiencia a sus trabajadores. Esto se debe a que la condición de exportación requiere que las firmas tengan una escala mínima de producción factible con la demanda externa. El aumento en la escala de producción requiere de un aumento en la productividad de la firma, que se logra mediante salarios altos. Asimismo, la evidencia internacional muestra primas salariales por exportación en las firmas innovadoras (Alvarez y Lopez, 2005; Brambilla, Depetris Chauvin y Porto, 2017; Días Bahía y Arbache, 2005).
- La variable capital extranjero (*capital*), que indica uno en caso de que la firma posea al menos un 1% de su capital proveniente de origen externo. Nuevamente, se espera que los coeficientes resulten positivos. Si bien el marco teórico no lo define en estos términos (el considerar firmas multinacionales), dado que una mayoría de las firmas con capital extranjero tiene más de 100 empleados, buena parte de las firmas incluidas en esta categoría ha de llamarse empresa multinacional. Desde la década de 1990, los datos analizados por Schorr (2021) muestran que las firmas multinacionales abonan salarios

---

<sup>19</sup> Para confirmar condiciones generales de la ecuación para una estimación econométrica en presencia de variables cuya inclusión podría generar sesgos en la estimación, se testeó la especificación por medio de las pruebas Ramsey, y el test VIF de multicolinealidad. En ambos casos los resultados fueron satisfactorios, no rechazándose la hipótesis de especificación correcta en Ramsey y obteniéndose un VIF promedio de 1.32 para todas las variables de la ecuación con VIF individuales menores a 2 en todos los casos. Se descarta así la presencia de multicolinealidad y se asume como ecuación correctamente especificada.

más altos en Argentina. Esto es coincidente con la evidencia sobre salarios en firmas extranjeras (Glass y Saggi, 2002; Novick, Palomino y Gurrera, 2011).

- Las variables indicadoras del tamaño de la firma se basan son medidas que consideran su plantel laboral. El tamaño define las categorías *mediana* y *grande* (siendo las firmas pequeñas la categoría omitida)<sup>20</sup>. Aunque están incluidas en el planteo original, no se tiene una expectativa formada teóricamente respecto del signo esperado en los coeficientes. Además, existe evidencia mixta en la literatura (ver Cobb y Lin (2017); (Sayago, 2015) y Bloom, Guvenen, Smith, Song y von Wachter (2018)).
- Control por antigüedad, que define aquella firma (*antigua*) con más de 10 años de experiencia en el mercado. Se incorpora esta variable buscando aportar más evidencia acerca del comportamiento de ciertas variables en firmas que encaran proyectos innovadores en relación a su antigüedad. Entre las firmas innovadoras de la ENDEI, el 74% tiene más de 10 años de antigüedad y registra un salario promedio un 33% mayor que el salario promedio de las firmas más jóvenes. De verificarse un coeficiente positivo, estaría permitiendo identificar una correlación significativa y directa, controlando por otras condiciones de la firma.
- Además, se controla por ramas industriales (códigos CIU a 2 dígitos según Rev. 3 y a 4 dígitos para algunas ramas claves del sector de alimentos y bebidas). Estos controles se omiten de las tablas en las estimaciones por consideraciones de espacio en las mismas.

Para verificar la hipótesis de un cierto patrón distributivo entre las firmas de la industria, se estimaron primas salariales por innovación en las firmas manufactureras sobre una serie de

---

<sup>20</sup> Firmas pequeñas: 10-25 empleados; medianas: 26-99; grandes: 100+ trabajadores.

percentiles representativos de la distribución de salarios en la industria (p10, p25, p50 o mediana, p75 y p90), mediante el método de regresión por cuantiles condicionales sobre los salarios correspondientes al año 2012<sup>21</sup>. Adicionalmente, se realizaron regresiones intercuantílicas sobre tramos de la distribución con el objeto de identificar si los coeficientes resultan diferentes (crecientes o decrecientes) en el tramo bajo estimación (ver apéndice metodológico de la tesis). Por último, también se realizaron test de Wald para testear diferencias entre coeficientes de diferentes variables. En todas las estimaciones se corrigieron errores estándar por medio de la técnica de Bootstrap con 200 réplicas.

La expresión (2.2) está planteada para un modelo básico, suponiendo que la correlación innovación-salarios es única en cada punto de la distribución de firmas de la industria, independientemente de las estrategias de innovación adoptadas o de la pertenencia sectorial de la firma. En adelante, se indica esta versión como el modelo de base (M1). Adicionalmente a este planteo, se incorporan dos estimaciones alternativas de primas salariales por innovación que consideran ciertas particularidades tecnológicas de las firmas, por un lado, y las instensidades factoriales relativas de los sectores manufactureros, por el otro.

Para poner foco en las capacidades innovativas de las firmas, se plantea el modelo M2 que distingue las mismas según las estrategias de innovación que adoptan, estrategias que se encuentran vinculadas a la composición de los esfuerzos (Lugones, Suarez y Gregorini, 2007; Lugones, Suárez y Le Clech, 2007). Existen dos categorías de esfuerzos que las firmas pueden realizar, de acuerdo al tipo de actividades de innovación en las que se invierte:

---

<sup>21</sup> A lo largo del capítulo, se emplearán indistintamente los términos cuantil o percentil para indicar un punto particular de la distribución salarial, siendo p10, p25, p50, p75 o p90 los cuantiles o percentiles 10, 25, 50, 75 o 90, respectivamente.

**Tabla 2.1**  
**Categorías de esfuerzos de innovación**

Categoría	Actividades de innovación
EI incorporados	Adquisición de maquinaria y equipos, adquisición de hardware y software para la innovación.
EI desincorporados	Actividades de investigación y desarrollo (I+D) interna y externa, transferencia tecnológica, capacitación, consultoría, ingeniería y diseño industrial.

Fuente: ENDEI I. Informe de resultados (MINCyT y MTEySS, 2015).

En una adaptación al planteo de Lugones, Suárez y Le Clech (2007), se definen tres tipos de estrategias de innovación, a saber

- Firmas que realizan solo esfuerzos incorporados (o exógenos al proceso innovador);
- Firmas que realizan solo esfuerzos desincorporados (o endógenos);
- Firmas que combinan los dos tipos de esfuerzos.

En base a estas estrategias, se incluye a la expresión básica de la prima salarial la interacción del gasto en innovación con las tres categorías de estrategias, de modo de identificar si existen diferentes primas salariales según estas categorías.

Por último, en el último modelo a estimar (M3) se busca identificar si las primas salariales por innovación difieren según los sectores manufactureros. En él se plantean interacciones del gasto en innovación con tres grupos industriales definidos en base a las intensidades factoriales, siguiendo el planteo de Cimoli y CEPAL (2005) y Chena (2010). De obtenerse dicha evidencia, permitiría expresar en cierta forma los condicionamientos que aporta la heterogeneidad estructural a la industria manufacturera argentina.

**Tabla 2.2**  
**Agrupamiento de sectores manufactureros. Industria argentina**

Sectores	Ramas que los componen (Código CIIU)
Intensivos en capital y/o en recursos naturales (K/RN-INT)	Alimentos (15) ; Frigoríficos (1511); Productos lácteos (1520); Vinos y bebidas fermentadas (1552); Madera (20); Papel (21); Productos de caucho y plástico (25); Metales comunes (27); Otros minerales no metálicos (26); Carrocerías, remolques y semiremolques (3420); Autopartes (3430).
Intensivos en mano de obra (LAB-INT)	Productos textiles (17);Confecciones (18); Cuero (19); Muebles; Edición (22); Otros productos de metal (28).
Intensivos en conocimiento (CON-INT)	Productos químicos (24); Productos farmacéuticos (2423); Instrumentos médicos (33); Material eléctrico, de radio y televisión (3012); Aparatos de uso doméstico (2930); Maquinaria y equipo (29); Maquinaria y herramienta en general (299); Maquinaria agropecuaria y forestal (2921); Otros equipos de transporte (35).

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI (MINCyT y MTEySS, 2015) y en base a Bernat (2017).

Considerando los objetivos planteados, la metodología empleada para la estimación de las ecuaciones es la regresión por cuantiles condicionales (Koenker y Bassett, 1978). Se busca así estimar coeficientes de correlación entre los esfuerzos innovativos y la desigualdad salarial entre firmas. El planteo requiere identificar si los modelos de regresión resultan heterocedásticos. En la tabla A2.1. del anexo al final de este capítulo se muestran los resultados del test de heterocedasticidad (Breusch y Pagan, 1979; Cook y Weisberg, 1983). Los resultados muestran que se rechaza la hipótesis de varianza constante, por lo que una estimación por mínimos cuadrados ordinarios no sería aplicable con estos datos, lo que lleva al empleo de metodologías de análisis distributivo.

Un último aspecto a mencionar es que este análisis no pretende establecer relaciones de causalidad. Tal como se indicó anteriormente, el enfoque neoschumpeteriano admite un proceso innovador por parte de las firmas con múltiples vínculos entre las dimensiones tecnológicas,

productivas, comerciales o laborales. Esto hace particularmente inviable considerar, para los objetivos planteados, un análisis que intente capturar las relaciones causales entre las distintas partes del proceso, especialmente en términos distributivos, donde no se identifica evidencia empírica que haya abordado un planteo de este tipo <sup>22</sup> <sup>23</sup>.

En el próximo apartado se presentan los resultados de las estimaciones de primas salariales por innovación para los tres modelos considerados.

---

<sup>22</sup> Un ejercicio preliminar de esta naturaleza se realiza en Gómez y Borrastero (2018b), en el que se plantea un modelo estructural recursivo en etapas para identificar los impactos de la innovación en la productividad de las firmas. Se emplea para ello un modelo CDM (Crépon, Duguet y Mairessec, 1998). En este modelo no se contemplan estimaciones de tipo distributivo.

<sup>23</sup> Tampoco habría que considerar posibles sesgos de selección en este contexto. Dado que las estimaciones se realizan sobre la muestra de firmas innovadoras (con esfuerzos de innovación positivos), no se extrapolan los resultados de este análisis al resto de las firmas, básicamente porque las firmas excluidas no innovan.



## **2.2 Resultados**

### **2.2.1 Análisis Descriptivo**

En esta sección se presentan estadísticos descriptivos para brindar un breve panorama del contexto de la innovación en la industria argentina. En la tabla 2.3 se puntualiza sobre las variables incluidas en la estimación.

**Tabla 2.3**  
**Descripción de las variables y estadísticos descriptivos de la muestra. Industria argentina (2010-2012)**

Variable	Definición	Media	Desv.			
			Est.	Gini	Mín	Máx
ln salario (1)	Log. Natural del salario promedio real por empresa. Año 2012	8.798	0.402	0.214	7.089	10.03
ln Gasto	Log. Natural del gasto en innovación real por trabajador. Año 2010	8.716	1.514	0.641	2.407	14.246
ln Productividad	Log. Natural del valor agregado real por trabajador. Año 2012	12.109	0.822	0.494	8.577	16.081
Exportadora	(=1) si la firma declara clientes en el exterior	0.513	0.500	-	0.000	1.000
Capital	(=1) si la firma posee al menos un 1% del capital de origen	0.111	0.314	-	0.000	1.000
Pequeña	(=1) si la firma es pequeña (10-25 empleados)	0.321	0.467	-	0.000	1.000
Mediana	(=1) si la firma es mediana (26-99 empleados)	0.386	0.487	-	0.000	1.000
Grande	(=1) si la firma es grande (100 o más empleados)	0.293	0.455	-	0.000	1.000
Antigua	(=1) si la firma tiene más de 10 años de antigüedad	0.767	0.423	-	0.000	1.000
Distribución de las observaciones por tipo de esfuerzo innovativo y por rama industrial						
Esfuerzos	Desincorporados (0.082); Incorporados (0.099), Equilibrados (ambos) (0.819).					
Sectores	Intensivos en capital y recursos naturales (KRN-INT) (0.439); laboral-intensivos (L-INT) (0.228); intensivos en conocimiento (CON-INT) (0.333).					

Fuente: ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Nota: (1) Salario, gasto en innovación y productividad expresados a precios del año 2010.

En primer lugar, los gastos de innovación, muestran una media cercana al salario promedio industrial (ambos en logaritmos). No obstante, a partir de las medidas de dispersión de una y otra variable, puede identificarse una mayor variabilidad en el indicador de esfuerzos (con un coeficiente de Gini de 0.64, casi triplicando el coeficiente asociado al salario). La productividad laboral muestra también alta dispersión, si bien no alcanza los registros del gasto en innovación.

Por su parte, el 32% de las firmas de la muestra son pequeñas y apenas el 29% emplea a 100 o más trabajadores. En términos comerciales, el 51% de las firmas innovan y exportan y solo el 11% posee capitales de origen extranjero<sup>24</sup>. Además, el 77% de las firmas posee más de 10 años de experiencia. Esto es un resultado esperable, si se tiene en cuenta que las firmas que innovan suelen ser firmas con buena experiencia previa.

En términos de estrategias de innovación, el 82% de las firmas combina esfuerzos incorporados y desincorporados (por lo general, la inversión en maquinaria y equipos está acompañada de una actividad desincorporada)<sup>25</sup>. Por otro lado, el grupo industrial que reúne más firmas es el intensivo en capital y/o en recursos naturales (KRN-INT), con 44% de las firmas de la industria. Se trata de los sectores alimenticios, productores de caucho y plástico, de vidrio y cerámica, la industria cementera, siderúrgica, automotriz y autopartista, entre otros. Los sectores intensivos en conocimiento reúnen el 33%, representado por la industria química y farmacéutica, sectores productores de instrumental médico, de aparatos de uso doméstico (línea blanca), de dispositivos de radio y televisión (línea marrón), de maquinaria y equipo, entre otros. Por último,

---

<sup>24</sup> Posiblemente esta variable no refleje cabalmente la estructura de composición de capital en la industria, dado que la misma define presencia de capital foráneo en firmas con al menos el 1% en manos de propietarios externos. Este criterio se sigue en las encuestas de innovación para limitar la posibilidad de identificación de ciertas firmas, y así respetar el secreto estadístico.

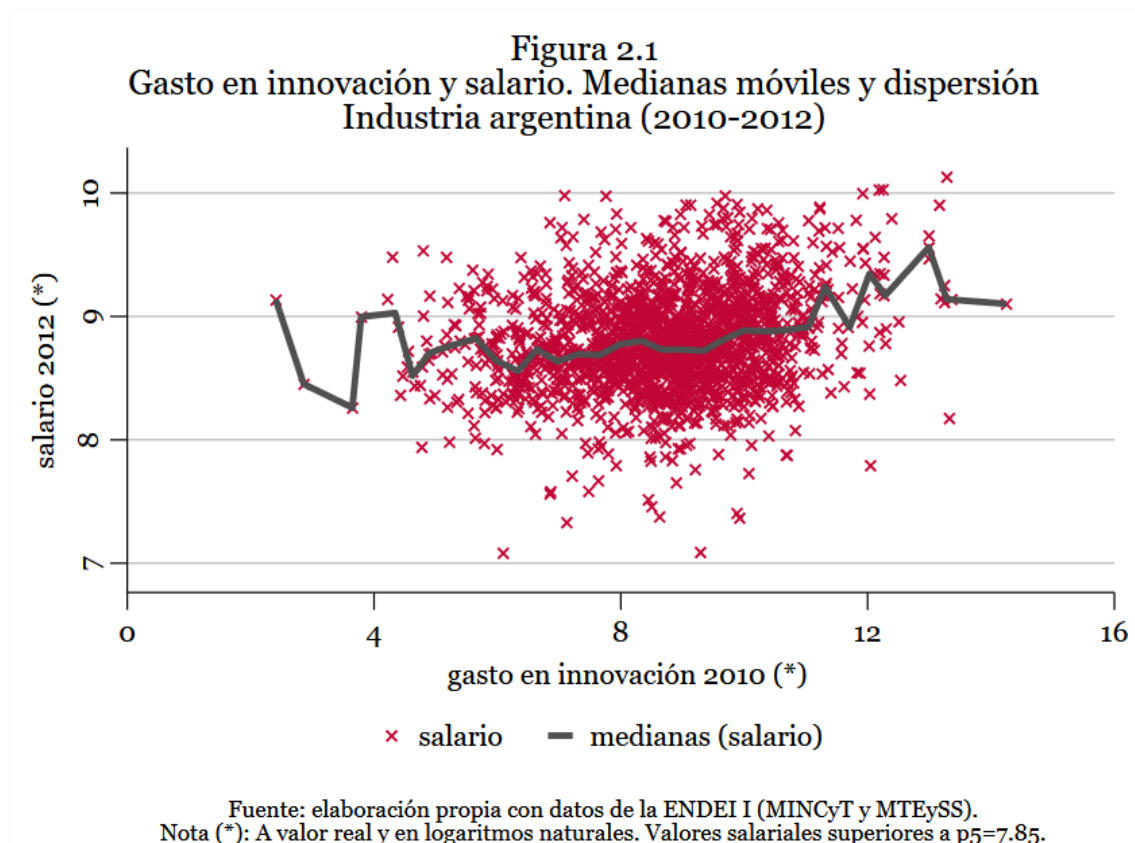
<sup>25</sup> Dos distinciones se hacen respecto al criterio de Lugones, Suárez y Le Clech (2007): a) la clasificación de estrategias, separa los esfuerzos incorporados de desincorporados dentro del grupo de estrategias “no balanceadas”; b) dicha clasificación responde a la identificación de las actividades según la categoría, no a su participación en el gasto total innovativo.

los sectores trabajo-intensivos suman un 23%, y reúnen a productores textiles y de confecciones, de cuero y de muebles, principalmente<sup>26</sup>.

Por su parte, la figura 2.1 es un diagrama de dispersión que muestra la combinación de valores del gasto en innovación y el salario por firma (ambos en logaritmos). Por la disposición de los puntos se confirma la mayor variabilidad en las observaciones del primero. Asimismo, se incorpora un gráfico de medianas móviles del salario. El mismo refleja la mediana de las observaciones del salario para cada valor del gasto en innovación. La curva describe una senda con una leve pendiente positiva, lo que refleja nuevamente que la dispersión del salario relativa al gasto en innovación es reducida. En términos relativos (al gasto en innovación y la productividad) el salario no registra fuertes desigualdades entre firmas.

---

<sup>26</sup> Se entiende que los sectores trabajo-intensivos están subrepresentados por tratarse de firmas que trabajan en la formalidad, con un umbral mínimo de 10 empleados. Particularmente el sector textil y de confecciones incluye numerosas firmas en el sector informal, muchas de ellas MiPyMES o pequeños emprendimientos.



A continuación, en la tabla 2.4 se muestran las correlaciones por rangos de Spearman:

**Tabla 2.4**  
**Correlación entre las principales covariables y el salario.**  
**Coefficiente de Spearman. Industria argentina (2010-2012)**

	Spearman (salario) (1) (2)
Gasto en innovación (1)	0.174***
Productividad	0.411***
Tamaño de la firma	0.364***

Fuente: ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) N=1719 observaciones; (2) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*  $p < 0.1$ . (2) Gasto real en innovación por trabajador (2010); productividad laboral o valor agregado real por trabajador (2012); tamaño de la firma en niveles (pequeña, mediana, grande).

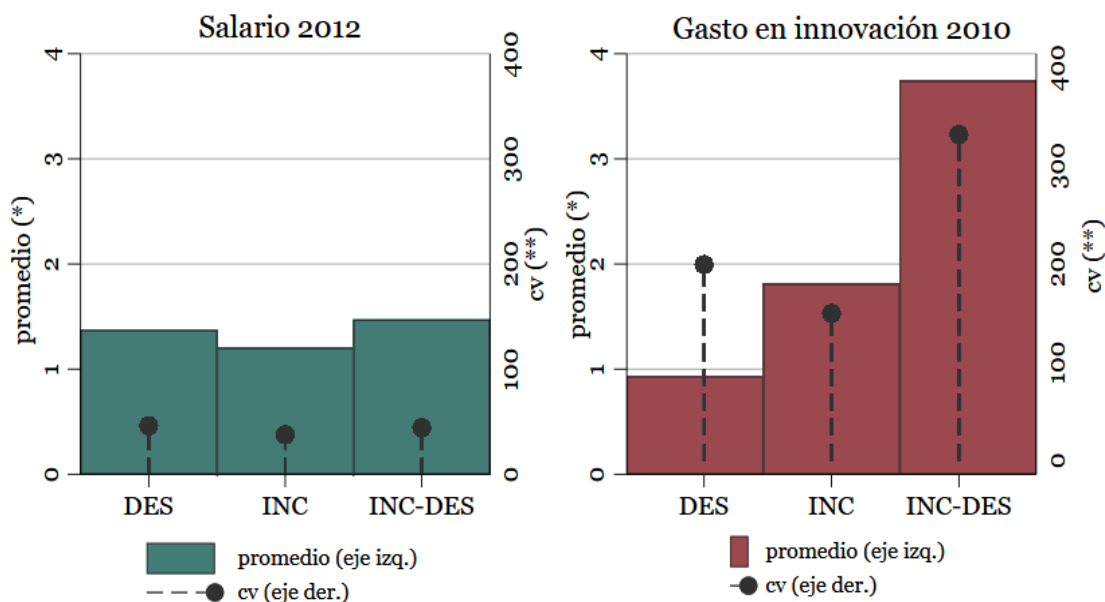
A partir de los datos, se pueden identificar correlaciones por rangos positivas y significativas en las tres covariables incluidas respecto del salario. La variable que se encuentra más correlacionada es la productividad, mientras el gasto en innovación registra una correlación menor. Por su parte, la correlación entre el tamaño (en versión multicategorica) y el salario promedio de las firmas es relativamente alta, lo cual confirma la importancia de filtrar el efecto de esta variable en los esfuerzos de innovación.

Por su parte, interesa explorar sobre la incidencia de las estrategias de innovación y de los sectores industriales en la estructura de salarial y de gasto en innovación. Por ello, se calculó la media y el coeficiente de variación de ambas variables en cada una de las categorías planteadas en los modelos M2 y M3 con interacciones. Los resultados se muestran en las figuras 2.2 y 2.3:

En la figura 2.2 el salario promedio de aquellas firmas que combinan actividades de innovación incorporadas y desincorporadas (INC-DES) resulta mayor que los salarios promedio que abonan las firmas que invierten solo en esfuerzos incorporados o solo en desincorporados. Sin embargo, las brechas entre los promedios no resultan muy grandes, especialmente si se las compara con las diferencias del gasto en innovación para cada categoría (panel derecho).

En este último caso, el gasto promedio en firmas que invirtieron en ambos tipos de esfuerzos resulta naturalmente mayor al de aquellas que se limitaron a una categoría. Además, el gasto promedio en maquinaria y equipos junto al de hardware y software resultan prácticamente el doble del gasto de las firmas que solamente realizan esfuerzos desincorporados. Para las firmas en las que se invierte exclusivamente en esfuerzos desincorporados no solo resulta bajo el volumen de inversión, sino que es significativamente alta la dispersión hacia dentro de la categoría. No obstante, esto no se traduce en una alta variabilidad para las estrategias combinadas, reflejando que el peso de la inversión en tecnologías incorporadas (con menor dispersión) contribuye a limitarla.

Figura 2.2  
Salario y gasto en innovación según estrategia innovativa  
Industria argentina (2010-2012)



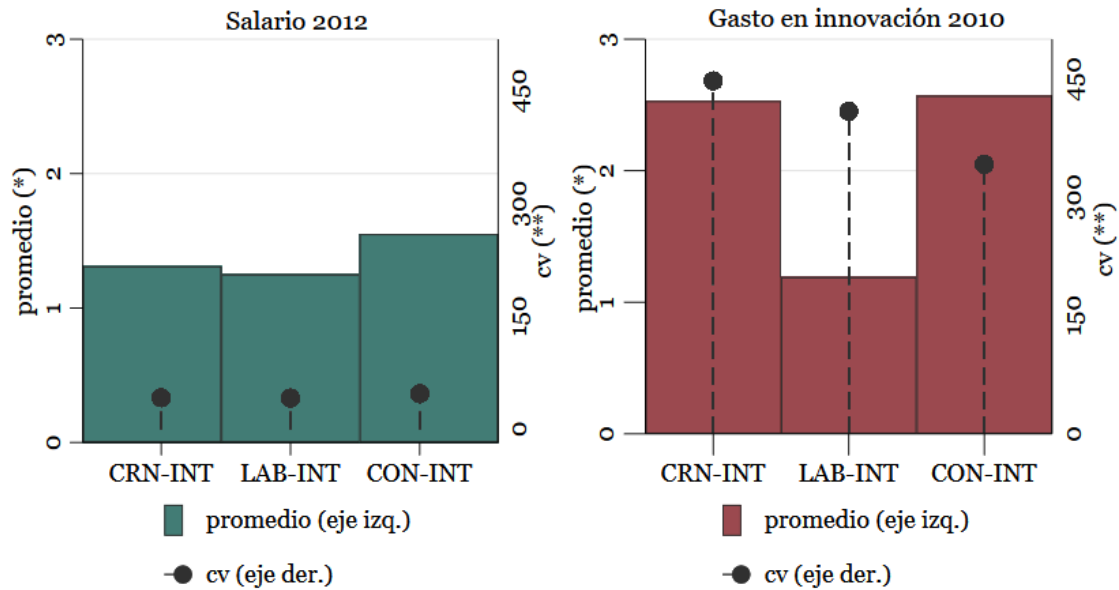
Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (\*) índice 5000=1; (\*\*) cv=coeficiente de variación; (\*\*\*) (DES) EI desincorporados, (INC) incorporados, (INC-DES) combinación.

Por otro lado, la figura 2.3 muestra los niveles promedio de salarios y gasto en innovación en cada uno de los tres sectores industriales. Por el lado de los salarios (panel izquierdo), se repite el resultado de la figura anterior con una baja disparidad, al igual que el hecho de que el salario de las firmas que combinan esfuerzos incorporados y desincorporados resulta levemente mayor al de las otras categorías.

En términos del gasto en innovación, la situación es significativamente diferente. La inversión promedio por firma en los sectores intensivos en capital y recursos naturales, por un lado, o en sectores difusores en conocimiento, por el otro, resultan más que el doble que la inversión promedio en el sector intensivo en mano de obra. La innovación en este último sector

es significativamente baja<sup>27</sup>. En términos de dispersión, los coeficientes de variación en el sector intensivo en conocimiento resultan acotados. Si se combinan una alta inversión en tecnología con una baja dispersión hacia dentro de la categoría, se puede inferir que las firmas de dicho sector muestran perfiles innovadores generalizados, con innovaciones en niveles relativamente altos, reflejando las mejores capacidades de innovación de toda la industria.

**Figura 2.3**  
Salario y gasto en innovación según sector industrial  
Industria argentina (2010-2012)



Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MinCyT y MTEySS). Notas: (\*) índice 5000=1; (\*\*) cv=coeficiente de variación; (\*\*\*) Intensivos en (CRN-INT) capital/rec.nat.; (LAB-INT) trabajo; (CON) conocimiento.

<sup>27</sup> A pesar de ello, no se trata de una generalidad de todos los sectores. Ludmer (2019) advierte que Argentina posee destacadas capacidades de innovación en la cadena de producción de ropa, especialmente en la etapa de diseño, con trabajadores de alta calificación (diseñadores profesionales) con reconocimiento a nivel internacional



En el próximo apartado se analizan los resultados de las estimaciones de regresión para las tres alternativas de estimación planteadas. Un aspecto a mencionar es que, dado que las ecuaciones de salarios se plantean en su versión logarítmica, para las variables categóricas los premios salariales se calculan mediante la regla  $[(e^{bi} - 1) * 100]$ , donde  $bi$  denota los coeficientes que figuran en las tablas. En las variables continuas -como el gasto en innovación y la productividad laboral- los coeficientes reflejan elasticidades, al estar estas últimas expresadas en logaritmos naturales. En las figuras, se grafican dichos premios en base el cálculo mencionado.

### **2.2.2 Primas por Innovación. Modelo Base**

En este apartado se discuten los resultados del modelo base (M1), que toma en cuenta un solo canal de asociación entre esfuerzos innovativos y salarios de las firmas. El mismo confirma: a) la existencia de primas por innovación a lo largo de la distribución de salarios de la industria, que indica que aquellas firmas donde se realizan mayores esfuerzos de innovación, se logran salarios más altos en promedio; y b) no se observan disparidades a nivel intercuantílico, las primas resultan uniformes hacia dentro de la industria, tanto en niveles salariales bajos como altos.

A continuación, se incluyen los resultados de las estimaciones en la tabla 2.5:

**Tabla 2.5**  
**Ecuación de salarios a nivel de firmas. Regresión por cuantiles.**  
**Modelo M1. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Gasto en innovación <sup>(1)(2)</sup>	0.019** (0.009)	0.019*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.025*** (0.008)	0.024*** (0.009)
Productividad	0.101*** (0.020)	0.130*** (0.015)	0.129*** (0.011)	0.139*** (0.014)	0.135*** (0.019)
Exportadora	0.096*** (0.030)	0.068*** (0.020)	0.071*** (0.020)	0.037 (0.023)	0.070** (0.033)
Capital extranjero	0.205*** (0.061)	0.201*** (0.037)	0.217*** (0.032)	0.193*** (0.038)	0.171*** (0.046)
Mediana	0.098*** (0.032)	0.105*** (0.024)	0.088*** (0.023)	0.108*** (0.027)	0.142*** (0.036)
Grande	0.192*** (0.040)	0.210*** (0.029)	0.200*** (0.027)	0.275*** (0.032)	0.265*** (0.039)
Antigua	0.139*** (0.036)	0.105*** (0.030)	0.108*** (0.024)	0.125*** (0.030)	0.089** (0.040)
Constante <sup>(3)</sup>	6.726*** (0.246)	6.586*** (0.189)	6.731*** (0.139)	6.789*** (0.175)	7.024*** (0.225)
Observaciones	1,719				

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEII (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Se omiten coeficientes de variables de control por rama de actividad.

A partir de la tabla anterior, puede verse que en los cinco cuantiles estimados, el salario se correlaciona positivamente con el gasto en innovación, si bien el grado de correlación que se obtiene se muestra relativamente bajo, si se consideran en especial los coeficientes de la productividad laboral (también significativos a lo largo de la distribución). Resultados similares se obtienen en las estimaciones de Gómez y Borrastero (2018a), donde el coeficiente asociado al

número de actividades de innovación que realizan las firmas no supera el 2%<sup>28</sup>. Los resultados que arroja esta variable reflejan en cierta manera los lineamientos de la teoría neoclásica que postula a los salarios como función de la productividad, aunque considerando que se trata de coeficientes de correlación que no distinguen órdenes de causalidad.

El resto de las variables resultan significativas y muestran los signos esperados. Las firmas exportadoras y las integradas por capital extranjero registran salarios más altos, confirmándose la evidencia empírica previa sobre primas en este tipo de empresas (Brambilla y Peñaloza Pacheco, 2018; Novick, Palomino y Gurrera, 2011). También las empresas más grandes (de 100 o más trabajadores) y aquellas con más de 10 años de antigüedad muestran igualmente salarios diferenciales respecto al resto de las firmas. En el caso de las primas por tamaño, los datos parecen confirmar a Cobb y Lin (2017) y Sayago (2015), indicando que firmas más grandes premian a sus trabajadores con mayores salarios<sup>29</sup>. Respecto a la antigüedad, una posible explicación es la hipótesis mencionada de que el historial laboral de los empleados esté correlacionado a la antigüedad de las firmas, sobre todo en empresas con una baja tasa de rotación laboral, abonando de esta forma primas salariales por antigüedad (si bien es un dato que no se puede discriminar en la variable salario promedio por empresa).

Surge la pregunta de si estas primas varían entre las firmas con mayores y menores salarios, reflejando en ese caso, cierta desigualdad entre las empresas (lo que beneficiaría a algunos trabajadores en relación a otros). A partir de la tabla anterior, los coeficientes no parecen indicar este fenómeno. Para poder verificarlo, se estimaron regresiones intercuantílicas que cubren tramos definidos por los cuantiles estimados. De identificar resultados significativos en

---

<sup>28</sup> Subsisten ciertas diferencias respecto al planteo empírico de Gómez y Borrastero (2008a) y esta tesis. La más significativa está asociada a la naturaleza de la covariable, siendo en el primer caso una variable discreta y de poca variabilidad. Además, se introducen algunas la estructura de las variables de control difiere respecto a este planteo.

<sup>29</sup> Sayago (2015) confirma la hipótesis del “emparejamiento”, que indica que firmas que pagan salarios más altos contratan trabajadores más productivos.

estas estimaciones, se estaría reflejando cierta desigualdad entre las primas o retornos en el tramo estimado. Los resultados se muestran en la tabla 2.6 a continuación:

**Tabla 2.6**  
**Regresión intercuantílica sobre salarios a nivel de firmas**  
**Modelo M1. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
Gasto en innovación (1)(2)	0.006 (0.014)	0.005 (0.009)	0.006 (0.010)	0.000 (0.010)
Productividad	0.034 (0.026)	0.009 (0.018)	0.027 (0.020)	0.006 (0.021)
Exportadora	-0.026 (0.039)	-0.030 (0.028)	-0.024 (0.031)	-0.002 (0.034)
Capital extranjero	-0.034 (0.071)	-0.008 (0.044)	0.012 (0.053)	-0.046 (0.048)
Mediana	0.044 (0.047)	0.003 (0.030)	-0.010 (0.034)	0.054 (0.040)
Grande	0.073 (0.057)	0.064* (0.039)	0.009 (0.041)	0.064 (0.043)
Antigua	-0.050 (0.003)	0.020 (0.002)	-0.031 (0.002)	-0.019 (0.002)
Constante (3)	0.298 (0.306)	0.203 (0.220)	0.005 (0.225)	0.293 (0.228)
Observaciones	1,719			

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Se omiten coeficientes de variables de control por rama de actividad.

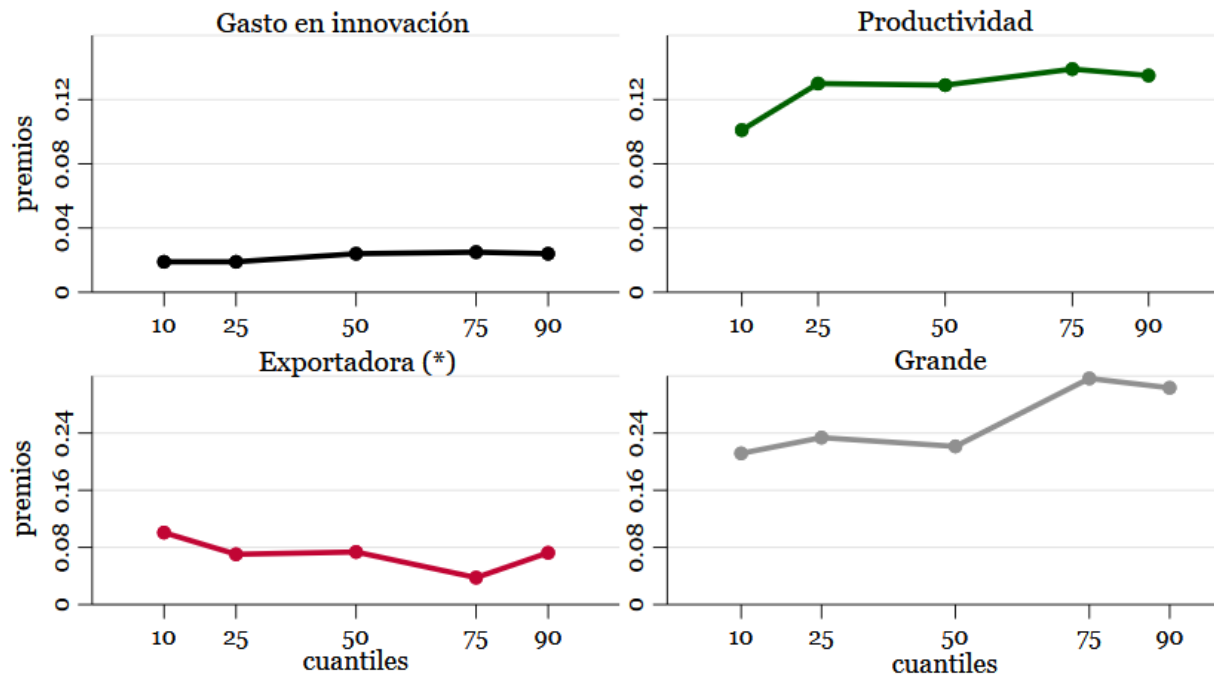
Con estos datos se descarta cualquier diferencia significativa entre los coeficientes a diferentes tramos de la distribución de empresas. A excepción del premio salarial en las firmas más grandes que se muestra creciente en el rango intercuantílico -donde la prima del percentil 75

(p75) resulta levemente superior a la del percentil 25 (p25), aunque con una diferencia significativa al 10%-, el resto de las variables no muestran patrones de desigualdad intercuantílica.

La figura 2.4 muestra los resultados obtenidos para las primas de las principales variables. Manteniendo la misma escala entre retornos a la innovación y a la productividad, por un lado, y premios en firmas exportadoras y grandes, por el otro, se verifica que el grado de correlación innovación-salarios es, por mucho, menor al retorno de la productividad. Además, en todos los casos, si bien se muestran ciertos quiebres o pendientes, la escala en la que se registran estos premios resulta muy baja (salvo en las firmas grandes en el tramo p25-p75), lo que explica por qué los test intercuantílicos no arrojan diferencias en ese sentido.

Partiendo del hecho de que todas las firmas incluidas en el análisis realizan esfuerzos de innovación (registrando un gasto de innovación positivo), se verifica una prima salarial entre aquellas firmas que invierten más en tecnología, mediante una mayor intensidad innovativa. No obstante, esta prima no difiere entre las firmas con salarios más altos y más bajos de la industria, lo que se traduce en una prima relativamente homogénea que no profundiza (ni aminora) la desigualdad salarial intra-industria. Si bien esto se trata más adelante en las reflexiones finales, respecto a lo previsto por el marco teórico presentado, este resultado podría insertar una sobrestimación de la prima por innovación en los tramos menores de la distribución, debido a variables no incorporadas en el análisis por cuestiones relacionadas a la disponibilidad de datos a nivel empresa, en particular asociadas al grado de sindicalización y cobertura por negociaciones colectivas de sus trabajadores.

Figura. 2.4  
Premios salariales por innovación, productividad, exportación y tamaño  
Industria argentina (2010-2012)



Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Nota (\*) Coeficiente sobre p75 no significativo al 5%.

Hasta aquí se discutieron los resultados del modelo básico (M1) sin interacciones. Puede concluirse que una mayor inversión en tecnología se asocia a mayores premios salariales, que mayor productividad también se vincula con mayores salarios, y que las firmas exportadoras, extranjeras, grandes y “antiguas” registran salarios más altos que el resto de las firmas que – aunque innovadoras- no poseen dichas características.

### ***Estimación de Primas Salariales sin Control de Productividad***

Respecto de la inclusión de la productividad laboral en la ecuación de prima salarial, se planteó, a modo exploratorio, un camino alternativo en el que la productividad no está incluida, como propone Brambilla y Peñaloza Pacheco (2018).

Los resultados de la estimación por regresión cuantílica e intercuantílica se muestran en el anexo, (tablas A2.2 y A2.3, modelo M1A), y su comparación con los resultados del modelo base M1 da cuenta de cambios menores en los coeficientes. En el caso de las primas por innovación o primas por exportaciones, no parecen indicar cambios significativos, mientras las condiciones de capital extranjero y las variables dummy por tamaño reflejan un cambios relativamente mayores<sup>30</sup>. La inclusión de la productividad en la especificación, de acuerdo al modelo M1, refleja en las firmas multinacionales y en medianas y grandes una mayor prima salarial. Además, el valor de la constante resulta menor, sugiriendo que en el modelo M1 se está explicando una mayor porción de la variabilidad observada en el salario. En términos de la distribución intercuantílica, los resultados en este modelo alternativo no resultan diferentes a M1. Por consiguiente, la distribución de primas salariales entre las firmas de la industria resulta uniforme también bajo esta alternativa.

### **2.2.3 Primas por Innovación según las Estrategias Innovativas**

En este apartado se discuten los resultados de las estimaciones del modelo M2, que distingue las primas por inversión en tecnología de acuerdo a las estrategias innovativas. Este modelo muestra: a) que los esfuerzos innovativos se asocian a mayores primas salariales en aquellas firmas que incluyen actividades desincorporadas, independientemente de si se combinan o no con actividades incorporadas; y b) los premios resultan uniformes a lo largo de la distribución salarial intra-industria.

---

<sup>30</sup> El objetivo de incluir esta especificación alternativa es de tono exploratorio. Para confirmar si los cambios que se sugieren son significativos, un test entre coeficientes de los dos modelos (como el método de Hausman generalizado) podría aplicarse. Además, en comparación con el modelo M1, la especificación del valor central de la prima por innovación en Brambilla y Peñaloza Pacheco (2018) resulta relativamente mayor, posiblemente como resultado de la inclusión de menos variables de control en estos autores.

En la tabla siguiente, se observan las distribuciones de premios asociadas a cada una de las estrategias innovativas propuestas en el análisis. La tabla de regresión completa (tabla A2.4) se puede visualizar en el anexo al final de este capítulo.

**Tabla 2.7**  
**Premios salariales a la innovación según estrategia innovativa.**  
**Modelo M2. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
GI - EI desincorporados (1) (2)	0.016 (0.011)	0.027*** (0.010)	0.030*** (0.009)	0.032*** (0.011)	0.027** (0.012)
GI - EI incorporados	0.006 (0.011)	0.009 (0.009)	0.017** (0.008)	0.016* (0.009)	0.014 (0.012)
GI - EI combinados	0.018** (0.009)	0.021*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.027*** (0.008)	0.024** (0.009)
Observaciones	1,719				

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas).

Los resultados muestran, en primer lugar, que en las firmas que combinan ambos tipos de esfuerzos (endógenos y exógenos) se observan premios a lo largo de todos los puntos de la distribución estimados, en segundo lugar, firmas que invierten solo en tecnología desincorporada registran primas salariales en buena parte de la distribución (desde el percentil 25 (p25)). Por último, las firmas que invierten en actividades incorporadas (bienes de capital, software o hardware) no registran primas salariales (salvo en el tramo p50-p75 con débil significación en este último cuantil). En términos de la desigualdad intercuantílica, los resultados en este modelo resultan similares al modelo M1. Para poder verificar estos datos, en la tabla 2.8. Se muestran las regresiones intercuantílicas del modelo.



**Tabla 2.8**  
**Regresión intercuantílica. Modelo M2. Industria argentina**  
**(2010-2012)**

	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
GI - EI desincorporados (1) (2)	0.011 (0.016)	0.005 (0.012)	0.014 (0.013)	-0.003 (0.012)
GI - EI incorporados	0.008 (0.016)	0.006 (0.011)	0.011 (0.011)	-0.003 (0.012)
GI - EI combinados	0.006 (0.012)	0.006 (0.009)	0.007 (0.009)	-0.001 (0.010)
Observaciones	1,719			

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas).

Al igual que en el modelo base (M1), las primas por innovación –significativas entre las firmas que combinan esfuerzos o solo realizan esfuerzos desincorporados- confirman su carácter uniforme a lo largo de la distribución. De esa manera se descarta cualquier patrón de desigualdad a intra-industria.

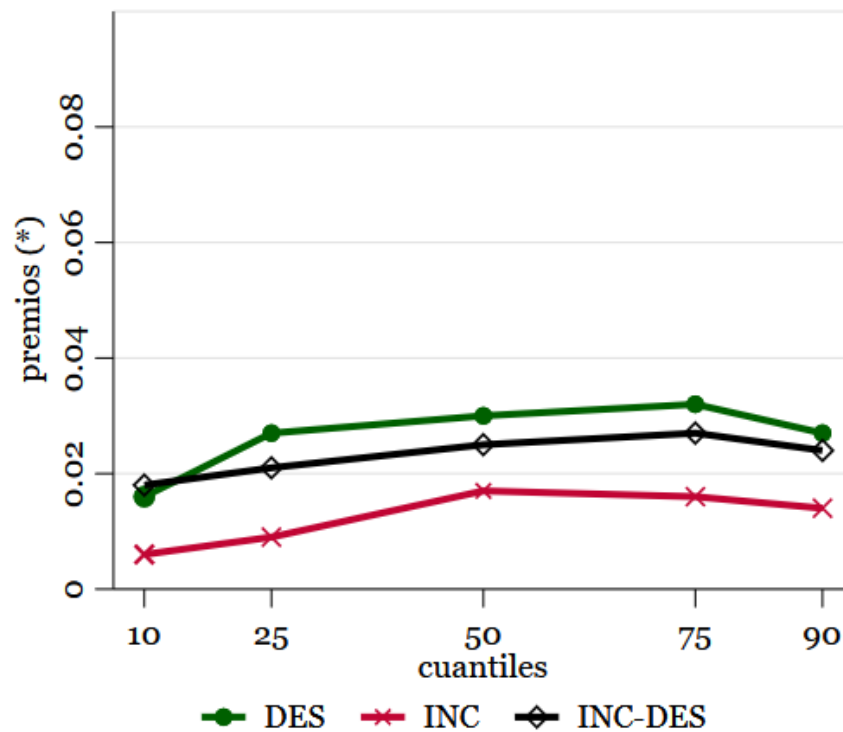
### ***Las Estrategias Innovativas***

Los premios a la inversión en tecnología muestran diferencias según se adopte una u otra estrategia de innovación. La innovación se asocia a mejores salarios cuando: a) se sigue una combinación de esfuerzos (incorporados – desincorporados); o b) se orienta toda la inversión hacia las actividades desincorporadas; c) las estrategias orientadas únicamente a la compra de maquinaria y equipos o hardware o software no están asociadas a diferenciales salariales.

A partir de estos resultados, se realizó un Test de Wald sobre los coeficientes de regresión. Dado que se trata de un análisis con estimaciones a lo largo de la distribución, se testearon

diferencias a nivel de cada cuantil estimado. En la tabla A2.5 del anexo se observan los resultados. Los mismos indican que no existen diferencias significativas entre las primas por innovación según se sigan estrategias balanceadas (aquellas que combinan esfuerzos de innovación) o solo sesgadas hacia actividades desincorporadas. La figura 2.5 permite visualizar mejor los resultados.

Figura 2.5  
Premios a la innovación según estrategias innovativas  
Industria argentina (2010-2012)



Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS).  
Nota (\*): coeficientes no signif. al 5%: INC: en p10, p25, p75 y p90;  
DES: en p10. Ver tabla 2.7.

En el gráfico se indica que la innovación está correlacionada con los salarios en firmas que siguen estrategias que incluyen actividades desincorporadas (curvas INC-DES y DES). También

se observa que las primas por innovación en la estrategia combinada y o la exclusivamente desincorporada registran valores muy cercanos. Se entiende, entonces, que la innovación se asocia a mejores salarios siempre y cuando se desarrollen actividades tales como I+D, consultoría, capacitación para la innovación, diseño industrial, o transferencia tecnológica, estén combinadas o no con actividades incorporadas.

Estos resultados guardan cierta relación con Lugones, Suárez y Le Clech (2007), en particular aquel vinculado a las estrategias balanceadas (o combinadas). Los autores observan que los gastos en innovación por trabajador se asocian a la productividad laboral en mayor medida en empresas con estrategias balanceadas que en el grupo de estrategias sesgadas (hacia actividades incorporadas o desincorporadas). Si bien las primas no están estimadas sobre el salario sino sobre la productividad, la alta correlación entre las variables, permite sugerir que la combinación de esfuerzos endógenos y exógenos se asocia positiva y diferencialmente con el salario<sup>31 32</sup>.

En suma, la estimación de primas por innovación permite sugerir que las estrategias innovativas que incluyen esfuerzos endógenos (desincorporados) abonan salarios más altos que aquellas que no invierten en estos tipos de actividades de innovación. En otros términos, niveles salariales más altos son compatibles con estrategias de inversión en ciertas tecnologías: I+D, transferencia tecnológica, diseño industrial, entre otras.

---

<sup>31</sup> En línea con este resultado, Lugones, Suarez y Gregorini (2007) estima el salario promedio para las firmas “balanceadas” y no “balanceadas”, encontrando que las primeras registran salarios más altos.

<sup>32</sup> Respecto a las primas en firmas que realizan esfuerzos endógenos, el criterio adoptado aquí no habilita comparaciones con Lugones, Suárez y Le Clech (2007), dado que ellos no incluyen en una misma categoría las firmas que solo realizan esfuerzos exógenos o endógenos (por separado).

### 2.2.4 Primas por Innovación según los Sectores Industriales

En este último apartado, se presentan las estimaciones del modelo M3 que discrimina los esfuerzos innovativos con sectores de la industria. Los resultados indican que: a) tanto los sectores intensivos en conocimiento como en mano de obra registran primas por innovación a lo largo de sus respectivas distribuciones salariales; b) la evidencia sobre el sector intensivo en capital o recursos naturales es parcial, observándose en un tramo menor de la distribución de salarios de la industria; c) en todos los casos, las primas resultan uniformes a diferentes cuantiles salariales, por lo que no acentúan ni aminoran las condiciones de desigualdad entre los niveles salariales de las empresas del sector; d) Entre los sectores LAB-INT y CON-INT no se registran diferencias significativas en las primas por innovación; e) se registran mayores primas en el sector CON-INT respecto a KRN-INT en el rango intercuartílico.

Primeramente, se observan los premios a la innovación en cada uno de los sectores, por medio de la tabla 2.9:

**Tabla 2.9**  
**Premios salariales a la innovación según sectores industriales. Modelo M3. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
GI - intensivos en K y/o en RN (1)(2)	0.005 (0.009)	0.012* (0.007)	0.018*** (0.007)	0.016** (0.008)	0.017 (0.011)
GI - intensivos en L	0.023** (0.011)	0.022** (0.009)	0.019** (0.008)	0.022** (0.011)	0.033** (0.016)
GI - intensivos en CON	0.019** (0.009)	0.025*** (0.008)	0.032*** (0.008)	0.034*** (0.010)	0.032** (0.012)
Observaciones	1,719				

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEII (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas).

Los resultados de la regresión cuantílica muestran que existe una relación directa entre la inversión en tecnología y los salarios de los sectores intensivos en mano de obra y o difusores del conocimiento. Esto se da tanto para en aquellas firmas con registros salariales más altos como para las que muestran salarios más bajos en cada sector. Por otro lado, las industrias intensivas en capital o en recursos naturales (las de mayor peso en la industria argentina) muestran un vínculo parcial entre la innovación y los salarios, cubriendo solo un 25% de la distribución de salarios.

Al igual que en los modelos anteriores, para evaluar si las primas identificadas muestran algún patrón de desigualdad entre cuantiles salariales, se estimaron regresiones intercuantílicas entre los puntos estimados de la distribución. Los resultados se muestran en la tabla 2.10 y vuelven a confirmar que las primas a la innovación no definen patrones de desigualdad entre las firmas de acuerdo al nivel de salarios que registran. Esta uniformidad salarial intra-industria se da sin distinción de sector.

**Tabla 2.10**  
**Regresión intercuantílica. Modelo M3. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
GI - intensivo en K y/o en RN (1) (2)	0.012 (0.015)	0.004 (0.009)	0.013 (0.010)	-0.002 (0.010)
GI - intensivo en L	0.010 (0.018)	0.000 (0.011)	-0.004 (0.012)	0.014 (0.015)
GI - intensivo en CON	0.013 (0.015)	0.009 (0.010)	0.013 (0.010)	-0.000 (0.012)
Observaciones	1,719			

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas).

### ***Los sectores industriales***

En cuanto a los premios a la innovación, los resultados muestran que: a) en los sectores difusores de conocimiento o intensivos en mano de obra, las firmas más innovadoras registran mejores niveles salariales que aquellas que realizan menos esfuerzos de innovación; b) aquellas que invierten en tecnología en sectores intensivos en capital o en recursos naturales no registran salarios significativamente mayores, salvo en una porción reducida de sus empresas; c) entre los sectores CON-INT y L-INT, no se identifican diferencias entre las primas por innovación, mientras entre CON-INT y KRN-INT sí se observan en favor del primero.

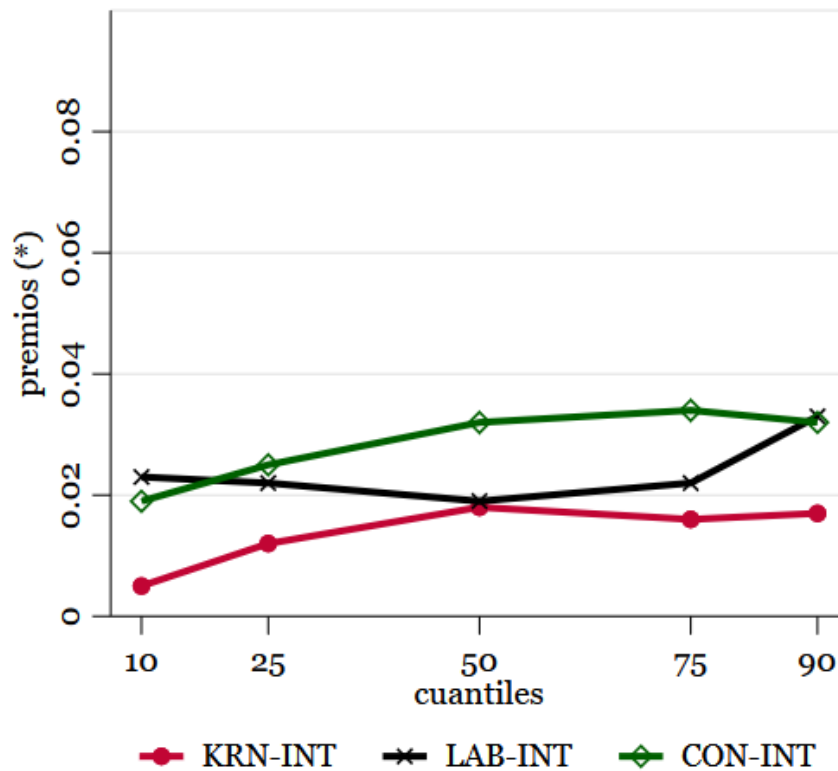
Para confirmar este último resultado, se realizó nuevamente un test de Wald entre los coeficientes asociados a cada cuantil y cada sector industrial. Los resultados se encuentran en la tabla A2.7 del anexo y muestran que, entre los sectores intensivos en mano de obra y difusores de conocimiento no se registran diferencias en los coeficientes a distintos cuantiles. Las primas en estos sectores resultan similares. Desde otro punto de comparación, los sectores intensivos en conocimiento muestran asociaciones innovación-salarios significativamente mayores que las de los sectores intensivos en capital y recursos naturales en el rango intercuartílico (p25-p75). Finalmente, los sectores intensivos en mano de obra y en capital y recursos naturales no indican diferencias significativas entre sus primas<sup>33</sup>.

La estructura de premios salariales según estos sectores manufactureros se puede visualizar mejor en la figura 2.6.

---

<sup>33</sup> La única excepción se da en el percentil 10, con una débil significación.

Figura 2.6  
Premios a la innovación según el sector industrial  
Industria argentina (2010-2012)



Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS).  
Nota (\*): coeficientes no signif. al 5% en KRN-INT:  
p10, p25 y p90. Ver tabla 2.9.

Las gráficas permiten identificar no solo su relativa uniformidad a lo largo de la distribución de salarios (prácticamente no muestran inclinación), sino también las diferencias entre sectores. A partir de la revisión de la tabla A2.7, se puede observar que la única diferencia significativa entre primas por innovación sectoriales se da entre los sectores intensivos en conocimiento y los intensivos en capital o recursos naturales, beneficiando marginalmente a los trabajadores de los sectores difusores de conocimiento. No obstante, parte de la explicación de

esta diferencia se encuentra en que el sector intensivo en capital o recursos naturales registra primas salariales significativamente diferentes a cero solo en un tramo menor de la distribución salarial (p50-p75). En cuanto a la comparación entre sectores intensivos en conocimiento y en mano de obra (CON-INT y L-INT) o entre estos últimos y sectores intensivos en capital y recursos naturales (L-INT y KRN-INT), lo que explica por qué las curvas incluso se cortan o superponen en algunos puntos de la distribución salarial (ver figura 2.6).

A modo de cierre de este apartado, se concluye que los sectores en los que menos correlaciona el esfuerzo innovativo con el salario son los intensivos en capital y en recursos naturales, con primas salariales estadísticamente significativas en un tramo menor de la distribución. Los resultados para estos sectores son coherentes con los obtenidos por Gómez y Borrastero (2018a) para las ramas que integran esta categoría<sup>34</sup>. Un aspecto que puede afectar la correlación innovación-salarios en estos sectores son las condiciones tecnológicas, productivas y laborales extremadamente heterogéneas hacia dentro de esta categoría<sup>35</sup>.

Los sectores L-INT y CON-INT dan cuenta de que el vínculo innovación-salarios puede operar a lo largo de la distribución de salarios en esos sectores. En los sectores difusores de conocimiento, estos resultados son esperables. En la mayoría de las ramas que integran la categoría, no solo se trabaja con altos niveles de inversión tecnológica (Bernat, 2017), sino también con los mejores registros de resultados de innovación (MINCYT y MTEySS, 2015), de productividad y de salarios de la industria (Barrera Insua y Fernández Massi, 2017; Gómez y Borrastero, 2018a). Incluso algunos sectores que lo integran se ubican en la frontera tecnológica

---

<sup>34</sup> Gómez y Borrastero (2018a) si bien estiman primas salariales sobre otro indicador de esfuerzos innovativos (número de actividades de innovación por firma) y nuclean los sectores intensivos en capital y en recursos naturales por separado, encuentran escasa evidencia de primas salariales significativas en dichos sectores.

<sup>35</sup> Alimentos y bebidas, está integrado por 15 ramas con participación en la ENDEI, representan el rubro más grande de la industria en términos de empresas y de valor agregado y por ello presentan una heterogeneidad tecnológica y productiva extremadamente alta. Las ramas intensivas en recursos naturales (industria del vidrio, del papel y celulosa, y cementera) poseen la menor participación en el valor agregado industrial de todos los sectores. El complejo automotriz tiene una participación intermedia en la industria y registra las menores dispersiones en productividad e intensidad tecnológica. En las tres ramas se abonan salarios cercanos a los promedios industriales.



internacional (algunas ramas químicas y farmacia). Conviene recordar al sector como una “isla de alta productividad” en los términos de Cimoli y CEPAL (2005).

Por último, los sectores intensivos en mano de obra resultan los más difíciles de caracterizar. Mientras registran los salarios más bajos de la industria, la dispersión en términos de intensidad tecnológica es tan extrema que pierden sentido los niveles promedios de dicho indicador (ver figura 2.3). Además, mientras se obtienen primas salariales asociadas a la inversión en innovación en todos los tramos de la distribución de salarios “intra-industria” (ver tabla 2.9), los resultados no se condicen con los de Gómez y Borrastero (2018a), quienes no identifican primas en cuantiles continuos de la distribución hacia dentro de la categoría<sup>36</sup>. En términos de productividad, el nivel promedio de la categoría se ubica por debajo de la media industrial, si bien con una dispersión relativamente alta que lleva a relativizar la media. Una hipótesis que podría explicar estos rasgos indica que se trata de una categoría con sectores altamente dicotómicos. Combina metalúrgica básica y edición -sectores que muestran altísimos registros de productividad e intensidad innovativa-, con la producción de cuero y muebles -de muy baja productividad e inversión en tecnología- (Bernat, 2017; Gómez y Borrastero, 2018a)<sup>37</sup>. En efecto, los complejos textiles y madereros resultan altamente dicotómicos por las ramas que los integran. La trama textil parte de las empresas productoras de fibras e hilados textiles en un sector con alta concentración, productividad e innovación, y avanza hacia la etapa de tejidos y confección, con una generalidad de firmas pequeñas, con baja o nula intensidad de innovación, rozando o integrando la informalidad. El camino que sigue el complejo maderero resulta en cierta forma similar, aunque más integrado verticalmente. En suma, se entiende la posibilidad de que, al incorporar solo firmas innovadoras, el análisis esté sesgado por una mayor participación relativa

---

<sup>36</sup> Si bien el indicador de esfuerzos (parcialmente correlacionado con el gasto en innovación) y la inclusión de firmas no innovadoras (con máxima participación en este sector) pueda incidir en estas diferencias.

<sup>37</sup> No obstante, numerosas curtiembres y empresas de fibras e hilados textiles trabajan con procesos cercanos a la frontera tecnológica internacional, al igual que ciertos sectores de confección y diseño profesional en la trama textil (Gómez y Borrastero, 2018a; Ludmer, 2019).

de los actores “aguas arriba” que registran, comparativamente, el mejor desempeño tecnológico y productivo de la categoría. Finalmente, cabe recordar que, en el medio de un panorama con dispersión en extremo, la única dimensión donde no se plantean fuertes heterogeneidades es el salario, ya que en estos sectores se abonan en promedio los salarios más bajos de la industria.

## 2.3 Reflexiones Finales

En los dos primeros capítulos de esta tesis se abordó la relación entre innovación y desigualdad salarial. El aporte principal del trabajo desarrollado en esta sección es haber articulado dos vertientes teóricas, la teoría evolucionista neoschumpeteriana y el enfoque distributivo del mercado laboral en un marco teórico que combina la hipótesis de los salarios de eficiencia, la noción de cuasi-rentas y primas salariales en firmas que realizan esfuerzos de innovación.

Incorporando otros ejes temáticos transversales al problema de investigación, se pudo enriquecer el análisis al considerar cuestiones inherentes a la firma, en sus capacidades innovativas expresadas en las estrategias de innovación, o al sistema económico, donde por medio de la perspectiva sectorial se pudo complejizar el análisis y contextualizarlo para un país periférico como Argentina, incorporando nociones tales como la heterogeneidad estructural y los problemas de desarrollo.

En términos teóricos, se definió innovación en un sentido amplio, considerando la intensidad innovativa o esfuerzos por innovación medida por los gastos de innovación que realizan las firmas. Este indicador toma relevancia si reconoce que el proceso innovador se inicia a partir de que una firma decide innovar y destina parte de su presupuesto en ello. Si bien a lo largo del proceso innovador en el que se embarcan las firmas confluyen fuerzas que promueven la obtención de innovaciones y otras que las dificultan (sumando incertidumbre sobre los resultados de dicho proceso), la gestión de la actividad innovadora permite identificar aquellas firmas que se encuentran activas en materia de cambio tecnológico. Es más, las dimensiones que intervienen en el desempeño de las firmas -que suelen resumirse en variables como la productividad, el volumen de ventas, el empleo o los salarios- están de una u otra forma vinculadas con la gestión de la innovación. En estas circunstancias, y aplicando un marco teórico

que se fundamenta en la hipótesis de los salarios de eficiencia, se planteó un problema empírico con la motivación de explorar el vínculo innovación-salarios en distintos contextos del sector manufacturero.

En términos empíricos, se identificaron premios salariales por intensidad de innovación entre las empresas manufactureras argentinas y sus niveles salariales. El análisis partió desde una visión general de la industria, considerando un solo canal de correlación entre innovación y salarios, y continuó articulando dicha relación con las estrategias de innovación que adoptan las firmas, por un lado, y una estructura sectorial que permite conocer realidades hacia dentro de la industria.

El primer resultado a destacar es que, en el modelo básico, se registraron primas salariales por innovación a lo largo de la distribución de salarios por firma. En otras palabras, y tomando la industria en general, se verifica la hipótesis de que mayores esfuerzos de innovación son compatibles con niveles salariales más altos.

Un segundo punto está vinculado al hecho de que dichas primas son homogéneas a lo largo de la distribución de salarios de la industria y por lo tanto no profundizan (ni contrarrestan) la dispersión salarial intra-industria.

Un tercer punto está vinculado a las estrategias de innovación. Las estimaciones sugieren que las firmas cuyas estrategias de inversión en tecnología incluyen esfuerzos desincorporados o exógenos, abonan salarios más altos que aquellas que invierten solo en tecnología incorporada, y esto es independiente de si la estrategia involucra o no una combinación entre ambos tipos de esfuerzos. En otros términos, inversiones en I+D, en diseño industrial, en transferencia tecnológica, en consultoría o en capacitación para la innovación, se asocian a mayores niveles salariales. Las estrategias más apropiadas en términos de una política salarial deberían incluir este tipo de esfuerzos. Cuando la competencia entre firmas se plantea en función de las

posibilidades de ofrecer innovaciones al mercado, los salarios se constituyen en una herramienta más de dicha estrategia.

En términos de sectores manufactureros, se adoptó el criterio de agrupar los sectores manufactureros en tres grupos en base a sus intensidades factoriales relativas. Específicamente, se delimitaron los sectores intensivos en mano de obra, en capital y recursos naturales, y en conocimiento, con el propósito de identificar potenciales diferencias en las primas salariales por innovación para dar cuenta en cierta medida de la variedad de condiciones de un sector productivo con un carácter estructuralmente heterogéneo. Los resultados muestran que los sectores difusores de conocimiento y los intensivos en mano de obra registran primas salariales por innovación a lo largo de la distribución de firmas intra-industria, si bien en los sectores intensivos en capital y recursos naturales (aquellos con una participación mayoritaria en la industria) se observaron primas en una porción menor de las firmas. En los sectores CON-INT, se trata de un resultado esperable y a la vez compatible con la evidencia obtenida del modelo M2. Si consideramos que los sectores intensivos en conocimiento invierten comparativamente más en esfuerzos desincorporados que la media industrial, la mano de obra necesaria para poder desarrollarlos debe poseer altas calificaciones. Una mayor participación de trabajo calificado en el plantel, elevará naturalmente el salario.

Cabe advertir que esta combinación de resultados solo podría darse en los sectores CON-INT, donde todos los indicadores tecnológicos, productivos y laborales muestran un desempeño superior en la industria. En sectores con una fuerte dicotomía, que combinan ramas con alta productividad, concentración de mercado, intensidad innovativa y competitividad con sectores con un desempeño diametralmente opuesto -como sucede en el sector intensivo en mano de obra, los resultados pueden no ser tan consistentes con la evidencia previa. Por último, las estimaciones a las que se arriba en el sector intensivo en recursos naturales y capital, podrían revelar que las

ramas que lo componen son profundamente heterogéneas en todas las dimensiones analizadas salvo en el salario.

Finalmente, no se verifica la hipótesis de que mayores esfuerzos de innovación se correlacionan con mayor desigualdad salarial, dada la homogeneidad de las primas a lo largo de la distribución intra-industria. Una explicación posible de esta relativa homogeneidad es que las primas salariales por innovación estén sobrestimadas en los tramos inferiores de la distribución de salarios intra-industria. Esto está vinculado a la dificultad de incorporar variables sobre cobertura de negociación colectiva o de tasa de afiliación sindical a nivel de firma<sup>38</sup> <sup>39</sup>. Volviendo sobre las relaciones laborales locales, en Argentina la cobertura de negociación colectiva está asociada a menor desigualdad salarial, en particular por el peso que tiene dicha institución laboral sobre los salarios más bajos (Gómez, 2020; Martínez Correa et al., 2018).

Sí se cumple la hipótesis de que la elección de las estrategias de innovación modifica la distribución de primas salariales, si bien la estrategia indicada parece ser la de invertir en esfuerzos desincorporados (no solo combinados). Respecto a la pertenencia sectorial, los sectores intensivos en conocimiento resultan aquellos que premian a sus trabajadores con mayores primas por innovación, al igual que los sectores intensivos en mano de obra, si bien en este último caso la profunda heterogeneidad intra-sector sugiere un análisis más en detalle que permita capturar la fuerte dicotomía entre las ramas industriales que integran dicho grupo.

---

<sup>38</sup> Más allá de la importancia de este tipo de variables, la estructura legal e institucional de los sindicatos y sus normas laborales, sumado a las dificultades en la confiabilidad de los registros oficiales, vuelven significativamente difícil combinar los datos de las firmas industriales con este tipo de información complementaria.

<sup>39</sup> Si bien el marco de Días Bahía y Arbache (2005) es la identificación de primas salariales en su valor promedio - estando ausente todo análisis distributivo- tampoco incorporan los autores variables asociadas a la dimensión sindical. Incluso, de hacerlo, las predicciones no aplicarían a un país como Argentina (Arbache, 2001). Este último da cuenta de que en Brasil los sindicatos afectan la distribución salarial en sentido opuesto al efecto que tienen en Argentina y a la evidencia empírica de buena parte del mundo: están asociados a una mayor desigualdad salarial. Esto responde al hecho de que los trabajadores más calificados y en mejores puestos están proporcionalmente más sindicalizados que los trabajadores con menos calificaciones.

La parcialidad de los resultados muestra la complejidad de un sector donde inciden no solo una heterogeneidad estructural característica, sino también las limitaciones que impone la adopción de ciertas estrategias de innovación respecto de otras alternativas.

Un aspecto que estuvo presente en todo el análisis es la constatación, por un lado, de una baja tasa de desigualdad salarial (con un Gini en el salario por empresa menor a 0.25), especialmente en relación a la variabilidad del gasto en innovación y productividad y los valores relativamente bajos de las primas salariales por innovación. Cuatro respuestas posibles pueden ofrecerse a dicho interrogante, como se detalla a continuación.

Primero, los salarios -medidos sobre el año 2012- se redujeron significativamente en el período post Convertibilidad, lo que lleva simplemente a reconocer que la desigualdad en ese interregno no haya sido excesiva. Si bien las referencias que pueden obtenerse de cualquier indicador de desigualdad a largo plazo son a nivel de trabajadores, distintos autores señalan una mejora sustancial en el período (Piselli, 2018; Trujillo-Salazar, 2019; entre otros). Incluso, esta caída puede verificarse a partir de una comparación de las curvas de Lorenz y los coeficientes de Gini de los trabajadores industriales a largo plazo. Entre 2004 y 2012, dicho coeficiente se redujo de 0.35 a 0.29, como reflejo de un acercamiento de la curva a la línea de equidistribución (ver figura A2.1 en el Anexo 2.I de este capítulo).

Segundo, entre las razones que la literatura ha empleado para explicar la caída en la desigualdad salarial en dicho período se encuentran una importante tasa de formalización laboral hacia finales del período y el efecto de las negociaciones colectivas (Alejo y Casanova, 2016; Gómez, 2020; Trujillo-Salazar, 2019). La cobertura de convenios colectivos de trabajo fue particularmente importante en la industria, con efectos significativos en estandarización de salarios. A esto se le suma que los sectores formales (con los que se trabaja en la base ENDEI) poseen una menor desigualdad salarial que los informales.

Tercero, más allá de las condiciones distributivas, la mayor variabilidad en productividad e intensidad innovativa responde a los desequilibrios permanentes que registran los sectores industriales bajo condiciones de heterogeneidad. Barrera Insua y Fernández Massi (2017) indican que entre 2003 y 2012, la dispersión salarial se redujo (principalmente durante 2003-2007), mientras la productividad aumentó su dispersión, reflejando la profundización de las inequidades estructurales.

Cuarto, aun considerando las anteriores respuestas, el hecho de que los salarios estén planteados en promedios por firma implica necesariamente una estandarización, que se traduce en tasas de desigualdad significativamente menores entre firmas que entre individuos. Un sesgo que probablemente poco tenga que ver con mejores condiciones distributivas.

En este punto resulta importante señalar, las limitaciones más relevantes de este análisis. En primer lugar, vinculado al párrafo anterior, la base de datos ENDEI cuenta con valiosa información referida a dimensiones innovativas, productivas, organizativas y laborales. No obstante, la unidad muestral constituye una dificultad para el análisis de la distribución salarial a nivel *intra* firma, además de la carencia de información vinculada a las relaciones laborales y la institucionalidad laboral. Una alternativa a explorar en futuras investigaciones es la dimensión salarial relativa por calificación y por jerarquía ocupacional, dato que se encuentra disponible en términos en la base ENDEI.

En segundo lugar, la estructura de los datos no habilita el análisis a largo plazo, lo que permitiría emplear otras metodologías propias del análisis distributivo como la regresión por cuantiles no condicionados e incluso poner a prueba la hipótesis de cambio estructural de las economías periféricas. Con la reciente difusión de la ENDEI II (2014-2016), se explora un camino alternativo, el análisis de cohorte para empalmar los datos.



## Referencias

- Alvarez, R., y Lopez, R. A. (2005). Exporting and performance: evidence from Chilean plants. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'Économique*, 38(4), 1384-1400. doi: <https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2005.00329.x>.
- Antonelli, C. (2011). *Handbook on the Economic Complexity of Technological Change The Economic Complexity of Technological Change: Knowledge Interaction and Path Dependence*: Edward Elgar Publishing. Recuperado de: <https://econpapers.repec.org/bookchap/elgeebook/13391.htm>.
- Arbache, J. (2002). Unions and the Labor Market in Brazil. *IPEA-World Bank Brazil Jobs Report*.
- Arbache, J., y De Negri, J. A. (2004). *Industrial Affiliation and Wage Differentials in Brazil* (SSRN Scholarly Paper ID 587883). Social Science Research Network. Recuperado de: <https://papers.ssrn.com/abstract=587883>.
- Arza, V. y López, A. (2011). Innovation and productivity in the argentine manufacturing sector. *IDB Working Paper Series (62)*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1817297>.
- Bapuji, H., y Neville, L. (2015). Income inequality ignored? An agenda for business and strategic organization. *Strategic Organization*, 13(3), 233-246. doi: <https://doi.org/10.1177%2F1476127015589902>.
- Barletta, F., Pereira, M., Robert, V., Suarez, D., y Yoguel, G. (2014). Innovación y desempeño económico a nivel de firma. Una perspectiva evolucionista. *Tópicos de la Teoría Evolucionista Neoschumpeteriana de la Innovación y el Cambio Tecnológico*, 1, 319-356.
- Barrera Insua, F., y Fernández Massi, M. (2017). La dinámica productiva como límite superior de los salarios en la industria argentina. *Perfiles Latinoamericanos*, 25(50), 301-329. doi: <https://doi.org/10.18504/pl2550-014-2017>.

- Bernat, G. (2017). Innovación en la industria manufacturera argentina durante la post convertibilidad. La Encuesta Nacional de Dinámica de Empleo e Innovación (ENDEI) como herramienta de análisis: la innovación y el empleo en la industria manufacturera argentina. CEPAL, 2017. LC/TS. 2017/102. p. 61-80. Recuperado de [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/44132/S1700839\\_es.pdf](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/44132/S1700839_es.pdf).
- Blanchflower, D. G., Oswald, A. J., & Sanfey, P. (1996). Wages, profits, and rent-sharing. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(1), 227-251. doi: <https://doi.org/10.2307/2946663>
- Bloom, Nicholas, Fatih Guvenen, Benjamin S. Smith, Jae Song, and Till von Wachter. 2018. The Disappearing Large-Firm Wage Premium. *AEA Papers and Proceedings*, 108: 317-22. doi: <https://doi.org/10.1257/pandp.20181066>.
- Borrastero, C. M. (2012). Innovación, desarrollo y rol del Estado en las teorías neoschumpeterianas. [Tesis de Maestría. Universidad Nacional de Quilmes]. Recuperada de: <http://ridaa.unq.edu.ar/handle/20.500.11807/149>.
- Brambilla, I., Depetris Chauvin, N., y Porto, G. (2017). Examining the export wage premium in developing countries. *Review of International Economics*, 25(3), 447-475. doi: <https://doi.org/10.1111/roie.12231>.
- Brambilla, I., y Peñaloza Pacheco, L. (2018). Exportaciones, Salarios e Innovación Tecnológica. Evidencia para Argentina. *Económica*, 64(0). doi: <https://doi.org/10.24215/18521649e002>.
- Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294. doi: <https://doi.org/10.2307/1911963>.

- Bustos, P. (2011). Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms. *American Economic Review*, 101(1), 304-340. doi: <https://doi.org/10.1257/aer.101.1.304>.
- Carballo Pou, M. A. (1996). Salarios, productividad y empleo: La hipótesis de los salarios de eficiencia. *Cuadernos de estudios empresariales*, 6, 105-128. Recuperado de: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=164254>.
- Chena, P. I. (2010). La heterogeneidad estructural vista desde tres teorías alternativas: el caso de Argentina. *Comercio Exterior*, 60(2), 99-15.
- Cimoli, M. y CEPAL (2005). Heterogeneidad estructural, asimetrías tecnológicas y crecimiento en América Latina M. Cimoli (Ed.) Recuperado de: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/2799>.
- Cimoli, M., Dirven, M., Escaith, H., Ferraz, J., Parada, S., Peres, W., ... y Vergara, S. (2007). Progreso técnico y cambio estructural en América Latina. *Documento de Proyecto, CEPAL*.
- Cirillo, V. (2014). Patterns of innovation and wage distribution. Do “innovative firms” pay higher wages? Evidence from Chile. *Eurasian Business Review*, 4(2), 181-206. doi: <https://doi.org/10.1007/s40821-014-0010-0>.
- Cobb, J. A., y Lin, K.-H. (2017). Growing apart: The changing firm-size wage premium and its inequality consequences. *Organization Science*, 28(3), 429-446. doi: <https://doi.org/10.1287/orsc.2017.1125>.
- Conceição, P., y Galbraith, J. K. (2001). Toward a New Kuznets Hypothesis: Theory and Evidence on Growth and Inequality. En Galbraith, J. K., y Berner, M. (Eds.), *Inequality and Industrial Change: A Global View* (pp. 139-160). Cambridge: Cambridge University Press. doi: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139175210.008>.

- Cook, R. D., y Weisberg, S. (1983). Diagnostics for heteroscedasticity in regression. *Biometrika*, 70(1), 1-10. doi: <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.1>.
- Crépon, B., Duguet, E., y Mairessec, J. (1998). Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level. *Economics of Innovation and New Technology*, 7(2), 115-158. doi: <https://doi.org/10.1080/10438599800000031>.
- Crespi, G., Tacsir, E., y Vargas, F. (2016). Innovation dynamics and productivity: Evidence for Latin America Firm Innovation and Productivity in Latin America and the Caribbean (pp. 37-71): Springer. Recuperado de: [https://link.springer.com/content/pdf/10.1057%2F978-1-349-58151-1\\_2.pdf](https://link.springer.com/content/pdf/10.1057%2F978-1-349-58151-1_2.pdf).
- Crespi, G., y Zuniga, P. (2012). Innovation and productivity: evidence from six Latin American countries. *World Development*, 40(2), 273-290. doi: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.07.010>.
- Cruces, G., y Gasparini, L. (2008). A distribution in motion: the case of Argentina. Recuperado de: <https://www.econstor.eu/handle/10419/127594>.
- Da Silva Catela. E. Y. Tumini, L. (2017). Factores asociados a las diferentes dimensiones de competitividad internacional de las empresas argentinas. En NU. CEPAL. *La Encuesta Nacional de Dinámica de Empleo e Innovación (ENDEI) como herramienta de análisis: la innovación y el empleo en la industria manufacturera argentina*. NU. CEPAL.
- De Negri, J. A., y Freitas, F. (2004). *Inovação tecnológica, eficiência de escala e exportações brasileiras*. Recuperado de: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2198>.
- Días Bahía, L., y Arbache, J. S. (2005). Diferenciação salarial segundo critérios de desempenho das firmas industriais brasileiras Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais Brasileiras (pp. 728): Instituto de Pesquisa Económica Aplicada.

- DiNardo, J., Fortin, N. M., Lemieux, T., 1996. Labor market institutions and distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. *Econometrica* 64 (5), 1001-1044.
- Dopfer, K. (2006). The origins of meso economics: Schumpeter's legacy. *Papers on economics and evolution*, (0610), pp.1-44. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10419/31822>.
- Fajnzylber, F. (1992). Industrialización en América Latina: De la 'caja negra' al 'casillero vacío.'. Nueva Sociedad, 118.
- Freeman, C. (2003). A Schumpeterian renaissance? In H. Hanusch y A. Pyka (Eds.), *Elgar Companion to Neo-Schumpeterian Economics*. Edward Edgar Publishing Ltd.
- Furtado, C. (1964). *Desarrollo y Subdesarrollo* Eudeba.
- Galindo-Rueda, F., y Verger, F. (2016). OECD Taxonomy of Economic Activities Based on R&D Intensity. doi: <https://doi.org/10.1787/18151965> .
- Glass, A. J., y Saggi, K. (2002). Multinational firms and technology transfer. *Scandinavian Journal of Economics*, 104(4), 495-513. doi: <https://doi.org/10.1111/1467-9442.00298>.
- Goldin, C., y Katz, L. F. (2009). *The race between education and technology* (pp. 488). Belknap Press for Harvard University Press.
- Gómez, M. C. (2020). Elementos de poder sindical y sus efectos en la desigualdad salarial argentina: afiliación, negociación colectiva y conflictos laborales. *Revista CIFE: Lecturas de Economía Social*, 22(36), 21-46. doi: <https://doi.org/10.15332/22484914/5436>.
- Gómez, M. C., y Borrastero, C. (2017). Innovación tecnológica y desigualdad laboral y salarial en las empresas manufactureras argentinas. *Documentos de Trabajo del IELDE*, (19). Recuperado de: [https://economicas.unsa.edu.ar/ielde/archivos/docTrabajo/items\\_upload\\_documento\\_de\\_trabajo\\_19.pdf](https://economicas.unsa.edu.ar/ielde/archivos/docTrabajo/items_upload_documento_de_trabajo_19.pdf).

- Gómez, M. C., y Borrastero, C. (2018a). Innovación tecnológica y desigualdad productiva y laboral en las empresas manufactureras argentinas. *Revista Desarrollo y Sociedad* (81), 211-254. doi: <https://doi.org/10.13043/DYS.81.6>.
- Gómez, M. C., y Borrastero, C. (2018b). Innovación y heterogeneidad productiva en la industria argentina. Serie Documentos de Trabajo de Investigación de la Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba (01), 1-18. Recuperado de: <https://revistas.psi.unc.edu.ar/index.php/DTI/article/view/19814>.
- Grazzi, M., Pietrobelli, C., Crespi, G., Tacsir, E., Vargas, F., Mohan, P., . . . González-Velosa, C. (2016). Firm innovation and productivity in Latin America and the Caribbean: the engine of economic development. doi: <http://dx.doi.org/10.1057/978-1-349-58151-1>.
- Hodgson, G. M. (2007). *Economía institucional y evolutiva contemporánea*. Universidad Autónoma Metropolitana, Cuajimalpa-Xochimilco, División de Ciencias Sociales y Humanidades.
- Katz, J. (2000). Reformas estructurales, productividad y conducta tecnológica en América Latina: CEPAL. Recuperado de: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/1656>.
- Koenker, R., y Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50. doi: <https://doi.org/10.2307/1913643>.
- Krueger, A. B., y Summers, L. H. (1986). Reflections on the inter-industry wage structure. NBER Working Paper Series, (No. 1968). Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w1968.pdf>.
- Lamarck, J.-B. (1809). 1984, *Zoological Philosophy*. Trans. por Elliot, H. University of Chicago Press.
- Ludmer, G. (2019). Innovación tecnológica en la cadena de producción de ropa en Argentina: cuando las apariencias engañan. *Revista Iberoamericana de Ciencia, Tecnología y*

- Sociedad-CTS, 14(41). Recuperado de <http://ojs.revistacts.net/index.php/CTS/article/view/111>.
- Lugones, G., Peirano, F., y Gutti, P. (2005). Potencialidades y limitaciones de los procesos de innovación en Argentina. Observatorio Nacional de Ciencia, Tecnología e Innovación (SECYT). Documento de trabajo (26).
- Lugones, G., Suarez, D., y Gregorini, S. (2007). La innovación como fórmula para mejoras competitivas compatibles con incrementos salariales. Evidencias en el caso argentino. Documento de trabajo de REDES (36). Recuperado de: <http://www.centro/redes.org.ar/wp-content/uploads/2018/01/Doc.Nro36.pdf>.
- Lugones, G., Suárez, D., y Le Clech, N. (2007). Conducta innovativa y desempeño empresarial. Documentos de Trabajo de REDES N, 33(1.2), 1.
- Lundvall, B. A., y Andersen, E. S. (1988). Small national systems of innovation facing technological revolutions: An analytical framework. En *Small countries facing the technological revolution*.
- Marshall, A. (2013). Wage-setting Regimes and Inequality: Evidence from Argentina. Presentado en: Regulating for Equitable and Job-Rich Growth, Conference of the Regulating for Decent Work Network (RDW), Ginebra.
- Martinez Correa, J., Lombardo, C., & Bentivegna, B. (2018). *Convenio colectivo, sindicatos y dispersión salarial: Evidencia de Argentina*. Documento de Trabajo.
- Metcalfe, J. S., Robert, V., y Yoguel, G. (2010). Dancing in the dark: la disputa sobre el concepto de competencia. *Desarrollo Económico*, 50(19), 59-79. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/41219134>.

- MINCYT, y MTEySS. (2015). Encuesta Nacional de Dinámica de Empleo e Innovación I. Informe de resultados.: Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social.
- Morero, H. A. (2007). El evolucionismo: una presentación de su temática, metodología y objetivos. *Contribuciones a la Economía* (2007-07).
- Narodowski, P., Panigo, D., y Dvoskin, N. (2011). Aspectos teóricos relevantes para el análisis empírico de la informalidad en la Argentina Transformaciones del empleo en la Argentina. Estructura, dinámica e instituciones. CICCUS.
- Navarrete, J. L. (2011). Crecimiento económico y distribución del ingreso en Argentina 1980-2006: el rol del progreso técnico y la complementariedad del capital. [Tesis de Doctorado en Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.]
- Nelson, C., y Winter, S. (1982). *Organizational capabilities and behavior: An evolutionary theory of economic change*: Belknap Press of Harvard University Press.
- Nelson, R. R. (1991). The role of firm differences in an evolutionary theory of technical advance. *Science and Public Policy*, 18(6), 347-352. doi: <https://doi.org/10.1093/spp/18.6.347>.
- Novick, M., Palomino, H., y Gurrera, M. S. (2011). *Multinacionales en la Argentina*. Buenos Aires: Programa Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad. Recuperado de [http://www.trabajo.gob.ar/downloads/biblioteca\\_informes/150629\\_informes\\_multinacionales.pdf](http://www.trabajo.gob.ar/downloads/biblioteca_informes/150629_informes_multinacionales.pdf).
- OCDE. (2005). *Manual de Oslo: Guía para la recogida e interpretación de datos sobre innovación*.
- Pagés, C. (2010). The importance of ideas: Innovation and productivity in Latin America *The Age of Productivity* (pp. 223-255): Springer. Recuperado de: [https://link.springer.com/chapter/10.1057/9780230107618\\_10](https://link.springer.com/chapter/10.1057/9780230107618_10).



- Pavitt, K. (1984). Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory. *Technology, Management and Systems of Innovation*, 15-45. Recuperado de [http://sjbae.pbworks.com/w/file/fetch/37772232/Pavitt\\_1984.pdf](http://sjbae.pbworks.com/w/file/fetch/37772232/Pavitt_1984.pdf).
- Pereira, M., y Tacsir, E. (2019). *¿Quién impulsó la generación de empleo industrial en la Argentina? Un análisis sobre el rol de la innovación*. Recuperado de: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/44578>.
- Pianta, M. y Tancioni, M. (2008). Innovations, wages, and profits. *Journal of Post Keynesian Economics*, 31(1). <https://www.tandfonline.com/doi/ref/10.2753/PKE0160-3477310105?scroll=top>.
- Pinto, A. (1970). Naturaleza e implicaciones de la "heterogeneidad estructural" de la América Latina. *El Trimestre Económico*, 37(145) (1), 83-100. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/20856116>.
- Piselli, C. (2018). Calidad del Empleo y Distribución Salarial en Argentina: Los grandes sectores público-Privado. *Revista de Economía Laboral.*, 15(2), 119-165. doi: <https://doi.org/10.21114/rel.2018.02.05>.
- Porta, F., Santarcángelo, J., y Schteingart, D. (2015). La dinámica del excedente en la industria argentina 1996-2012. *Revista del Ministerio de Trabajo*, 11(13), 123-150.
- Prebisch, R. (1949). El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas. *El Trimestre Económico*, XVI (63), 347-431. doi: <https://www.jstor.org/stable/20855070>.
- Raffo, J., Lhuillery, S., y Miotti, L. (2008). Northern and southern innovativity: a comparison across European and Latin American countries. *The European Journal of Development Research*, 20(2), 219-239. doi: <https://doi.org/10.1080/09578810802060777>.

- RICyT. (2001). Manual de Bogotá: normalización de indicadores de innovación tecnológica en América Latina y el Caribe. Organización de los Estados Americanos.
- Robert, V., Yoguel, G., Cohan, L., y Trajtenberg, L. (2010). Estrategias de innovación y dinámica del empleo en ramas productivas argentinas. *Economía: Teoría y Práctica* (32), 113-158. Recuperado de: [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=So188-33802010000100006&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=So188-33802010000100006&script=sci_arttext).
- Salerno, M. S., Negri, J. A., Bahia, L. D., y Arbache, J. S. (2008). *Strategies of product innovation and differentiation do lead to higher wages: An empirical investigation in the Brazilian industry*. VI Globelics Conference, Mexico City. [https://smartech.gatech.edu/bitstream/handle/1853/35151/Mario\\_Salerno\\_Strategies\\_of\\_product.pdf](https://smartech.gatech.edu/bitstream/handle/1853/35151/Mario_Salerno_Strategies_of_product.pdf).
- Salvia, A., Fachal, M. N., y Robles, R. E. (2018). Mercado de trabajo, estructura sectorial heterogénea y perfiles educativos de la fuerza de trabajo: un análisis del comportamiento de los ingresos laborales (1992-2014). *RELET-Revista Latinoamericana de Estudios del Trabajo*, 22(37), 55-94. Recuperado de: <http://alast.info/relet/index.php/relet/article/view/325>.
- Sayago, J. A. M. (2015). Salarios de eficiencia en un contexto de agentes heterogéneos y racionalidad limitada. *sociedad y economía*, (29), 203-232. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/996/99639245010.pdf>.
- Schorr, M. (2021). Desindustrialización y reestructuración regresiva en el largo ciclo neoliberal (1976-2001). En M. Rougier (Ed.), *La industria argentina en su tercer siglo: Una historia multidisciplinar (1810-2020)* (1a ed., p. 548). Ministerio de Desarrollo Productivo.
- Schumpeter, J. A. (1934). *The theory of economic development* Harvard University Press.
- Schumpeter, J. A. (1942). *Capitalism, Socialism and Democracy*. Harper & Row (1975).

- Shapiro, C., y Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), 433-444.
- Stiglitz, J. E. (1974). Incentives and risk sharing in sharecropping. *The Review of Economic Studies*, 41(2), 219-255.
- Stiglitz, J. E. (1987). The causes and consequences of the dependence of quality on price. *Journal of Economic Literature*, 25(1), 1-48. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2726189>.
- Teece, D., y Pisano, G. (2003). The dynamic capabilities of firms *Handbook on knowledge management* (pp. 195-213): Springer. Recuperado de: [https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-540-24748-7\\_10](https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-540-24748-7_10).
- Trujillo-Salazar, L. (2019). Empleo formal y distribución del ingreso salarial en Argentina. Un estudio de descomposiciones de la desigualdad en el periodo 2003-2014. *Espiral*, 26(75), 119-157. doi: <https://doi.org/10.32870/eees.v26i75.7059>.
- Yoguel, G., Barletta, F., y Pereira, M. (2013). De Schumpeter a los postschumpeterianos: viejas y nuevas dimensiones analíticas. *Problemas del desarrollo*, 44(174), 35-59. Recuperado de: <http://www.scielo.org.mx/pdf/prode/v44n174/v44n174a3.pdf>.
- Yoguel, G., y Erbes, A. (2007). Competencias tecnológicas y desarrollo de vinculaciones en la trama automotriz argentina en el período post-devaluación (DT 02/2007). Recuperado de: [http://funcex.org.br/material/redemercosul\\_bibliografia/biblioteca/ESTUDOS\\_ARGENTINA/ARG\\_106.pdf](http://funcex.org.br/material/redemercosul_bibliografia/biblioteca/ESTUDOS_ARGENTINA/ARG_106.pdf).

## Anexo 2.I Tablas y Figuras Complementarias

### Test de Heterocedasticidad

**Tabla A2.1**  
**Test de heterocedasticidad (HTRCD). Breusch-Pagan y Cook-Weisberg. Industria argentina (2010-2012)**

	Modelos		
	M1 (Base)	M2 (Estrategias)	M3 (Ramas)
<i>Test HTRCD (Ho: varianza constante)</i>			
Chi-cuadrada	38.16	38.86	40.32
Grados de libertad	12	14	14
P-valor	0.000	0.000	0.000

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS).

## Estimación de Primas Salariales sin Control de Productividad

**Tabla A2.2**  
**Ecuación de salarios a nivel de firmas. Regresión por cuantiles.**  
**Modelo M1A. Industria argentina (2010-2012)(1)**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Gasto en innovación (2)(3)	0.030*** (0.008)	0.033*** (0.008)	0.042*** (0.007)	0.038*** (0.009)	0.039*** (0.009)
Exportadora	0.084*** (0.030)	0.085*** (0.023)	0.076*** (0.022)	0.052** (0.023)	0.058* (0.035)
Capital extranjero	0.177*** (0.064)	0.190*** (0.041)	0.213*** (0.039)	0.199*** (0.047)	0.243*** (0.065)
Mediana	0.129*** (0.033)	0.101*** (0.028)	0.112*** (0.020)	0.115*** (0.028)	0.175*** (0.038)
Grande	0.242*** (0.042)	0.249*** (0.033)	0.257*** (0.029)	0.307*** (0.034)	0.313*** (0.048)
Antigua	0.125*** (0.032)	0.135*** (0.027)	0.115*** (0.024)	0.120*** (0.031)	0.102*** (0.038)
Constante (4)	7.815*** (0.077)	7.972*** (0.081)	8.100*** (0.063)	8.323*** (0.071)	8.511*** (0.078)
Observaciones	1,771				

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Modelo alternativo a especificación de base, siguiendo a Brambilla y Peñaloza Pacheco (2018). (2) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (3) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (4) Se omiten coeficientes de variables de control por rama de actividad.

**Tabla A2.3**  
**Regresión intercuantílica sobre salarios a nivel de firmas**  
**Modelo M1A. Industria argentina (2010-2012)<sup>(1)</sup>**

	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
Gasto en innovación (2)(3)	0.006 (0.014)	0.005 (0.009)	0.006 (0.010)	0.000 (0.010)
Exportadora	-0.026 (0.039)	-0.030 (0.028)	-0.024 (0.031)	-0.002 (0.034)
Capital extranjero	-0.034 (0.071)	-0.008 (0.044)	0.012 (0.053)	-0.046 (0.048)
Mediana	0.044 (0.047)	0.003 (0.030)	-0.010 (0.034)	0.054 (0.040)
Grande	0.073 (0.057)	0.064* (0.039)	0.009 (0.041)	0.064 (0.043)
Antigua	-0.050 (0.003)	0.020 (0.002)	-0.031 (0.002)	-0.019 (0.002)
Constante (4)	0.298 (0.306)	0.203 (0.220)	0.005 (0.225)	0.293 (0.228)
Observaciones	1,771			

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEII (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Modelo alternativo a especificación de base, siguiendo a Brambilla y Peñaloza Pacheco (2018). (2) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (3) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (4) Se omiten coeficientes de variables de control por rama de actividad.

### Interacción entre Gasto en Innovación y Estrategias Innovativas

**Tabla A2.4**  
**Ecuación de salarios. Regresión por cuantiles. Modelo M2. Interacción con estrategias innovativas. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
GI - EI desincorporados (1) (2)	0.016 (0.011)	0.027*** (0.010)	0.030*** (0.009)	0.032*** (0.011)	0.027** (0.012)
GI - EI incorporados	0.006 (0.011)	0.009 (0.009)	0.017** (0.008)	0.016* (0.009)	0.014 (0.012)
GI - EI combinados	0.018** (0.009)	0.021*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.027*** (0.008)	0.024** (0.009)
Productividad	0.109*** (0.019)	0.129*** (0.016)	0.130*** (0.012)	0.141*** (0.015)	0.142*** (0.020)
Exportadora	0.082*** (0.031)	0.055*** (0.020)	0.056*** (0.021)	0.031 (0.023)	0.069** (0.031)
Capital extranjero	0.201*** (0.060)	0.209*** (0.035)	0.205*** (0.033)	0.189*** (0.044)	0.175*** (0.049)
Mediana	0.099*** (0.034)	0.098*** (0.025)	0.089*** (0.022)	0.100*** (0.027)	0.145*** (0.036)
Grande	0.199*** (0.040)	0.199*** (0.028)	0.207*** (0.031)	0.266*** (0.036)	0.261*** (0.042)
Antigua	0.129*** (0.034)	0.118*** (0.025)	0.108*** (0.022)	0.120*** (0.028)	0.078** (0.039)
Constante (3)	6.668*** (0.215)	6.599*** (0.191)	6.725*** (0.150)	6.774*** (0.184)	6.958*** (0.228)
Observaciones	1,719				

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Se omiten coeficientes de variables de control por rama de actividad.

## Desigualdad por Estrategias Innovativas. Modelo M2

**Tabla A2.5**  
**Premios salariales a la innovación según estrategia innovativa**  
**Test de Wald. Modelo M2.**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
<i>Test (Ho: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>					
GI - EI incorporados/desincorporados					
F (1)	1.22	7.85	5.86	7.17	2.52
P-valor	0.269	0.005	0.016	0.008	0.112
GI - EI combinados/incorporados					
F	3.87	6.12	4.96	8.56	2.14
P-valor	0.049	0.014	0.026	0.004	0.144
GI - EI combinados/desincorporados					
F	0.11	1.51	1.03	1.06	0.29
P-valor	0.738	0.220	0.310	0.304	0.588

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Estadísticos F(1; 1704).



### Interacción entre Gasto en Innovación y Sectores Industriales

**Tabla A2.6**  
**Ecuación de salarios. Regresión por cuantiles. Modelo M3. Interacción**  
**con sector industrial. Industria argentina (2010-2012)**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
GI - Sectores KRN-intensivos (1) (2)	0.005 (0.009)	0.012* (0.007)	0.018*** (0.007)	0.016** (0.008)	0.017 (0.011)
GI - Sectores L-intensivos	0.023** (0.011)	0.022** (0.009)	0.019** (0.008)	0.022** (0.011)	0.033** (0.016)
GI - Sectores CON-intensivos	0.019** (0.009)	0.025*** (0.008)	0.032*** (0.008)	0.034*** (0.010)	0.032** (0.012)
Productividad	0.099*** (0.020)	0.129*** (0.014)	0.128*** (0.010)	0.141*** (0.015)	0.137*** (0.018)
Exportadora	0.080*** (0.029)	0.078*** (0.020)	0.075*** (0.020)	0.044* (0.023)	0.053* (0.030)
Capital extranjero	0.190*** (0.054)	0.193*** (0.036)	0.220*** (0.033)	0.180*** (0.043)	0.190*** (0.051)
Mediana	0.110*** (0.033)	0.107*** (0.023)	0.085*** (0.021)	0.099*** (0.025)	0.151*** (0.036)
Grande	0.199*** (0.038)	0.211*** (0.026)	0.203*** (0.030)	0.255*** (0.032)	0.285*** (0.040)
Antigua	0.143*** (0.034)	0.095*** (0.029)	0.095*** (0.023)	0.111*** (0.028)	0.078** (0.037)
Constante (3)	6.731*** (0.242)	6.584*** (0.180)	6.800*** (0.136)	6.815*** (0.178)	6.937*** (0.216)
Observaciones	1,719				

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Se omiten coeficientes de variables de control por rama de actividad.

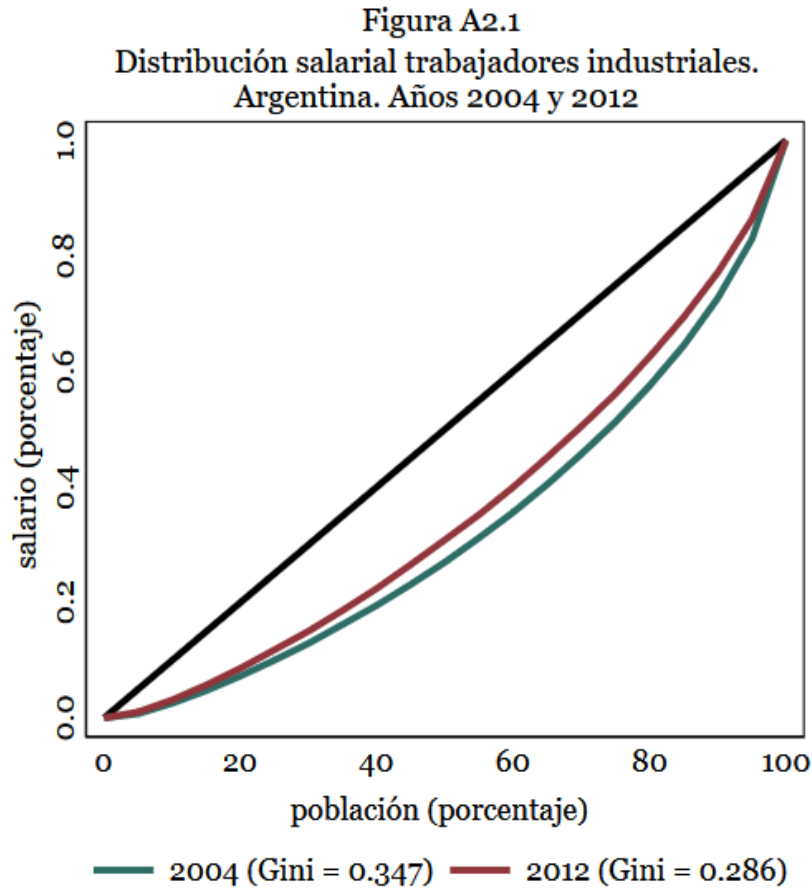
## Desigualdad por Sectores Industriales. Modelo M3

**Tabla A2.7**  
**Premios salariales a la innovación según sector industrial**  
**Test de Wald. Modelo M3**

	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
<i>Test (Ho: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>					
GI - Sectores L-INT / KRN-INT					
F(1)	3.02	1.28	0.01	0.64	1.41
P-valor	0.082	0.257	0.941	0.423	0.235
GI - Sectores CON-INT / KRN-INT					
F	4.01	8.28	6.62	9.26	2.67
P-valor	0.045	0.004	0.010	0.002	0.103
GI - Sectores CON-INT / L-INT					
F	0.14	0.11	2.42	1.66	0.01
P-valor	0.710	0.741	0.120	0.198	0.924

Fuente: elaboración propia con datos de la ENDEI I (MINCyT y MTEySS). Notas: (1)  
 Estadísticos F(1; 1704).

## Desigualdad Salarial a Nivel de los Trabajadores



Fuente: EPHC (INDEC). Nota(\*): asalariados formales, en firmas privadas de 11 o más empleados del sector industrial (según CAES Mercosur). Salario de la ocupación principal

En la figura anterior, se buscó reflejar las condiciones de los trabajadores industriales incorporados en la muestra definida por la ENDEI, de modo tal de explorar brevemente cómo evolucionó la desigualdad salarial en el sector



## **Parte II. Calificaciones**

### **Resumen**

En esta sección se examina qué rol juegan las calificaciones laborales en la desigualdad de los trabajadores argentinos, considerando su evolución durante el periodo 2004-2014. El marco analítico empleado define a las calificaciones laborales de manera más amplia a los enfoques tradicionales del capital humano, al asociarlas no solo a la educación del trabajador sino principalmente a la dimensión ocupacional. Mediante la metodología de regresión por cuantiles, se estiman premios a las calificaciones y retornos a la educación a lo largo de las distribuciones salariales. Se estiman también interacciones con dos condiciones alternativas: género del trabajador y formalidad laboral. Los resultados confirman la existencia de premios salariales crecientes, tanto con los niveles de calificación como del salario. En términos de su evolución, se verifica en el periodo una mitigación de las desigualdades entre los asalariados y una mejora en la posición relativa de los trabajadores con calificación operativa, con relación a técnicos y profesionales. Para concluir, se incluye al final del capítulo un anexo metodológico que trata algunos de los sesgos que conlleva la estimación de premios salariales.

Parte del trabajo realizado en los capítulos 3 y 4 de esta tesis doctoral ha sido publicado en la Revista Estudios Económicos de la Universidad Nacional del Sur. ISSN 0425-368X / e-ISSN 2525-1295 y en la Revista Equidad y Desarrollo de la Universidad de Lasalle (Colombia). ISSN 1692-7311 / e-ISSN 2389-8844.

Gómez, M. (2020). Desigualdad salarial en Argentina. Una interpretación con base en calificaciones ocupacionales. *Estudios Económicos*, 37(75), 24-49. doi: <https://doi.org/10.52292/j.estudecon.2020.1750>.

Gómez, M. C. (2018). Retornos a la educación y premios por calificación: estimación y sesgos asociados al caso argentino. *Equidad y Desarrollo*, (30), 11-37. doi: <https://doi.org/10.19052/ed.4327>.

---

## **Capítulo 3. Calificaciones Laborales y Desigualdad**

### **Revisión Literaria y Marco Teórico**

### 3.1 Introducción

Desde inicios de los años 2000, en el mercado laboral argentino se han combinado distintos cambios que han repercutido en su composición, su naturaleza y sus reglas de determinación de salarios. Estas transformaciones se dieron a la par de la evolución de la macroeconomía en general, la que estuvo signada, al principio, por la recuperación en los niveles de actividad y, unos años después, con el estancamiento y la puja distributiva derivada de un contexto inflacionario. Entre 2004 y 2014, la tasa de desempleo se redujo en más de seis puntos porcentuales, de un 13.6% a un 7.3% y el salario creció casi un 40% en términos reales, con una caída notable en su dispersión. El coeficiente de Gini salarial pasó de 0.39 a 0.31 puntos y el ratio de salarios entre el décimo decil y el primero se contrajo de 6.6 en 2004 a 5.4 en 2014.

Los cambios registrados en el periodo profundizaron los rasgos de ciertas estructuras ocupacionales preexistentes y generaron modificaciones en su distribución salarial. Los asalariados con calificación operativa, que representaban alrededor del 57% del total de trabajadores en 2004, se incrementaron al 61% en 2014. y los trabajadores sin calificación mantuvieron su participación en alrededor del 18%. Los técnicos pasaron de representar el 16% a cerca del 14% y los profesionales mantuvieron relativamente su participación en alrededor del 8%<sup>40</sup>. En términos distributivos y como promedio del período, el salario medio de los profesionales representó 1.9 veces el promedio de todos los asalariados y el salario de los técnicos rondó 1.4 veces la media general. Entre los grupos con menores calificaciones, el salario de los operarios respecto al promedio se ubicó en 0.83, y el de los trabajadores sin calificación en 0.62. Cabe mencionar que las caídas en los índices de desigualdad se reflejan también en estos ratios, siendo menores en 2014 las brechas salariales entre niveles de calificación que una década atrás.

---

<sup>40</sup> Los valores en esta sección fueron estimados en base a la muestra de asalariados definida para las estimaciones del capítulo (ver sección de Datos para más información).



Asimismo, el nivel educativo de los asalariados fue mejorando en dicho lapso, siguiendo la tendencia experimentada en gran parte de los países durante las últimas décadas. El porcentaje de trabajadores con estudios secundarios completos fue de 23.5% en 2004 y llegó al 29.7% en 2014. Mientras tanto, los trabajadores con estudios superiores representaban un 18.8% en 2004, alcanzando el 22% una década después. A la inversa, las personas con los menores niveles educativos –quienes no completaron la educación primaria o no tuvieron instrucción alguna– redujeron su participación del 5.6% al 3.1%.

Estos datos permiten vislumbrar la magnitud de los cambios ocurridos en el mercado laboral en Argentina en un periodo reciente. Teniendo en cuenta este panorama, distintas perspectivas teóricas se han empleado para indagar sobre los factores que ayudan a explicar el nivel y distribución de los salarios. Entre ellos, se avanzó explorando el vínculo del salario y la educación, la tecnología, la brecha de género y formalidad laboral. Las calificaciones que los trabajadores poseen para desarrollar sus ocupaciones y tareas, en tanto insumos esenciales del proceso productivo, no han sido incorporadas como dimensiones centrales en la literatura sobre salarios desde una perspectiva microeconómica, habiendo sido incluidas más bien como características complementarias de las relaciones laborales o focalizando en una estructura social fundada en el rol del trabajador.

Así pues, en este capítulo se intenta responder a las siguientes preguntas: ¿cómo se vinculan las calificaciones laborales con la desigualdad salarial registrada en Argentina en el periodo 2004-2014?, ¿en qué dimensiones de los salarios, las calificaciones se asocian a una mayor desigualdad?, ¿cómo evolucionan dichos vínculos a lo largo del periodo de estudio?, ¿las relaciones identificadas se mantienen si se agrupan a los individuos según su género o tomando segmentos del mercado laboral? Para responder a estos interrogantes que motivan la presente investigación se parte de una definición de calificaciones laborales más amplia que la que propone la teoría neoclásica. La misma comprende no solo la educación del individuo, sino también las

calificaciones ocupacionales. Se trata de aquellas habilidades y conocimientos que los trabajadores ofrecen y son demandados por las firmas para el desarrollo de sus tareas. En relación a ellas, y para facilitar el análisis empírico, se trabajará con una categorización simple que permite identificar las relaciones fundamentales con el salario y que se encuentra disponible en los datos empleados.

En lo que sigue, se presentan los objetivos y las hipótesis que guían esta investigación. A continuación, se desarrollan distintas perspectivas teóricas con las que se interpreta la desigualdad salarial en Argentina, para luego definir un marco teórico que hace foco en las calificaciones laborales.

En el cuarto capítulo se desarrolla el trabajo empírico y la discusión de los resultados. Primeramente, se presentan los datos y la estrategia empírica abordada, y luego se discuten los resultados obtenidos en tres alternativas de estimación propuestas. Finalmente, se resumen las reflexiones finales. De modo adicional, el capítulo se completa con dos anexos: el primero reúne una serie de tablas y gráficos complementarios (Anexo 4I); y el segundo (Anexo 4II) comprende un trabajo metodológico donde se discuten algunos de los sesgos que potencialmente se asocian a las estimaciones de retornos a la educación y premios a las calificaciones.

## **3.2 Objetivos e Hipótesis**

Para la definición de los objetivos, conviene tener presente la perspectiva central de esta sección: que las calificaciones laborales representan un activo del trabajador que se expresa no solo en la órbita educativa, sino también en la ocupacional, a saber, en su capacidad para desarrollar ciertas tareas de acuerdo a los requerimientos de su puesto de trabajo.

### **3.2.1 Objetivos**

El objetivo general consiste en identificar el grado de asociación entre las calificaciones de los trabajadores y la desigualdad salarial en Argentina.

De él se derivan tres objetivos específicos:

- Examinar en qué dimensiones de los salarios las calificaciones se asocian a una mayor desigualdad entre los trabajadores.
- Indagar cómo evolucionan los vínculos identificados entre calificaciones laborales y salarios durante el periodo 2004 a 2014.
- Estudiar si las relaciones registradas difieren según el género del trabajador o los segmentos del mercado de trabajo.

### **3.2.2 Hipótesis**

Al mismo tiempo, subyacen de estos objetivos cuatro hipótesis centrales:

- Los premios a las calificaciones laborales se correlacionan con una mayor desigualdad salarial en distintas dimensiones dado que, si bien se vinculan positivamente con los

salarios, este resulta mayor entre quienes perciben los mayores salarios como también entre quienes poseen mayores calificaciones.

- Considerando el periodo de análisis, las asociaciones entre calificaciones y salarios se ven moderadas hacia fines del periodo en un contexto de reducción de los parámetros de desigualdad.
- En un contexto de desigualdades género en el mercado laboral, la educación ayuda a contrarrestar la brecha salarial entre hombres y mujeres, pero las calificaciones ocupacionales ayudan a profundizarla.
- En condiciones de segmentación laboral, la formalidad se traduce en brechas salariales y en diferentes reglas de determinación de salarios.

### **3.3 Revisión Literaria**

Los estudios sobre determinación y distribución de salarios se ubican desde mediados del siglo pasado en un lugar central de la teoría económica. A pesar de la relevancia que entrañan los aspectos distributivos y su vinculación con los problemas de desarrollo, el enfoque más extendido en la literatura emplea, en su regla de determinación salarial, una concepción restringida de las calificaciones, aquella que privilegia el rol de la educación del individuo y las diferencias de productividad como fuentes de dispersión salarial (Boeri y Van Ours, 2013; Paz, 2017). A continuación, se desarrollan los fundamentos de esta perspectiva.

### 3.3.1 Salarios, Productividad y Capital Humano

El punto de partida es la teoría del capital humano (TCH). Desarrollada por Schultz (1961), Becker (1962, 1964), y Mincer (1974), alcanza mayor notoriedad a partir de la década de 1990<sup>41</sup>. La TCH se origina en la observación de un hecho estilizado: los salarios son mayores para las personas más educadas y aumentan a lo largo de la vida laboral, a tasas decrecientes. A su vez, se observa que las personas jóvenes invierten más en la adquisición de habilidades que las personas mayores (Espino Rabanal, 2001)

Para esta teoría, la educación es el principal impulsor de los ingresos laborales, de la desigualdad salarial y de la distribución de la masa salarial. Su punto central es la concepción de que el individuo invierte en capital humano a través de la educación y la experiencia laboral, y al ofrecer su trabajo, pone en juego su capital acumulado. El supuesto detrás de esta teoría es que, en un mercado laboral competitivo, los trabajadores son remunerados de acuerdo a su productividad marginal y ésta se incrementa invirtiendo en educación y en experiencia (Joll, McKenna, McNabb, y Shorey, 1983). Se concibe de esta forma a la educación y la experiencia laboral como inversiones, donde el individuo maximiza y obtiene “retornos” salariales por ello (Becker y Chiswick, 1966). Bajo el concepto de capital intangible, Schultz (1961) hace una valoración intrínseca del conocimiento expresando la interacción entre oferta y demanda de trabajo en función del intercambio de saberes y habilidades.

Mincer (1974) toma estos postulados y los desarrolla matemáticamente en lo que hoy se conoce como la “ecuación minceriana” de ingresos<sup>42</sup>. En su modelo postula a la educación formal

---

<sup>41</sup> Goldin y Katz (2020) exploran los usos del término “capital humano” y de la vertiente teórica en los trabajos publicados por la Oficina Nacional de Investigaciones Económicas de Estados Unidos (NBER por su acrónimo en inglés) o en estudios identificados bajo los códigos EconLit de la Asociación Económica Americana (AEA). Los autores encuentran que, entre 1990 y 2019, el uso del término o las referencias a la teoría entre los libros de la NBER aumentó del 5% al 25%, mientras que entre los libros de economía cambiaron del 3% al 6%. Lemieux (2006), por su parte, resume y reinterpreta el marco teórico planteado en las ecuaciones de Mincer luego de 30 años.

<sup>42</sup> En el anexo metodológico de la tesis se desarrolla la ecuación de Mincer.

y la experiencia como componentes centrales del capital humano y establece la hipótesis de una relación positiva entre ellos y los ingresos laborales. Mincer prevé que, para alcanzar mayores niveles de ingresos laborales, el individuo podrá realizar inversiones post escolares, las que vincula al entrenamiento laboral. Respecto a la experiencia, dada la falta de datos específicos, la define en potencial, aproximando mediante la edad del individuo o la edad menos los años de ingreso al sistema formal como variable *proxy* de la misma.

En base a este planteo, las “tasas de retorno” a la educación se definen como el ingreso adicional que reporta al trabajador un año más de educación, pago que el empleador realiza por la mayor productividad derivada de esa inversión en capital humano<sup>43</sup>. Respecto a la naturaleza de los retornos a la educación, la respuesta de Becker y demás autores de esta línea es que está constituida de capital humano.

Desde otra perspectiva, Duncan y Hoffman (1981) sostienen que los retornos a la educación son solo una parte de lo que pagan las empresas, por cuanto el capital humano acumulado por el individuo puede no ser el que las empresas requieren para ese puesto. De esta forma se abre la posibilidad de la existencia de dos retornos: el de la educación requerida y el de la ofrecida. Otras revisiones críticas han surgido con el avance de la literatura a partir de la TCH. En base a ellas, Espino Rabanal (2001) resume las siguientes objeciones: la escasa o nula conexión entre educación y productividad; la educación puede no ser un determinante de la productividad, sino una “credencial” de empleabilidad; la incorporación de términos inobservables en la función de producción de capital humano; las decisiones racionales de los individuos no necesariamente están motivadas por rendimientos monetarios, o en ese caso, resulta difícil concebir decisiones individuales basadas en análisis costo beneficio a lo largo del ciclo de vida. Algunos de esos

---

<sup>43</sup> El individuo invertirá en educación hasta el punto en que el perfil temporal de ingresos para el trabajador -por mayores salarios progresivos- se iguale al perfil de sus costos -matrícula, horas de estudio, material, etc. (Aliaga y Montoya, 1998).

argumentos se incorporarán a continuación, como parte de lineamientos teóricos alternativos sobre terminación salarial<sup>44</sup>.

En los próximos tres apartados se abordarán hipótesis que buscan interpretar la desigualdad salarial y que tienen en común una postura crítica de la TCH, con el propósito de obtener un marco analítico que sustente el estudio de los vínculos entre las calificaciones laborales y la desigualdad de salarios. Posteriormente, en las dos últimas secciones, se realizará una breve revisión sobre la literatura que estudia las brechas de género y la segmentación en los mercados laborales. Esto último, bajo la premisa de explorar cómo se configuran las relaciones estudiadas en distintos grupos de trabajadores, vale decir entre géneros o entre trabajadores formales e informales.

### **3.3.2 Educación y Tecnología**

El vínculo entre estas dimensiones y la dispersión salarial fue abordado en los estudios de Tinbergen (1975) y Haveman (1977), en los cuales se planteó la “carrera de la educación y la tecnología”, por la cual el salario relativo entre trabajo calificado y no calificado se ve afectado por dos impulsos contrapuestos: un aumento en la demanda relativa de trabajo calificado provocado por un proceso de cambio tecnológico que insume más de dicho factor, y un aumento en la oferta relativa a partir de una mejora en los niveles educativos de los trabajadores. Este marco de análisis se combina posteriormente con los trabajos de Card y Lemieux (2001), Goldin y Katz (2009) y Katz y Murphy (1992), quienes usaron funciones de producción con elasticidad de sustitución constante para representar los cambios en el equilibrio y con ello en la dispersión salarial. En

---

<sup>44</sup> No se pretende agotar todos los enfoques vigentes que tratan la desigualdad de salarios. A modo de ejemplo, otras vertientes sin vínculo directo a las calificaciones son las de segregación ocupacional horizontal o la perspectiva de calidad del empleo, entre otras (Paz, 2013).

Manacorda, Sánchez-Páramo, y Schady (2010) y más recientemente en Ciaschi, Galeano, y Gasparini (2021), Fernández y Messina (2018) y Galiani, Cruces, Acosta, y Gasparini (2017), entre otros, se evalúa la evolución de los retornos a la educación en Latinoamérica y Argentina siguiendo el modelo de oferta-demanda.

Una hipótesis derivada del marco anterior es la conocida como de “cambio tecnológico sesgado a las calificaciones” o *skill biased technological change* (SBTC) en inglés, la cual fue planteada en estudios sobre desigualdad en Estados Unidos como Acemoglu (2002), Card y DiNardo (2002) y Juhn, Murphy, y Pierce (1993), quienes argumentan que un aumento en los retornos educativos – y una mayor desigualdad salarial- son el resultado de un impulso en la demanda relativa de trabajo calificado que supera al de la oferta<sup>45</sup>. A nivel local y regional distintas investigaciones han evaluado dicha hipótesis en el contexto de países en desarrollo, combinando los avances tecnológicos y la mejora en los niveles educativos de la región (Acosta y Gasparini, 2007, Cruces y Gasparini, 2009).

Desde un marco vinculado al anterior, pero haciendo foco en la dimensión educativa, Card y Lemieux (2001) y Katz y Murphy (1992), emplean funciones de producción con elasticidad de sustitución constante para representar los cambios en el equilibrio oferta-demanda y con ello en la dispersión salarial. En Manacorda, Sánchez-Páramo, y Schady (2010) y más recientemente en Ciaschi, Galeano, y Gasparini (2021), Fernández y Messina (2018), Galiani, Cruces, Acosta, y Gasparini (2017) y Lustig, Lopez-Calva, y Ortiz-Juarez, (2013), entre otros, se evalúa la evolución de los retornos a la educación en Latinoamérica y Argentina siguiendo este modelo simple de oferta-demanda.

---

<sup>45</sup>Tanto Acemoglu (2002) como Juhn et al. (1993) admiten la existencia de que la educación no captura todas las dimensiones de las calificaciones. El primero indicando que son sustitutos imperfectos, el segundo identificando un componente no observado de desigualdad no vinculado de los niveles educativos.



Cabe mencionar que, en estos antecedentes, las calificaciones laborales se asocian exclusivamente a la dimensión educativa, dejando de lado análisis de variables que implican cualquier otra concepción de habilidades o conocimientos por fuera de la educación formal en general<sup>46</sup>.

### 3.3.3 Sobreeducación y Sobrecalificación

A través del modelo de desajustes educativos, conocido como modelo ORU (*over-required-under-education* en inglés), Duncan y Hoffman (1981) introducen cierta noción de desequilibrio en el mercado laboral con efectos claros sobre la dispersión salarial. Su planteo contrapone la noción de una demanda laboral relativamente inflexible, tecnológicamente determinada por la productividad, con la creciente oferta laboral que se genera a partir de las mejoras en los niveles educativos de la población<sup>47</sup>. En un marco neoclásico, un aumento en la oferta relativa de trabajo reduciría el salario y generaría el incentivo para contratar el insumo abundante, de lo cual se deduce que cualquier desequilibrio será un fenómeno de corto plazo originado en una falta de coordinación entre individuos y firmas. Al respecto, el modelo canónico de Mincer vincula los salarios con los años de educación del trabajador, desestimando implícitamente la posibilidad de que un trabajador posea mayores calificaciones educativas que lo requerido por el puesto (Hartog, 2000)<sup>48</sup>. Desde una visión más amplia, el modelo ORU introduce la posibilidad de estos desbalances entre oferta y demanda de trabajo a nivel de la firma.

---

<sup>46</sup> El aumento en el nivel educativo de la población es un fenómeno que estuvo presente en las últimas décadas en gran parte de los países denominados de renta media o alta, al igual que en Argentina en el período estudiado (ver análisis de la figura 4.1 en la sección de resultados).

<sup>47</sup> Dos supuestos subyacen del planteo de requerimientos de insumos por parte de las firmas: mercados laborales flexibles, con salarios respondiendo a excesos de oferta y demanda sin “distorsiones”, y firmas que adaptan sus técnicas de producción constantemente para minimizar costos.

<sup>48</sup> Hartog sostiene que, al igual que otras condiciones del trabajador, la sobreeducación en la teoría del capital humano sería el resultado de decisiones voluntarias del individuo.

En términos salariales, esto implica adaptarse mejor a la evidencia de que, incluso controlando por características individuales, los pagos de dos trabajadores con iguales niveles educativos pueden diferir significativamente (De Santis, Gáname, y Moncarz, 2021; Quinn y Rubb, 2006).

A nivel local y regional, numerosos estudios siguen esta línea de análisis. Algunos combinan la hipótesis de sobreeducación con segmentación laboral -a discutirse más adelante- (Herrera-Idárraga, López-Bazo, y Motellón, 2015; Jiménez, 2015); también se combina con el concepto de sobrecalificación (De Santis et al., 2021; Jiménez, 2015; Quinn y Rubb, 2006), e incluso incorporan cierto análisis distributivo (De Santis et al., 2021; Quinn y Rubb, 2006).

Apelando al término de sobrecalificación, Jiménez (2015) lo distingue de la sobreeducación al definirlo sobre la base del conjunto de calificaciones que exceden a la educación formal. En términos salariales, la diferencia no es menor, ya que la sobrecalificación genera la mayoría de las veces una prima salarial, mientras que la sobreeducación no siempre genera un retorno e incluso puede implicar una penalidad. Algo a destacar es que, a nivel sectorial pueden combinarse déficits en las calificaciones laborales en algunos sectores con sobreeducación en otros (CEDEFOP, 2010).

De lo anterior, sobre este enfoque se destacan dos cuestiones: el reconocimiento de las limitaciones de la teoría de capital humano para explicar desajustes entre el trabajador y la firma en la dimensión educativa: la propuesta de integración de estas diferencias con foco en las condiciones de la demanda laboral (Hartog, 2000). Con todo, a excepción de los enfoques que incorporan el concepto de sobrecalificación, estos análisis desconocen aquellas variables de calificaciones que exceden la dimensión educativa y que motivan el presente capítulo.

### 3.3.4 Ocupaciones y Tareas

A diferencia de los antecedentes sobre la teoría de capital humano y los retornos a la educación, los estudios que introducen otras dimensiones de calificación como factores de dispersión salarial están claramente menos difundidos en la academia. Son dos las razones que pueden explicar este resultado: un escaso desarrollo analítico del rol de las ocupaciones en el campo económico en general o un avance teórico relativamente reciente, como el que se deriva del “enfoque de las tareas” de Autor, Levy, y Murnane (2003), popularizado recién en la última década). Si bien ambos comparten la visión crítica acerca del modelo canónico y tienen una vinculación estrecha, sus principales diferencias están dadas por su punto de partida conceptual (ocupaciones o tareas), como por el grado de separación de su análisis respecto a la teoría distributiva neoclásica. Siguiendo ese orden, en una primera parte de este apartado se discutirá el planteo específico sobre calificaciones ocupacionales (CO) y, posteriormente, se resumirán los postulados del enfoque de tareas.

Los estudios que introducen la heterogeneidad entre los trabajadores de acuerdo a sus ocupaciones parten de la crítica a la concepción neoclásica de mercados laborales homogéneos, donde la única fuente de diferencia viene dada por la escolarización del individuo. En particular, se cuestiona la idea de que todos los individuos acumulan habilidades para el ejercicio de sus tareas de idéntica manera, la educación, ignorando cualquier noción de especialización en los saberes adquiridos, como en la forma en la cual estos saberes se hacen propios de cada trabajador.

Uno de los primeros estudios que reconocen el rol de las ocupaciones en la dispersión salarial es el de Roy (1951). Su aporte principal es el desarrollo de un modelo teórico que explica la distribución ocupacional y sus consecuencias en la distribución de ingresos en un mundo donde los individuos difieren en sus dotaciones de “habilidades específicas” para esas ocupaciones (Heckman y Honore, 1990). Para Roy, la distribución del ingreso (y del producto) no es un mero accidente histórico o un resultado arbitrario, sino que depende críticamente de la distribución de

los trabajadores entre las distintas ocupaciones disponibles en la comunidad. Atribuyéndoles un rol central en este resultado, aporta una temprana definición de calificaciones ocupacionales, enunciándolas como “... la efectividad relativa de las habilidades humanas para resolver distintos problemas productivos, la cual solo podrá verse afectada por cambios en las técnicas de producción en las distintas actividades en las cuales se involucra la raza humana ...”. Su argumento descansa en la idea de que los trabajadores se autoseleccionan –en respuesta a las oportunidades que les brindan las empresas- entre aquellas actividades para las cuales tienen habilidades relativamente superiores a otras, lo cual les garantizaría una mejor retribución por su trabajo.

Décadas después, Heckman y Honore (1990) extienden empíricamente el planteo de Roy. Formalizando sus predicciones sobre el modelo de autoselección, argumentan que distribuir los trabajadores según sus calificaciones (ocupacionales) resulta en menores niveles de desigualdad que si dicha distribución hubiese sido aleatoria. En otras palabras, la búsqueda de ventajas comparativas por parte de las firmas reduce la desigualdad salarial.

En línea con lo anterior, Polachek (1981) critica la noción de la teoría de capital humano en relación a sus dificultades para inferir acerca de la distribución ocupacional. Al suponer el capital humano como algo homogéneo, el enfoque tradicional de calificaciones prevé una única diferencia entre los individuos, aquella que se refiere a montos de capital y no a los “tipos” de capital humano. En virtud de ello, el autor sostiene que incorporar diferencias en este sentido permitirá lograr una mejor explicación de la distribución de ingresos. Adaptando el modelo neoclásico para introducir esta diferenciación, se constituye en un punto de partida para las teorías de segregación ocupacional y los estudios de género.

Estos antecedentes muestran la importancia de identificar calificaciones ocupacionales como parte central del conjunto de calificaciones del trabajador y de indagar sobre sus conexiones con la desigualdad salarial. En este sentido, tanto Avent-Holt et al. (2019) como Kunst, Freeman,

y Oostendorp (2020) coinciden en que las ocupaciones son determinantes clave en la varianza salarial y las conectan necesariamente con las tareas laborales.

En el primer caso, los autores definen las ocupaciones como “... grupos de tareas similares que requieren conjuntos de habilidades similares ...” –definición que comparten con Autor et al. (2003). Se avanza incluso en esta línea, al concebirlas como meras herramientas que indexan la importancia de las calificaciones. En un plano dual, sostienen que las mismas inciden en la desigualdad salarial a través de dos dimensiones: la productiva, por la cual representan el conjunto de puestos técnicos en la división general del trabajo; y la social, donde las mismas conforman diferentes identidades a partir de valoraciones sociales que, por vía del prestigio y el estatus, generan agrupamientos en la población. Su trabajo empírico consiste en estimar, para cinco países desarrollados, la participación relativa de las ocupaciones frente a otras variables asociadas a las firmas y los puestos de trabajo. Los autores concluyen que no existe una forma universal de conectar las ocupaciones con el salario y que resulta primordial atender a las particularidades propias de cada país. Por último, se advierte que hacia dentro de cada ocupación se registra una gran varianza salarial conectada a diferencias a nivel individual, en línea con Autor y Handel (2013)

Por su parte, Kunst et al. estiman primas salariales por ocupación en 192 países durante 55 años. A partir de una cuantificación de los determinantes de la varianza salarial, encuentran que las primas por ocupación explican una mayor porción de lo que explica la educación y que, tanto factores de oferta y de demanda de trabajo como factores institucionales inciden en las diferencias salariales ocupacionales. A su vez, encuentran que las primas por ocupación tienen a la uniformidad durante las décadas de 1950 a 1980 y amplían sus brechas posteriormente, hacia los años 2000. En virtud de ello, los autores sostienen la necesidad de una redefinición de calificaciones que permitan identificar aquellas tareas que son permeables a la sustitución por

automatización, como vía para vincular tareas y ocupaciones con el futuro del trabajo en un contexto de continuo cambio tecnológico<sup>49</sup>.

En general, todos los análisis con base distributiva que incorporan las calificaciones requeridas para ejercer las ocupaciones, hacen referencia a las tareas desarrolladas en los puestos de trabajo. Ahora bien, es en los trabajos de Autor et al. (2013), donde el foco está puesto sobre estas últimas. El “enfoque de las tareas” nace en el trabajo de Autor et al. (2003), en el que se proponen interpretar los efectos de la progresiva introducción de las computadoras en los modos de producción desde 1960 sobre las tareas laborales y la distribución de ingresos resultante<sup>50</sup>.

En Autor y Handel (2013) se hace explícita la estructura definida entre ocupaciones y tareas para identificar el objeto de las calificaciones de los trabajadores. A partir de Roy (1951), los autores definen las ocupaciones como “... un paquete indivisible de tareas (requeridas), las cuales son realizadas simultáneamente por cada trabajador en cada ocupación”. De acuerdo con este concepto, cada ocupación generará un producto a través del empleo de un vector particular de tareas, considerando que el valor productivo de cada tarea debe diferir según las ocupaciones. Este enfoque difiere del modelo minceriano, que considera no solo que la productividad marginal surge exclusivamente de la educación del individuo, sino que esta se equiparará entre sectores (y ocupaciones).

Autor y Handel se plantean un doble objetivo, el de abrir la discusión acerca de dos limitaciones evidentes de la teoría de capital humano: la falta de una estructura conceptual que permita introducir e interpretar los retornos salariales a las tareas, y el déficit de herramientas analíticas que habilite analizar las relaciones entre las tareas, la educación y los salarios a nivel individual. Parte de estas carencias surgen porque, a diferencia de la educación –concebida como

---

<sup>49</sup> Este aspecto es desarrollado por Autor, aunque sin el desarrollo que promueve Kunst acerca de las ocupaciones.

<sup>50</sup> Para ello, los autores clasifican las tareas en base a un directorio de ocupaciones y de acuerdo a su potencial obsolescencia frente al cambio tecnológico, en: tareas rutinarias, no rutinarias, manuales y cognitivas.

inversión durable-, las tareas laborales no son atributos fijos de los trabajadores, sino que, al autoseleccionarse entre las distintas ocupaciones de acuerdo a sus ventajas comparativas, los trabajadores definen las tareas a realizar, lo que les permitirá eventualmente redistribuir su trabajo cuando el valor de mercado de las mismas (y se entiende que de las ocupaciones) cambie.

Otros estudios han seguido el enfoque de las tareas desde distintas variantes de agrupamiento de las mismas: de acuerdo a niveles educativos, para demostrar cómo el modelo canónico de Tinbergen (1956) y sus retornos a la educación resultan insuficientes para explicar la hipótesis del cambio tecnológico sesgado a las calificaciones (SBTC) (Acemoglu y Autor, 2011; Autor, 2014); de acuerdo a las intensidades factoriales y la dimensión geográfica, en tareas “del trabajo” o del “capital” y tareas de trabajadores domésticos o extranjeros, para analizar el proceso de polarización del empleo en países desarrollados como respuesta a la deslocalización de la producción (Autor, 2013).

Cabe mencionar que la línea de análisis basada en las tareas, si bien aborda el modelo canónico de manera crítica, sigue considerando la educación como dimensión articuladora, combinando amplias definiciones de tareas con niveles educativos, para indicar las diferentes categorías en las cuales podrían clasificarse los trabajadores<sup>51</sup>. En esta línea, Spitz-Oener (2006) critica los enfoques de las tareas y de la sobreeducación. Enfocada en el cambio tecnológico, la autora muestra, en términos ocupacionales, la creciente complejidad de las calificaciones evidenciada en las últimas décadas. Considera que lo que habitualmente se conoce como sobreeducación simplemente refleja la heterogeneidad en las habilidades y calificaciones individuales en un nivel educativo particular. Respecto al enfoque de Autor et al (2003), la autora cuestiona el reducido alcance de las clasificaciones de ocupaciones entre “blue collar” (por su

---

<sup>51</sup> En parte, esta postura se da por la propia naturaleza del enfoque, el cual se concentra en una revisión crítica para luego promover cierta articulación con las características del puesto de trabajo.

vestimenta con cuello azul, típicamente la de un operario industrial) y “white collar” (por su indumentaria con cuello blanco, especialmente referida a administrativos, ejecutivos, personal de ventas). Para la autora la educación es un insumo, por lo que es probable que personas con igual nivel educativo tengan diferentes calificaciones.

Spitz-Oener avanza sobre la idea de posibles desequilibrios en el marco de oferta y demanda de calificaciones. En este sentido, aquellos atributos que las personas aportan a los puestos de trabajo –llámense conocimientos, habilidades o capacidades- no necesariamente coinciden con las calificaciones requeridas en el lugar de trabajo (Spenner, 1990). Este planteo encuentra un análisis similar en Jiménez (2015), donde se aplica críticamente el enfoque de Acemoglu y Autor (2011) en el contexto argentino, con mercados laborales segmentados.

En resumen, todos los antecedentes mencionados en esta sección reconocen la importancia de las calificaciones ocupacionales en la determinación salarial. Sus diferencias residen en el foco puesto sobre estas u otras dimensiones de las calificaciones o atributos del trabajador.

### **3.3.5 Género**

En el marco de la teoría de capital humano, surgen los primeros estudios microeconómicos que abordan el género de los trabajadores como factor explicativo del salario y su distribución. Partiendo de un análisis de la distribución de trabajo en las familias, en el contexto de la teoría neoclásica, Mincer y Polachek (1974) y Becker (1985) observan las diferencias salariales entre mujeres y hombres e indagan si las mismas pueden explicarse en el marco de la TCH. En otros términos, estudian si la relación entre la distribución de tiempo y las inversiones en capital humano dan una respuesta a las diferencias salariales observadas. Su planteo abre la discusión acerca de las diferencias salariales y laborales por género e incluso desde una línea crítica, en la



que se cuestionan las herramientas de la teoría de capital humano para explicar la segregación ocupacional por género (England, 1982; Sorensen, 1990).

Un enfoque habitual en los estudios de esta línea se basa en la estimación de brechas salariales ajustadas (Blau y Kahn, 1992, 2003; Blinder, 1973; Oaxaca, 1973; Polachek y Xiang, 2015; Psacharopoulos y Tzannatos, 1992; Psacharopoulos y Winter, 1992), para luego evaluar diferentes hipótesis acerca de las mismas<sup>52</sup>. En el ámbito regional, Argentina muestra brechas salariales condicionales y no condicionales relativamente menores, respecto al promedio latinoamericano como a la mayoría de los países de la región (Marchionni, Gasparini, y Edo, 2019).

Desde la perspectiva neoclásica, la literatura desarrollada previamente revela que los retornos a la educación explican una porción cada vez menor de las brechas salariales en los últimos años. Cabe analizar este resultado en conjunto con la evidencia a nivel internacional de Dougherty (2005) y Montenegro y Patrinos (2014), que muestra que los retornos a la educación resultan mayores en mujeres que en hombres, lo cual puede pensarse como un contrapeso a la actual brecha salarial. En Argentina, se encuentra evidencia en ambos sentidos, tal como surge de Fiszbein, Giovagnoli, y Patrinos (2007) o Montenegro y Patrinos (2014).

Otra hipótesis que puede explicar diferencias salariales entre géneros está dada por la participación laboral femenina en ciertas ocupaciones y sectores económicos. Tal como se indica en el apartado anterior, Polachek (2004) estudia las brechas salariales con un enfoque desde la oferta laboral (capital humano). Desde la mirada de la demanda, Neuman y Oaxaca (2004) estudian el fenómeno y en base a ello promueven las políticas y normativas anti discriminatorias. En Argentina, MECON (2020) y Pal (2019) registran brechas en las primas por calificación

---

<sup>52</sup> En esta sección se tratan solo algunas de las hipótesis que podrían estar vinculadas aparte del planteo empírico. Sobre otras hipótesis, pueden consultarse Rosen (1986), Farber (1982), Boeri, Nicoletti, y Scarpetta (2000), Shapiro y Stiglitz (1984), y Aigner y Cain (1977), entre otros.

ocupacional entre géneros, tanto en su valor promedio como a lo largo de la distribución salarial<sup>53</sup>. Si bien estas diferencias no implican de por sí evidencia de “techo de cristal” (como se conoce al fenómeno de segregación vertical), ya que su definición reúne una serie de criterios (Cotter, Hermsen, Ovadia, y Vanneman, 2001), los mismos puede ayudar a indagar acerca de las condiciones laborales según el género. En términos del planteo empírico de este capítulo, las estimaciones de primas por calificación según géneros podrán arrojar alguna evidencia preliminar al respecto.

Un factor a considerar es el contexto latinoamericano de los mercados laborales segmentados como condicionantes potenciales a las diferencias salariales por género. Sumadas a las condiciones de informalidad y de brechas de ingreso, las mujeres deben enfrentar penalidades por maternidad. Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, Edo, Marchionni (2021) y Villanueva y Lin (2019) estudian la pérdida de ingresos y de participación laboral en países de la región, y encuentran que la maternidad conlleva penalidades significativas en ambas dimensiones, lo cual no se verifica de manera análoga entre padres trabajadores. Respecto a la informalidad, Berniell et al. (2021) sostienen que la falta de registración en el empleo puede otorgar a las mujeres la flexibilidad necesaria para combinar sus obligaciones familiares y laborales (bajo los patrones culturales y la división de roles vigentes entre hombres y mujeres)<sup>54</sup>. El costo de dicha mayor flexibilidad es altísimo, en términos de protección social, lo cual multiplica su precariedad laboral. La informalidad, según Villanueva y Lin, juega un rol significativo en los efectos salariales asociados a la maternidad. En países con alto poder sindical como Argentina, estas consecuencias se acentúan, dado que la defensa sindical del salario por medio de negociaciones colectivas se da

---

<sup>53</sup> La estimación de MECON (2020) es sobre una brecha de ingresos no ajustada, con datos de la EPHC-INDEC para el 3° trimestre de 2019. La estimación de Pal (2019) surge del método de cuantiles no condicionales, con datos de EPHC-INDEC para el 3° trimestre de 2018.

<sup>54</sup> Narodowski, Panigo, y Dvoskin (2011), usando los datos del módulo especial de informalidad de la EPHC de 2007, muestran reparos respecto a la visión de la informalidad como una “estrategia voluntaria de salida” en Argentina, y concluyen que el enfoque estructuralista latinoamericano de mercados de trabajo segmentados explicaría más ajustadamente la realidad del mercado laboral local.

sobre el universo de las mujeres en condición de formalidad, contribuyendo a una mayor brecha entre mujeres con y sin hijos, formales e informales.

Para finalizar este apartado, resulta interesante considerar los argumentos de Esquivel (2007) acerca de las hipótesis explicativas de las diferencias salariales por género que podrían operar en Argentina. La autora sostiene que, en vista de las credenciales educativas y los indicadores de escolaridad que favorecen a las mujeres, la teoría de capital humano como explicación a sus menores salarios no sería aplicable a la realidad local, tomando mayor relevancia la hipótesis del techo de cristal, que condiciona el acceso de las mujeres a los puestos de calidad, registrados y estables y refuerza la necesidad de políticas de género para mitigar estos efectos.

### **3.3.6 Segmentación e Instituciones Laborales**

La teoría de la segmentación de los mercados laborales surge a partir de los años 60, como alternativa a la teoría de capital humano, que basa su razonamiento en mercados laborales homogéneos, donde la determinación del salario descansa principalmente en la acumulación de capital humano, con retornos salariales uniformes entre los individuos (Cain, 1976; Doeringer y Piore, 1985; Knight, 1979; Souza y Tokman, 1976). Entre otros aspectos, desde la hipótesis de segmentación se objeta su capacidad para explicar la creciente dispersión salarial en un contexto de mejoras en los indicadores educativos, la persistencia de la pobreza y el desempleo, el fracaso de las políticas de educación y entrenamiento, la discriminación en el mercado de trabajo y un comportamiento aparentemente irracional y discriminador de los empleadores (Espino Rabanal, 2001).

Un mercado laboral está segmentado si trabajadores con similares características arrojan diferencias en sus condiciones salariales y de empleo, si sus mecanismos de fijación de remuneraciones difieren y si hay barreras que impiden la movilidad de los trabajadores (Paz, 2013). En línea con esta definición, Espino Rabanal (2001) identifica cuatro enfoques alternativos de la teoría de la segmentación (institucionalista, dualista, marxista y latinoamericana) y resume en algunos puntos sus ideas en común<sup>55</sup>: a) en el mercado laboral se pierde la noción de equilibrio; b) este se representa más adecuadamente en dos segmentos con características y relaciones laborales de distinto orden<sup>56</sup>; c) las instituciones laborales intervienen activamente en los mecanismos de asignación y distribución; y d) algunos resultados inherentes a esta segmentación son la pobreza, la discriminación y el subempleo.

Un aspecto a destacar es que, si bien el análisis descansa sobre el mercado de trabajo, la segmentación no surge a partir de fuerzas exógenas que impactan exclusivamente el dicho ámbito, sino que se deriva de condiciones estructurales y permanentes de la economía, generando entre otras cosas, un excedente de oferta de trabajo (Mezzer, 1992). En los países en desarrollo estas condiciones se aplican naturalmente a los mercados laborales formales e informales.

La informalidad y la segmentación están estrechamente unidos en los países de la región. La evidencia más clara de segmentación se encuentra en la persistencia de brechas salariales entre empleos formales e informales. El razonamiento detrás de esta disparidad reside en que –aun cuando individuos de estos segmentos posean las mismas condiciones de capital humano- se retribuye diferencialmente por tareas ejercidas en puestos de trabajo diferentes (Paz, 2015). Otra evidencia de segmentación apunta a dar respuesta al eje central del enfoque neoclásico: los retornos a la educación. Tanto Paz (2015) como Alzúa (2008) sostienen que los mercados

---

<sup>55</sup> Sobre los distintos enfoques, véase: institucionalista (Dunlop, 1958; Kerr, 1950); dualista (Doeringer y Piore, 1985), marxista (Edwards, Gordon, y Reich, 1973; Gordon, 1972) y latinoamericana (Souza y Tokman, 1976).

<sup>56</sup> En relación con las críticas que el enfoque dualista recibe por su simplificación de las relaciones laborales, Fields (2009) argumenta como válida la extensión del análisis a n-sectores.

segmentados se asocian a una diferente conformación de los mismos entre ambos segmentos, lo cual incorpora una nueva dimensión de análisis, el de las brechas entre retornos. Alzúa (2008), además, plantea que en estas condiciones pueden darse combinaciones de altos retornos salariales a la educación y bajos salarios o de bajos retornos y salarios más altos.

El término “informalidad” es una categoría que describe el funcionamiento de las economías en general y de los mercados laborales en particular, característica propia de los países en desarrollo. La descripción original de la OIT y su aplicación sobre Latinoamérica, vincula la existencia de unidades informales de producción en los países de menor desarrollo y con una limitada capacidad de creación de puestos de trabajo, lo que deriva en un amplio margen de trabajadores desarrollando sus tareas en condiciones de baja productividad (Beccaria y Groisman, 2015)

En la práctica, existen tres alternativas para segmentar los mercados de acuerdo a la informalidad: a) basada en los sistemas de protección social, esta definición de informalidad pone foco en el trabajador y reúne asalariados no registrados y cuentapropistas no profesionales (Alcaraz, Chiquiar, y Salcedo, 2015; Groisman, 2015)<sup>57</sup>; b) informalidad productiva, que se identifica con el no cumplimiento de las normas laborales o impositivas por parte de las firmas (Mukherjee, 2016) ; c) segmentación sin criterios definidos ex-ante, con la ventaja de identificar los segmentos en base a condiciones intrínsecas a los trabajadores y sus lugares de trabajo (Alzúa, 2008; Paz, 2013).

Volviendo a los salarios, las dispares reglas de determinación de las remuneraciones entre los dos segmentos del mercado laboral conllevan necesariamente a resultados en términos

---

<sup>57</sup> “La protección social que la sociedad proporciona a sus miembros mediante una serie de medidas públicas, contra las privaciones económicas y sociales que, de no ser así, ocasionarían la desaparición o una fuerte reducción de los ingresos por causa de enfermedad, maternidad, accidente de trabajo o enfermedad laboral, desempleo, invalidez, vejez y muerte y también la protección en forma de asistencia médica y de ayuda a las familias con hijos” (ANSES, 2011)

distributivos. Sin embargo, a pesar de tratarse de fenómenos que condicionan fuertemente las economías en desarrollo, la literatura le ha prestado poca atención al vínculo entre informalidad y desigualdad (Amarante y Arim, 2015). La evidencia empírica sugiere que existe una relación de doble causalidad entre ambos, aunque no está claramente definido su mecanismo de retroalimentación. En términos de órdenes de causalidad, resultan más frecuentes los estudios que plantean el sentido de desigualdad a informalidad que viceversa (Chong y Gradstein, 2007). En el sentido opuesto, y en línea con el planteo de esta sección, Binelli (2016) estima el impacto de la informalidad sobre los patrones de desigualdad en México en la década de los 90. Sus resultados muestran que una mayor dispersión salarial es uno de los mecanismos por los cuales la informalidad afecta negativamente el desarrollo. En Argentina, Trujillo-Salazar (2019) muestra cómo, entre 2003 y 2014, el fuerte proceso de formalización laboral se tradujo en caídas del coeficiente de Gini salarial. Este cambio no fue el único fenómeno con efectos positivos sobre la desigualdad agregada, ya que la mayor concentración de los ingresos de los asalariados registrados tuvo asimismo una gran relevancia. A pesar de ello, hacia fines de 2015, persiste un alto nivel de desigualdad en Argentina. Intentando explicar a más largo plazo las razones de esta persistencia en la desigualdad salarial en Argentina, Paz (2017) concluye que buena parte de la misma se debe a la segmentación laboral, evidenciada en los premios por formalidad.

Otros autores analizan la conexión entre segmentación y desigualdad, entendida a partir de las brechas entre los salarios formales e informales y de las brechas intra-segmentos entre las calificaciones ocupacionales. En el primer caso, Paz (2013) concluye que existe segmentación laboral en Argentina, al identificar, entre otros resultados, brechas salariales entre asalariados registrados y no registrados significativas, permanentes y de gran magnitud. En el segundo caso, Alejo y Casanova (2016) encuentran, para los años 2000, una estructura de remuneraciones por calificación ocupacional más plana en el caso de los trabajadores formales, lo cual se identifica con menores brechas entre categorías, contribuyendo a reducir la dispersión salarial.

Para finalizar, cabe señalar que, detrás de la existencia de brechas permanentes en los salarios formales-informales y de una estructura de remuneraciones por calificación más concentrada entre los trabajadores registrados, se revelan los resultados de una fuerte institucionalidad laboral. Para Alejo y Casanova (2016), las dos instituciones laborales que se vinculan directamente son las negociaciones colectivas y el salario mínimo, ambos impulsados fuertemente desde inicios de los años 2000. En el caso de la negociación colectiva, ha mostrado un efecto operativo sobre los salarios de los trabajadores formales, dado que el salario mínimo permaneció por debajo de los respectivos salarios mínimos de convenio, aun considerando los fuertes incrementos nominales del primero<sup>58</sup>. Este resultado va en línea con Marshall (2019), quien sostiene que ambas instituciones operaron sobre los salarios de forma autónoma en el período. Asimismo, a partir de los acuerdos salariales se ha registrado un efecto de concentración de los ingresos laborales al interior de los grupos cubiertos por la negociación colectiva, los cuales cubren una alta porción del trabajo formal.

---

<sup>58</sup> Beccaria, Maurizio, y Vázquez (2015) introducen los conceptos de “efecto derrame” (por el cual la política de salario mínimo podría estar repercutiendo a lo largo de la distribución salarial) o “efecto faro” (si los efectos del salario mínimo se observan en el segmento formal, pero también son referencia en la fijación de salarios del informal).

### **3.4 Marco Teórico**

De la revisión de las hipótesis sobre determinación del salario con las que se ha interpretado la evolución de la dispersión salarial en Argentina de las últimas décadas, se derivan preguntas que motivan el marco analítico de esta investigación. Tanto esas preguntas como sus respuestas se desarrollan a continuación.

#### **3.4.1 Las Calificaciones y su Vínculo con los Salarios**

A partir de la revisión literaria anterior, se reconoce que asociar calificaciones al nivel educativo o los años de educación alcanzados por el trabajador e identificar a la educación un rol central –sino exclusivo- en los mecanismos de formación del salario, resulta cuanto menos insuficiente al no captar la naturaleza productiva de la fuerza laboral. Esto es compartido por los estudios que vinculan salarios y ocupacionales (Autor y Handel, 2013; , Henriksen, , Hägglund, 2019; F. Groisman, 2014; Jiménez, 2015; Kunst et al., 2020; Spitz-Oener, 2006). Un claro argumento vinculado a la productividad lo da Meller (1981), quien cuestiona cómo la educación puede aumentar la productividad del trabajador si la mayoría de las habilidades se adquieren en el trabajo y no antes de entrar a él. El autor sostiene, así, que las remuneraciones de los individuos estarían más relacionadas con el puesto de trabajo que con las características personales.”

Si bien la TCH logra captar la importancia de la educación como la calificación fundamental y universal que posee un trabajador, se entiende que la dimensión educativa está lejos de agotar las múltiples calificaciones que el individuo emplea en sus tareas laborales (más



allá de las críticas a la hipótesis sobre la que descansa su concepto de capital humano)<sup>59</sup>. Esto va en línea con Berniell et al. (2016), quienes muestran “... cómo las ocupaciones pueden caracterizarse en términos de los requerimientos de una gran variedad de habilidades, y cómo la relevancia de estas habilidades depende de las tareas que se realizan en cada ocupación.”

En virtud de ello, se expresa la necesidad de incorporar al análisis de las calificaciones la dimensión ocupacional. Independientemente del grado de complejidad con el que se defina y categorice a las categorías ocupacionales (CO en Argentina), la incorporación de estos atributos – cuyo sujeto es el trabajador, pero cuyo objeto es el puesto de trabajo- permite captar la naturaleza del individuo que participa desarrollando una actividad, posee un cuerpo de herramientas o habilidades para la realización de sus tareas y percibe una remuneración por ello. Esta es la motivación del capítulo, lo que lleva a poner el foco en la dimensión ocupacional.

A continuación, La definición oficial a la que suscribe esta investigación indica que la calificación ocupacional:

Esta dimensión (...) se reconoce a partir de la relación que se da en cada caso entre las actividades o acciones desarrolladas, los instrumentos utilizados y los objetos de trabajo o materias primas. Se trata de una característica objetiva de ese proceso que determina los conocimientos y habilidades requeridos a las personas que lo ejercen y que, por ende, “califica” el grado de complejidad de las ocupaciones y no de las personas. El hecho de que las ocupaciones sean ejercidas por personas y que por ello generalmente se hable de mayor o menor “calificación” en relación a estas es una consecuencia de la complejidad de sus tareas y no de su formación educativa o su experiencia laboral (INDEC, 2018, p 29)

---

<sup>59</sup> La idea de la educación como una calificación fundamental y universal va en línea con una demanda laboral que requiere niveles crecientes de educación para su contratación, proceso íntimamente asociado al crecimiento generalizado en el nivel educativo de la población.

La incorporación de las categorías de calificación –operativa, técnica y profesional- a un concepto más global de calificación laboral (que incluye la educación) es, de por sí, un avance analítico para los estudios sobre desigualdad salarial<sup>60</sup>. La literatura se concentra habitualmente en los niveles educativos, en algunos casos combinados con atributos de la firma o del trabajador no asociados a las calificaciones, incluyendo estos indicadores como meras variables de control en sus estrategias empíricas. Si bien se reconoce que estas tres categorías de calificación no permiten, por su grado de simplicidad, capturar acabadamente la complejidad inserta en las lógicas de producción y en las relaciones laborales en la actualidad, todo análisis con un nivel más desagregado se ubica por fuera de los objetivos planteados en este capítulo, y se reserva como una tarea a seguir en esta línea del estudio de las calificaciones<sup>61</sup>.

En resumen, se definen las calificaciones laborales como un conjunto de indicadores que incluye a la dimensión educativa –a través de los años de educación del trabajador- y, de manera complementaria, a las calificaciones ocupacionales. La lógica detrás de este concepto da cuenta de que el trabajador, al participar del mercado laboral, no solo ofrece sus conocimientos adquiridos en la escuela formal sino también el “saber hacer” logrado a partir de su entrenamiento laboral, de la educación técnica, o de la mera capacitación adquirida de manera sistemática o

---

<sup>60</sup> En INDEC (2018) se definen las ocupaciones. Operativas: implican tareas de cierta secuencia y variedad que suponen atención, rapidez y habilidades manipulativas, así como ciertos conocimientos específicos sobre propiedades de los objetos e instrumentos utilizados. Requieren conocimientos o habilidades específicos adquiridos por capacitación previa o experiencia laboral. Técnicas: involucran tareas generalmente múltiples, diversas y de secuencia cambiante, suponen habilidades manipulativas y conocimientos teóricos específicos sobre las propiedades y características de los objetos e instrumentos de trabajo y de las reglas que rigen los procesos involucrados. Requieren conocimientos o habilidades específicos adquiridos por capacitación formal previa o experiencia laboral equivalente. Profesionales: en ellas se realizan tareas múltiples, diversas y de secuencia cambiante, que suponen conocimientos teóricos de orden general y específico acerca de las propiedades y características de los objetos e instrumentos de trabajo y de las leyes y reglas que rigen los procesos. Requieren de conocimientos adquiridos por capacitación formal específica y experiencia laboral equivalente.

<sup>61</sup> A la fecha de elaboración de este capítulo, se identificaron dos estudios con antecedentes de categorización de calificaciones entre grupos ocupacionales de Argentina, ambos siguiendo el enfoque de Acemoglu y Autor (2011). Berniell et al. (2016), sobre datos de 10 ciudades de América Latina, aplican una clasificación en base al sistema O\*NET (Red de información sobre ocupaciones del Departamento de Trabajo de Estados Unidos). Jiménez (2015) utiliza el Clasificador Nacional de Ocupaciones para un conjunto de cinco grandes grupos ocupacionales

informal, conocimientos con los cuales es capaz de desarrollar las tareas inherentes a una ocupación determinada.

El enfoque adoptado es una aplicación del marco teórico planteado en De Beyer y Knight (1989). Los autores consideran que tanto las características del individuo como las del puesto de trabajo son relevantes en la determinación de salarios. En base a ello, estiman una función de salarios que depende de ambos grupos de determinantes, mediados por una función de producción de ocupaciones (Knight, 1979).

En concreto, los autores parten de la idea de una función salarial ( $W$ ) que contiene las características personales del individuo ( $X$ ) más los términos de las ocupaciones ( $O_i$ ) siendo  $i$  la identificación de los grupos ocupacionales, agrupados de modo que sean lo más homogéneos posibles y ordenados en términos de nivel de calificación :

***Ecuación 3.1***

$$W = W(X, O_i)$$

Paralelamente, introducen una función de ocupaciones, donde las ocupaciones ( $O_i$ ) están explicadas por otro vector de características personales ( $Z$ ):

***Ecuación 3.2***

$$O = O_i(Z)$$

La ventaja de la forma reducida es que puede identificarse la forma en la cual las fuerzas del mercado laboral operan:

***Ecuación 3.3***

$$W = W(X, Z)$$

En función de esta especificación, De Beyer y Knight (1989) plantean la siguiente función salarial:

***Ecuación 3.4***

$$W = a + b E + c L + d L^2 + e F_1 + f S_1 + g T_1 + \sum_i h_i O_i + u$$

Donde  $E$ ,  $L$ ,  $L^2$  y  $F_1$  representan las variables incluidas en la teoría de capital humano, siendo  $E$  los años de educación,  $L$  y  $L^2$  la experiencia y experiencia al cuadrado y  $F$  la variable que indica que el trabajador recibió entrenamiento formal. Además,  $S$  es una variable binaria que indica género masculino y  $T$ , una variable binaria que indica “raza no africana”. Por último,  $h$  corresponde a las calificaciones específicas para cada ocupación  $O_i$ .

Cabe mencionar tres puntos: las variables binarias  $h$  se presentan como saberes o calificaciones específicos para cada puesto. En el planteo empírico del capítulo siguiente, al contar con información de las calificaciones ocupacionales como medida transversal a las ocupaciones, dicha interacción no puede lograrse. En su lugar, se incorporan los niveles de calificación ocupacional ya presentados.

Por otro lado, las variables  $S$  y  $T$  se incorporan como variables que pueden dar un indicio de posible discriminación en el mercado laboral (por género o por raza). En este último caso, dicha variable se justifica ya que el estudio de De Beyer & Knight (1989) se hace de manera comparada entre Kenia y Tanzania. No obstante, los propios autores admiten que la sola presencia de estas variables no garantiza que exista discriminación.

Finalmente, los propios autores reconocen la presencia de potencial endogeneidad, si se da el caso de que la educación y las ocupaciones estén positivamente correlacionadas con una variable no mensurable como las habilidades naturales o el talento. Por esa razón, el error en la función salarial puede estar sobrestimando los coeficientes. No obstante, argumentan no contar con variables instrumentales satisfactorias para lograr estimaciones consistentes.

En resumen, mediante la función de producción de ocupaciones, los niveles educativos y se combinan en la función de salarios<sup>62</sup>. De esta manera, con las variables disponibles sobre calificaciones ocupacionales (profesional, técnica y operativa) se adaptará este marco a la estrategia empírica de estimar las primas por calificación para los trabajadores argentinos en los años 2004, 2009 y 2014.

---

<sup>62</sup>Los autores avanzan más allá de este planteo en un modelo con interacciones entre los niveles educativos y las ocupaciones. Al no poner énfasis en esta tesis en la coordinación entre los niveles educativos y los de calificación (como podría darse en un estudio que aborde la sobreeducación o sobrecalificación de los trabajadores) se adopta la versión más simple de dicho planteo, en la que las calificaciones se insertan en la ecuación de salarios paralelamente.

### **3.4.2 Oferta y Demanda de Calificaciones**

Los enfoques de sobreeducación y sobrecalificación plantean la posibilidad de desequilibrios entre la oferta y demanda de calificaciones. En un planteo que se aleja de la concepción neoclásica de determinación del salario, no resulta extraño concebir la existencia de estos desequilibrios. En línea con Spenner (1990), los salarios pueden no estar reflejando los requerimientos por calificaciones, en especial en condiciones de segmentación de la fuerza laboral. A pesar de ello, la identificación de los retornos a las brechas entre los requerimientos y las dotaciones de calificación no se encuentra entre los objetivos de este capítulo, por lo que se asume la posible existencia de sesgos en este sentido.

### **3.4.3 Dimensiones de la Desigualdad Salarial**

La literatura presentada revela una caída en los premios salariales en Argentina a lo largo de los años 2000 y comienzos de la década siguiente, poniendo foco especialmente en los retornos a la educación (Alejo y Casanova, 2016; Beccaria y Groisman, 2015; Ciaschi et al., 2021; Groisman, 2014; Paz, 2015). En los términos de esta investigación, la incorporación de la dimensión ocupacional al cuerpo de calificaciones laborales del individuo sigue el propósito de identificar las correlaciones que tanto la educación como las calificaciones ocupacionales tienen con los salarios durante el periodo de estudio. Ahora bien, tratándose de un estudio distributivo, se trata de conjugar el análisis desde distintos ejes de la dispersión de salarios: a) identificar si estas correlaciones favorecen la desigualdad intercuantílica, estimando retornos a la educación y premios a las CO en puntos clave de la distribución; b) en el caso de estas últimas, identificar si los premios crecen con los niveles de calificación; c) en todos los premios salariales, evaluar cómo evolucionaron estas desigualdades.

#### **3.4.4 Mercado Laboral y Desigualdad**

Los estudios que identifican diferencias en los premios salariales por género como los que evalúan la segmentación de los mercados laborales, llegan a dos conclusiones generales: los mercados laborales no resultan homogéneos y competitivos, y el salario no iguala necesariamente a la productividad de los trabajadores. En relación al análisis por género, la explicación viene por el lado de potenciales contrapesos a las brechas salariales en el caso de la educación (Dougherty, 2005), sin evidencia a priori en cuanto a las calificaciones ocupacionales. Con respecto a las condiciones laborales, la existencia de estructuras laborales segmentadas (Alzúa, 2008; Paz, 2013) y, apuntando a sus causas, el efecto de instituciones laborales que modifican las reglas de fijación de los salarios (Alejo y Casanova, 2016; Marshall, 2019).

A partir de esta evidencia y, poniendo foco en las calificaciones, interesa en este capítulo indagar acerca de si los premios salariales entre géneros describen brechas persistentes y si –hacia dentro de cada género- se asocian a menor o mayor desigualdad salarial. De modo similar, se pretende explorar si la existencia o no de formalidad en el empleo se asocia a retribuciones salariales diferenciales en las calificaciones, como también si favorece –en mayor o menor medida- la desigualdad hacia dentro de cada segmento laboral.

En el siguiente capítulo se desarrolla empíricamente la investigación. Se detallan primeramente los datos y la estrategia empírica, para luego presentar y discutir los resultados de las estimaciones.

## **Capítulo 4. Calificaciones Laborales y Desigualdad**

### **Análisis Empírico**



## 4.1 Datos y Estrategia Empírica

### 4.1.1 Datos

A fin de explorar el vínculo entre las calificaciones laborales y la desigualdad salarial en Argentina, en este capítulo se emplearon microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares en su modalidad continua trimestral (EPHC), realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). La EPHC es una encuesta sobre condiciones de vida enfocada principalmente sobre el mercado laboral, si bien posee abundante información sobre composición del hogar, características de la vivienda y otras condiciones socioeconómicas a nivel individual y familiar. Se realiza en los principales centros urbanos del país, y representa cerca del 62% de la población total de la Argentina. La encuesta sigue un esquema de panel rotativo, que permite el seguimiento de un mismo hogar o individuo a corto plazo. Cada hogar es encuestado en un lapso total de 6 trimestres<sup>63</sup>. Para lograr mayor comparabilidad entre los años que involucra este estudio, fue necesario un trabajo de armonización previo sobre las bases de datos, lo que involucró ciertas decisiones metodológicas:

Las estimaciones se realizaron sobre los años 2004, 2009 y 2014 como síntesis representativa del periodo 2004-2014 en términos de premios salariales y condiciones del mercado laboral<sup>64</sup>. Los motivos que llevaron a concentrarse en los tres años mencionados (al inicio, a la mitad y al final del periodo) responden principalmente a una búsqueda hacia la mayor simplicidad posible, considerando que se trabajó en numerosas dimensiones de análisis<sup>65</sup>. Es por

---

<sup>63</sup> Para más información sobre la metodología de la EPHC-INDEC, véase Piselli (2008)

<sup>64</sup> Algunos antecedentes de selección de periodos distantes para evaluar cambios a lo largo de un periodo más largo se encuentran en Paz (2017) y Alejo (2018).

<sup>65</sup> En concreto, se combinaron en este capítulo diferentes cuantiles del salario, niveles de calificación, años estimados, incluyendo interacciones con variables indicadoras de género o de formalidad laboral.

esto que, para dar cuenta de la representatividad de los años bajo estimación, en la sección de resultados, se resume la evolución de los premios salariales en cada periodo anual del lapso 2004-2014, y en el Anexo 4I se incorporan tablas y figuras que permiten visualizar dichas tendencias año a año para las variables que resultan de interés.

Dado que la EPHC fue creciendo en términos de cobertura geográfica, no se incluyeron los últimos aglomerados incorporados a los relevamientos desde el año 2006 a las muestras de los años 2009 y 2014, para así trabajar con 28 centros urbanos durante todo el periodo de análisis.

Para la muestra final se trabajó con población de ambos sexos de 18 a 64 años, trabajadores asalariados de tiempo completo (35 o más horas laborales semanales).

#### **4.1.2 Estrategia Empírica**

En este apartado se detalla la estrategia empírica elegida para examinar el vínculo entre las calificaciones de los trabajadores y la desigualdad salarial. Para ello se siguieron operativamente los lineamientos de Mincer (1974), con especificaciones que incorporan la dimensión ocupacional de las calificaciones.

La especificación general de la ecuación de Mincer sigue la siguiente forma:

#### ***Ecuación 4.1***

$$\ln w_i = \vartheta(\ln k_i, \ln e_i, h_i) + u_i$$

Donde  $\ln w_i$  indica el salario real (en logaritmos) para el individuo  $i$ ;  $\ln k_i$  indica el capital humano medido en años de educación,  $\ln e_i$  es la experiencia laboral potencial (que se aproximará con la variable edad), ambos en logaritmos;  $h_i$  otros factores observados del individuo, en el que se incluyen las variables indicadoras de las calificaciones ocupacionales; y  $u_i$  es el error aleatorio que captura características no observadas del individuo y se distribuye  $N(0, \sigma^2)$ .

Respecto a la variable de respuesta, el salario horario expresa el cociente entre el salario mensual y las horas laborales de la ocupación principal<sup>66</sup>. Se trabajó con valores a precios constantes, utilizando el IPC Gran Buenos Aires (INDEC) en 2004, el cual fue empalmado al IPC de la Provincia de Salta como deflactor durante 2009 y 2014. Asimismo, se empleó la escala de paridad de poder de compra del consumidor para lograr un ajuste al poder adquisitivo de las regiones de Argentina (Gran Buenos Aires, región pampeana, noroeste, noreste, Cuyo y Patagonia) (INDEC, 2002)<sup>67</sup>.

Además, se eliminaron valores atípicos del salario horario considerando las variables que dieron lugar a su construcción. Esta tarea se realizó siguiendo tres criterios complementarios: a) se empleó el algoritmo BACON (Billor, Hadi, y Velleman; 2000) y Weber (2010) para identificar outliers en datos multivariados mediante su versión de STATA 16; b) se identificaron valores económicamente atípicos en el salario mensual reportado, tomando como base al valor monetario de las ayudas económicas de programas de protección social (Programas Jefes de Hogar durante

---

<sup>66</sup> No existe consenso en la literatura acerca de la elección de la medida del salario, siendo las alternativas el salario horario (Alejo, Gabrielli, y Sosa-Escudero, 2014; Battistón, García-Domench, y Gasparini, 2014; Paz, 2017), semanal (Juhn et al., 1993), o mensual (Battistón, García-Domench, y Gasparini et al., 2014; Paz, 2007). El argumento por el empleo del salario horario es que se evitan errores de medición y sesgos asociados a las horas laborales. Por el lado de los salarios semanales y mensuales, se argumenta la escasa variabilidad de la elasticidad empleo y los patrones de pago habituales.

<sup>67</sup> El empleo de un índice provincial de precios empalmado desde 2007 hasta 2014 responde a la pérdida de credibilidad del IPC a partir de la intervención del organismo oficial de estadísticas durante 2007-2015. Se utilizó el IPC de Salta, cuya serie mostró altas correlaciones con otros índices de Direcciones Provinciales de Estadísticas, en periodos pre y post intervención al INDEC, lo que se consideró un buen indicador de ajuste a al IPC del Gran Buenos Aires.

2004 y Asignación Universal por Hijo (AUH) para protección social en 2009 y 2014)<sup>68</sup>, en línea con Cardoso, Guimaraes, Portugal, y Reis (2018); c) se filtraron valores de horas trabajadas por encima de una carga laboral máxima, estimada en 14 horas diarias, 6 días a la semana.

Para la expresión básica de la ecuación de salarios se incluyeron las siguientes variables:

- Conforme al marco teórico planteado, se incorporaron las calificaciones ocupacionales como variables explicativas centrales, siguiendo el criterio del Clasificador Nacional de Ocupaciones (INDEC, 2018)<sup>69</sup>. Se definieron de esta manera tres variables ficticias que identifican como condiciones mutuamente excluyentes la calificación operativa, técnica o profesional (siendo la categoría de referencia los trabajadores sin calificación). En vista de la hipótesis sobre desigualdad en los premios a las calificaciones, se espera que las estimaciones arrojen coeficientes de regresión positivos y crecientes con el nivel de calificación en cada una de estas categorías. Esto es, que el trabajo profesional obtenga una prima superior a la del trabajo técnico y esta prima sea mayor a la prima de la calificación operativa, de acuerdo con la evidencia empírica (Casal, Paz Terán, y Paz, 2016; Paz, 2013).
- El núcleo de variables relacionadas al modelo canónico del capital humano. Esto es, los años de educación y la experiencia laboral. En el primer caso, se computó el número de

---

<sup>68</sup> Valores identificados en base a información oficial (Decreto nro. 565/2002, Programa Jefes de Hogar, Poder Ejecutivo Nacional; Decreto 1602/2009 y Resolución 393/2009 del Subsistema no contributivo de Asignación Universal por Hijo para protección social (AUH), Resolución Interna ANSES, año 2014). El primero de estos programas estuvo enfocado a brindar ayuda económica a jefes de hogar desocupados y fue aplicado en 2002 en el contexto de la emergencia ocupacional vivida en el país. El segundo, implementado en 2009 y actualmente vigente, si bien se enfoca en la protección de niños y adolescentes, se constituyó progresivamente en el mayor programa social vigente del Estado Nacional, reemplazando en este aspecto al PJO. López Zadicoff y Paz (2003), Bogani, Grosso, Philipp, Salvia, y Zelarayan (2005) y Garganta (2019) reportan la incidencia de estos programas en diferentes dimensiones del mercado laboral.

<sup>69</sup> La variable `pp04d_cod` definida para los trabajadores ocupados de la EPHC es un código que se compone de cinco dígitos que hacen referencia al CNO y permite identificar cuatro atributos asociados a la ocupación del individuo: carácter (1° y 2° dígito), jerarquía (3°), tecnología (4°) y calificación ocupacional (5°). A partir de las categorías de este último se crearon las variables dummy que indican los niveles mencionados de calificación, los que toman al trabajo no calificado como categoría de base o de referencia.

años dedicados por el individuo a la educación formal (independientemente de si completó o no dicho nivel educativo). Para su construcción se tuvo en cuenta el impacto de las reformas del sistema educativo argentino, modificado dos veces en los últimos 20 años (en especial en lo referido a la organización de los niveles y los contenidos del currículum escolar)<sup>70</sup>. La edad se incorporó como sustituta a la experiencia laboral (Gómez, 2018; Vasudeva Dutta, 2006). Asimismo, se incluyó el cuadrado de la edad, de forma tal de incorporar el perfil cóncavo de la relación experiencia – ingresos monetarios (Angrist, Chernozhukov, y Fernández-Val, 2006; Paz, 2007). Como es habitual en esta formulación, los retornos salariales a la educación y a la experiencia (edad), se esperan positivos, mientras el término cuadrático –dada su naturaleza- de signo negativo.

- El género y la formalidad laboral -esta última definida en base al criterio de registración del asalariado en el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA)- se incorporan también como condiciones del trabajador que se asocian con diferenciales salariales. Las mismas se incorporan a la ecuación básica por medio de las variables hombre y formal. A partir de la evidencia sobre brechas salariales por género (Blau y Kahn, 2017; Marchionni et al., 2019; Polachek y Xiang, 2015) y primas por formalidad (Alcaraz, Chiquiar, y Salcedo, 2015; Beccaria y Groisman, 2015), se presuponen que ambos coeficientes resulten de signo positivo.
- Finalmente, se incorporaron términos de control de la heterogeneidad no observada. Estas totalizan 27 variables dummy que indican trimestres, regiones y ramas de actividad codificadas según el registro de la EPHC)<sup>71</sup>.

---

<sup>70</sup> Alzúa, Gasparini, y Haimovich (2015) dan cuenta de que la Ley Federal de Educación tuvo impacto positivo pero moderado sobre variables de empleo e ingresos laborales, y nulo si el análisis se centra en los jóvenes en condición de pobreza.

<sup>71</sup> Por razones de espacio no se incluyen en la formulación los términos de control ni en las tablas de resultados los coeficientes asociados a dichas variables.

En función de estos determinantes, se detalla a continuación la ecuación de Mincer del salario horario estimada de manera independiente en los tres años considerados (2004, 2009 y 2014):

#### ***Ecuación 4.2***

$$\begin{aligned} \ln \text{salario}_i^t = & \pi_0^t + \pi_1^t \text{operativa}_i^t + \pi_2^t \text{técnica}_i^t + \pi_3^t \text{profesional}_i^t + \pi_4^t \ln \text{educación}_i^t + \dots \\ & \dots + \pi_5^t \ln \text{edad}_i^t + \pi_6^t \ln \text{edad2}_i^t + \pi_7^t \text{hombre}_i^t + \pi_8^t \text{formal}_i^t + \tau_i^t \end{aligned}$$

En esta expresión, para cada trabajador  $i$  incluido en la muestra de cada año  $t$  objeto de estimación, las variables de salario, educación y edad se expresan en logaritmos. La variable salario se mide como salario real horario; *operativa*, *técnica* y *profesional* se refieren a variables binarias que indican de manera excluyente si el trabajador posee calificación operativa, técnica o profesional; *educación* indica los años de educación; *edad* y *edad2* indican la edad del individuo y su valor al cuadrado; *hombre* es otra variable binaria que indica si el trabajador es masculino; y *formal* indica si el trabajador se encuentra registrado laboralmente. Dados estos parámetros, el valor de la constante  $\pi_0$  expresa – en cada año  $t$  – el salario (en logaritmos) de una mujer trabajadora de 18 años sin instrucción, sin calificación ocupacional alguna, que trabaja con un empleo permanente en condiciones de informalidad. Finalmente,  $\tau_i^t$  es el término del error.

Por último, la ecuación de salarios anterior constituye la expresión para la estimación según el modelo básico (sin interacciones). En línea con el marco teórico presentado, y con el objeto de identificar cómo los resultados se ven condicionados por dos condiciones del trabajador

centrales para los trabajadores en Argentina y en la región latinoamericana, las estimaciones se agrupan en función de tres modelos alternativos para la ecuación de salarios:

- El modelo base (M1) sobre el que se construye la expresión (4.1) incluye las variables descritas en la sección anterior sin interacciones, suponiendo que los retornos a la educación y los premios a las calificaciones ocupacionales son idénticos para todos los trabajadores;
- El modelo M2 distingue los retornos y premios a las calificaciones según el género de los trabajadores mediante la interacción entre estas variables (educación y las calificaciones operativa, técnica y profesional interaccionadas con la variable de género). Respecto a los retornos a la educación, no hay a priori una expectativa formada respecto al orden de desigualdad de los signos entre géneros, si se considera la evidencia presentada en el marco analítico. En el segundo caso, se esperan mayores premios a las calificaciones entre hombres que entre mujeres, como contribuyentes a la brecha por género y en línea con la hipótesis de segregación ocupacional vertical.
- En M3 se sigue la hipótesis de la segmentación laboral entre mercados formales e informales, distinguiendo los premios salariales en función de la formalidad en el empleo a través de la interacción entre esta última y las variables de calificación y educación, de manera análoga al modelo M2. Los premios salariales resultantes de esta estimación se suponen mayores entre trabajadores formales que entre informales, por la clara evidencia de segmentación laboral y disparidad en las reglas de fijación de salarios entre ambos segmentos de mercado.

Con el objeto de indagar sobre los aspectos distributivos, se estimaron estas relaciones sobre una serie de percentiles representativos de la distribución salarial (p10, p25,

p50 o mediana, P75, p90), usando el método de regresión por cuantiles condicionales para los años 2004, 2009 y 2014 (ver apéndice metodológico de la tesis). Los errores estándar para todas las estimaciones se estiman, a su vez, mediante la técnica de Bootstrap con 200 réplicas

Al igual que en los capítulos anteriores, la metodología empleada para la estimación de las regresiones por cuantiles condicionales es la propuesta en Koenker y Bassett (1978). Su elección está justificada en el objetivo de identificar las correlaciones entre las diferentes dimensiones del capital humano y la desigualdad salarial, para lo cual cabe identificar si los modelos de regresión muestran una varianza constante o efectivamente el modelo es heterocedástico. En la tabla A4.1. del anexo 4I al final de este capítulo se muestran los resultados del test de Breusch y Pagan (1979) y Cook y Weisberg (1983). Los resultados indican que se rechaza la hipótesis de varianza constante, por lo que la estimación de la media condicional (método de mínimos cuadrados ordinarios) no sería aplicable con estos datos, y habilitaría el empleo de la metodología de análisis distributivo.

Un aspecto adicional que merece atención son los potenciales sesgos atribuibles a estas estimaciones. Entre aquellos que la literatura trata al considerar la consistencia de las ecuaciones de ingresos son: sesgos producto de relaciones endógenas entre las variables, sesgos de selección en el mercado laboral y sesgos asociados a la heterocedasticidad o por la presencia de muestras censuradas.

Respecto al primer caso, resulta importante advertir que en los modelos a estimar en este capítulo bajo la metodología de regresión por cuantiles no se establecen relaciones de causalidad. Al reconocer el carácter endógeno de las relaciones entre las variables indicadas propias de las expresiones microeconómicas asociadas al salario, las mismas se definen en términos de correlaciones. En el anexo metodológico de esta tesis se discute acerca de las dificultades



asociadas al control de la endogeneidad en contexto bajo metodologías de regresión por cuantiles<sup>72</sup>.

En el segundo y tercer caso –sesgos por selección o por presencia de heterocedasticidad o muestras censuradas-, al finalizar este capítulo se desarrollan dos ejercicios de estimaciones alternativas a la estimación del valor central por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Las alternativas propuestas consisten en un modelo de regla de selección en dos etapas y un modelo de estimación por Poisson. En el Anexo 4II se aplican ambos métodos, se testean sus condiciones y se concluye respecto a la utilidad de los mismos.

En el siguiente apartado se presentan los resultados de las regresiones por cuantiles condicionales aplicadas para los tres modelos sobre la muestra definida anteriormente, trabajadores asalariados argentinos, con estimaciones para los años 2004, 2009 y 2014.

---

<sup>72</sup> El anexo titulado “Estimación de ecuaciones salariales en contextos distributivos” se encuentra al final del cuerpo de la tesis.

## **4.2 Resultados**

### **4.2.1 Análisis Descriptivo**

Para contextualizar las dimensiones del mercado laboral incorporadas al análisis, la tabla 4.1, en la página siguiente, muestra los estadísticos descriptivos calculados para las principales variables empleadas en las estimaciones en los tres años objeto de estimación.

**Tabla 4.1**  
**Descripción de las variables y estadísticos descriptivos de la muestra. Argentina (2004-2014)**

Variable	Definición	Media	Desv.		
			Est.	Mín	Máx
Ln Salario	Log. Natural del salario horario (real) de la ocupación principal (1)	1.455	0.594	-1.271	5.50
Sin calificación	(=1) si el trabajador no tiene calificación ocupacional alguna	0.173	0.378	0.000	1.000
Operativa	(=1) si el trabajador tiene calificación operativa	0.595	0.491	0.000	1.000
Técnica	(=1) si el trabajador tiene calificación técnica	0.147	0.354	0.000	1.000
Profesional	(=1) si el trabajador tiene calificación profesional	0.082	0.274	0.000	1.000
Ln Educación	Años de educación formal (en logaritmos)	11.535	3.589	0.000	17.000
Ln Edad	Edad del trabajador (en logaritmos)	38.150	11.433	18.000	64.000
Hombre	(=1) si es hombre	0.700	0.458	0.000	1.000
Formal	(=1) si posee un empleo formal (según registros laborales)	0.825	0.380	0.000	1.000
Distribución regional y temporal de las observaciones					
Región	Gran Buenos Aires (0.18); pampeana (0.30); noroeste (0.21); noreste (0.12); cuyo (0.10); Patagonia (0.09).				
Trimestre	Distribución uniforme en los cuatro trimestres de cada año (0.25 cada uno).				

Fuente: EPHC (INDEC). Nota: (1) Valores a precios del año 2004.

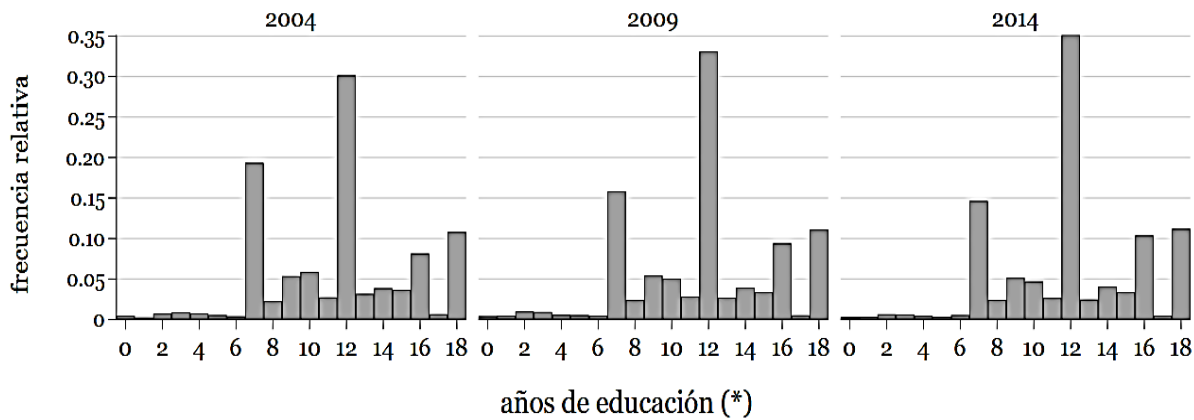
Entre los trabajadores, el peso de aquellos que poseen calificación operativa es fuertemente mayoritario, reúne casi el 60% de la muestra. En orden decreciente, le siguen -en términos de participación de la fuerza laboral- los trabajadores que se declaran sin calificación, con el 17%, aquellos con calificación técnica (15%) y finalmente los profesionales (8%). A su vez, el promedio de años de educación se aproxima a los doce, coincidiendo con el plazo mínimo estipulado de finalización de la escuela secundaria en Argentina. El promedio de edad de los trabajadores es de 38 años, el 70% son hombres y el 18% de los trabajadores de la muestra trabaja en la informalidad<sup>73</sup>. En términos de ubicación geográfica, entre las regiones del Gran Buenos Aires y pampeana reúnen casi la mitad de los trabajadores de la muestra.

Sobre las variables asociadas al capital humano, los años de educación poseen una distribución con múltiples modos, ubicando los tres principales, en orden de frecuencia, a los doce, a los siete y a los 18 años. Estos periodos coinciden con la finalización de los tres niveles principales definidos en el esquema educativo actual (nivel primario, secundario y universitario), tal como puede observarse en la figura 4.1.:

---

<sup>73</sup> Este dato resulta relativamente bajo para la realidad local, si bien responde a que se filtró la muestra de los trabajadores eventuales, tradicionalmente informales.

Figura 4.1  
Asalariados según años de educación. Argentina (2004-2014)

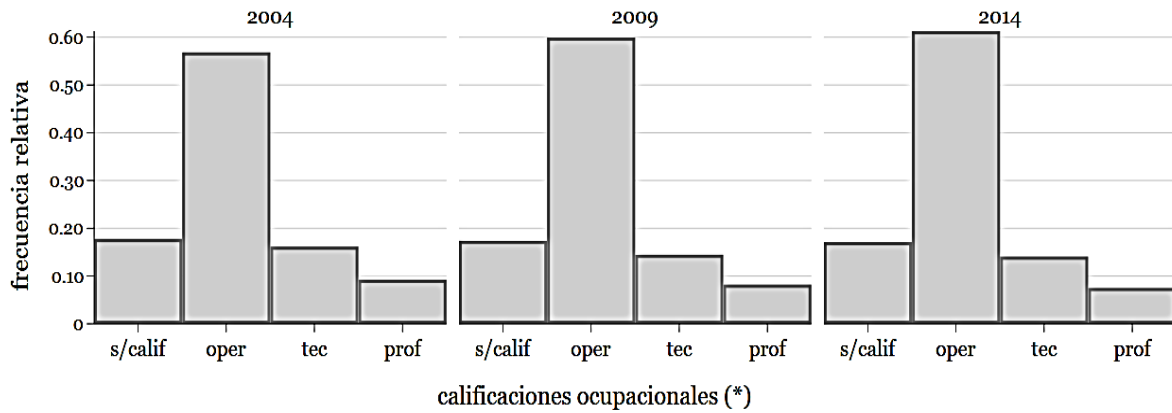


Fuente: EPHC (INDEC). Nota (\*): Hasta 18 años.

Asimismo, la figura da cuenta de una mejora en el nivel educativo de los trabajadores durante el periodo, al crecer a través de los años la participación de los trabajadores con 12 años de educación (equivalente al nivel secundario) y decaer la participación de aquellos con siete años de educación (nivel primario).

En relación a las calificaciones ocupacionales, la figura 4.2 muestra la distribución de los trabajadores en cada uno de los años bajo estimación. En ella se identifica cómo los trabajadores con calificación operativa fueron aumentando entre los años 2004 y 2014, al pasar de un 57% a un 61% del total, mientras el resto de las categorías se mantuvieron relativamente estables o se redujeron levemente (en el caso de los asalariados con calificación técnica). Si se analiza la desigualdad entre los trabajadores para igual nivel de calificación (tomando datos para todo el periodo), la misma resulta mayor entre los asalariados profesionales que entre las personas sin calificación alguna (con un Gini de 0.31 y 0.29, respectivamente).

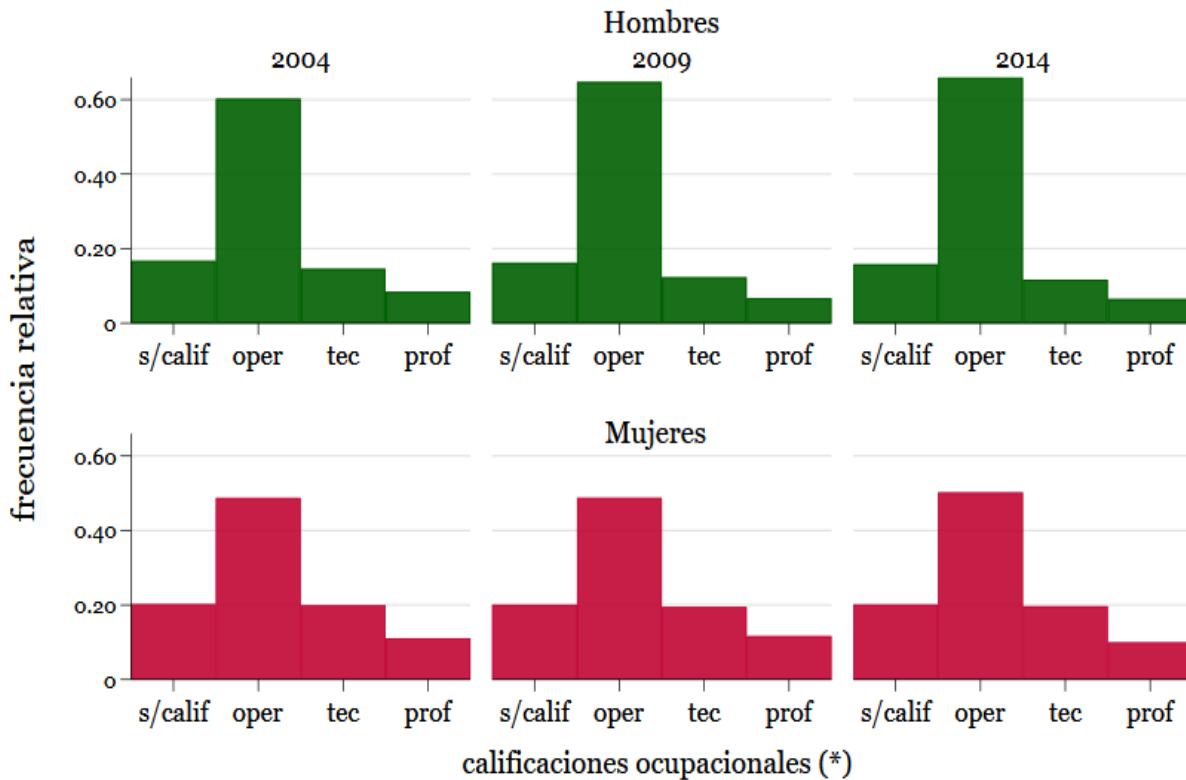
Figura 4.2  
Asalariados según calificaciones ocupacionales. Argentina (2004-2014)



Fuente: EPHC (INDEC). Nota(\*): s/calif=sin calificación; oper=operativa; tec=técnica; prof=profesional.

Cabe mencionar que esta distribución entre calificaciones no es uniforme entre ambos géneros. La figura 4.3 muestra la estructura de calificaciones por género y por año.

Figura 4.3  
Asalariados según calificaciones ocupacionales y género.  
Argentina (2004-2014)



Fuente: EPHC (INDEC). Nota(\*): s/calif=sin calificación; oper=operativa; tec=técnica; prof=profesional.

Al igual que en la figura 4.2, en ambos géneros los trabajadores con calificación operativa son mayoría, seguidos por los trabajadores sin calificación, técnicos y profesionales. La principal diferencia respecto a aquella es que, entre mujeres, la distribución de calificaciones resulta más armónica, ya que las mujeres operarias representan el 43% de la fuerza laboral femenina, en contraposición a los hombres, donde los operarios suman el 64% de los casos. La participación de sectores como la industria o la construcción –ambos con fuerte presencia masculina e incidencia del trabajo operativo- parecen incidir en estos resultados. En cuanto a la evolución durante el período, la fuerte participación de los hombres en puestos operativos se profundizó

significativamente, pasando de representar el 60% de los puestos en 2004 al 66% en 2014, mientras entre mujeres los puestos operativos crecieron en menor cuantía y esta caída se combinó con una caída similar en la participación del empleo femenino sin calificación<sup>74</sup>.

Además, para identificar el signo y grado de asociación entre las variables determinantes propuestas y el salario horario, se estimaron independientemente coeficientes de correlación de *Spearman*. Los resultados se muestran en la tabla 4.2:

**Tabla 4.2**  
**Correlación entre las principales covariables y el salario.**  
**Coefficiente de Spearman (1). Argentina (2004-2014)**

	Spearman (salario) (2)
Calificación ocupacional (niveles) (2)	0.391***
Educación (años)	0.372***
Edad	0.226***
Nro. de observaciones	85,348

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1)  $H_0: \rho = 0$ ; (2) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*  $p < 0.1$ . (2) Niveles de calificación ocupacional: 1=sin calificación, 2=operativa, 3=técnica, 4=profesional.

Las correlaciones tienen los signos y magnitudes esperadas y resultan significativas en todos los casos al 1%. Los años de educación, niveles de calificación ocupacional y la edad están asociados positivamente con el ingreso laboral horario, indicando que aumentos sucesivos en la edad y los años educativos o mayores calificaciones ocupacionales se traducen en mayores niveles

<sup>74</sup> Cabe recordar que la participación masculina -del 70%- define la evolución y distribución de la muestra sin distinción de género.



salariales. De igual forma, año a año las correlaciones mantienen los signos y su significatividad estadística.

#### **4.2.2 Premios a las Calificaciones Laborales. Modelo Base**

En esta sección se presentan y discuten los resultados del modelo base (M1), en el que se identifican premios a las calificaciones laborales –término que abarca los retornos a la educación y los premios a las calificaciones operativas, técnicas y profesionales. Las primeras estimaciones se muestran en la tabla 4.3 a continuación. En este modelo los coeficientes respectivos se aplican a lo largo de la muestra de trabajadores, sin distinguir por grupos (género o formalidad en el empleo) <sup>75</sup>.

En la tabla se detallan los coeficientes asociados a los premios a las calificaciones ocupacionales, los retornos a la educación y demás primas salariales estimados en las ecuaciones del modelo base. Al igual que en el capítulo 2, los premios salariales se estiman mediante la regla de variables cuantitativas discretas o categóricas.

---

<sup>75</sup> La única distinción aplicable en este modelo está dada por la posición del salario horario de cada trabajador respecto en la distribución salarial, lo que justifica el empleo de regresión por cuantiles.

**Tabla 4.3**  
**Ecuación de salarios. Regresión por cuantiles. Modelo M1 - Base. Argentina (2004-2014)**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa (1)(3)	0.112*** (0.014)	0.121*** (0.010)	0.141*** (0.010)	0.154*** (0.012)	0.147*** (0.015)	0.141*** (0.011)	0.130*** (0.008)	0.145*** (0.007)	0.160*** (0.008)	0.167*** (0.010)	0.151*** (0.012)	0.141*** (0.008)	0.160*** (0.008)	0.155*** (0.007)	0.168*** (0.010)
Técnica	0.233*** (0.020)	0.270*** (0.015)	0.312*** (0.015)	0.360*** (0.017)	0.364*** (0.023)	0.233*** (0.018)	0.242*** (0.012)	0.281*** (0.010)	0.323*** (0.012)	0.351*** (0.018)	0.200*** (0.017)	0.193*** (0.013)	0.234*** (0.010)	0.253*** (0.012)	0.277*** (0.015)
Profesional	0.491*** (0.030)	0.566*** (0.019)	0.609*** (0.021)	0.660*** (0.022)	0.674*** (0.027)	0.430*** (0.017)	0.482*** (0.014)	0.555*** (0.014)	0.602*** (0.018)	0.626*** (0.018)	0.380*** (0.021)	0.399*** (0.015)	0.448*** (0.015)	0.466*** (0.016)	0.478*** (0.021)
Educación	0.031*** (0.002)	0.034*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.044*** (0.001)	0.050*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.030*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.036*** (0.002)	0.035*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.038*** (0.001)
Edad	0.031*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.038*** (0.002)	0.044*** (0.003)	0.044*** (0.004)	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.030*** (0.003)	0.030*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.030*** (0.002)
Edad <sup>2</sup> (2)	-0.0003** (0.0000)	-0.0003** (0.0000)	-0.0003** (0.0000)	-0.0004** (0.0000)	-0.0004** (0.0001)	-0.0003** (0.0000)	-0.0003** (0.0000)	-0.0002** (0.0000)	-0.0002** (0.0000)	-0.0002** (0.0000)	-0.0003** (0.0000)	-0.0003** (0.0000)	-0.0003** (0.0000)	-0.0002** (0.0000)	-0.0002** (0.0000)
Hombre	0.078*** (0.014)	0.084*** (0.010)	0.122*** (0.009)	0.142*** (0.010)	0.172*** (0.014)	0.061*** (0.010)	0.064*** (0.007)	0.093*** (0.007)	0.103*** (0.007)	0.117*** (0.009)	0.070*** (0.010)	0.085*** (0.008)	0.100*** (0.005)	0.110*** (0.006)	0.127*** (0.009)
Formal	0.503*** (0.015)	0.474*** (0.011)	0.426*** (0.011)	0.379*** (0.011)	0.337*** (0.015)	0.598*** (0.013)	0.496*** (0.010)	0.412*** (0.008)	0.365*** (0.009)	0.330*** (0.013)	0.519*** (0.017)	0.451*** (0.011)	0.396*** (0.009)	0.340*** (0.010)	0.284*** (0.013)
Constante (4)	-0.888*** (0.067)	-0.745*** (0.053)	-0.636*** (0.048)	-0.528*** (0.054)	-0.370*** (0.078)	-0.721*** (0.057)	-0.368*** (0.039)	-0.118*** (0.037)	0.132*** (0.036)	0.316*** (0.041)	-0.759*** (0.058)	-0.459*** (0.041)	-0.137*** (0.036)	0.145*** (0.041)	0.293*** (0.047)
Observaciones	20,791					31,684					32,873				

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Coeficiente de edad<sup>2</sup> (edad al cuadrado) y error estándar aproximados a 4 decimales. (3) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (4) Se omiten coeficientes de variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

En primer lugar, los retornos a la educación muestran los signos esperados en todos los cuantiles estimados y en los tres años analizados. Un año adicional de educación se corresponde con un mayor salario, independientemente de la posición del trabajador en la distribución salarial. A su vez, las primas por educación muestran diferencias entre los distintos cuantiles, las cuales parecen aminorar a lo largo del periodo bajo estimación.

Por otro lado, en la tabla se pueden observar las primas salariales por calificación operativa –que expresan las diferencias entre quienes poseen dichas habilidades o conocimientos y quienes se desempeñan en puestos que no requieren calificación alguna-; premios de mayor cuantía, relacionado a calificaciones técnicas; y finalmente los premios más altos, que se corresponde con puestos de calificación profesional. En todos los casos se visualizan coeficientes positivos y estadísticamente significativos para todos los premios a las calificaciones con un grado de significatividad del 1%. Los premios a las distintas calificaciones ocupacionales siguen el orden esperado: a mayor nivel de calificación, mayor es el premio reportado, más allá del tramo de la distribución salarial que estemos considerando.

El resto de las covariables de la ecuación salarial muestran los resultados esperados. La edad, como su cuadrado, incorporadas como variables proxy de la experiencia laboral, son significativos y reportan los signos predichos en la teoría. Los coeficientes positivos de la variable hombre permiten cuantificar la brecha de género a lo largo de la distribución, y revelan que la mera condición masculina reporta una prima salarial (aun controlando por los otros determinantes). En principio los resultados indican una brecha que se amplía a la par de los niveles salariales. Finalmente, los empleos formales reportan mayores salarios a los informales a lo largo de toda la distribución salarial, que en principio decrece a medida que consideramos salarios más altos, resultado que se repite en los tres años estimados.

En base a estos resultados, con el propósito de verificar las conjeturas planteadas, se realizaron diversos test sobre los coeficientes obtenidos, a saber<sup>76</sup>:

- Regresiones intercuantílicas para verificar la existencia de desigualdades a lo largo de la distribución.
- Test de Wald entre los premios a las calificaciones ocupacionales, para evaluar la significatividad estadística que muestran las brechas entre los premios a la calificación profesional, técnica y operativa. El objetivo es verificar la hipótesis de que, a mayor nivel de calificación, mayor es la prima.
- Test sobre el pool de datos 2004-2014, para confirmar estadísticamente la evolución del conjunto de premios salariales a lo largo del periodo. Se busca saber si los cambios en los premios salariales se dieron de manera uniforme y coordinada o afectaron significativamente su estructura y, con ello, las condiciones de desigualdad a nivel intra-grupo (intercuantílico) y entre grupos (niveles de calificación). Puntualmente, se evalúa el cambio en: a) cada uno de los coeficientes, de modo de identificar si estos registran modificaciones significativas a lo largo del tiempo; b) las brechas definidas en el intervalo p10-p90, para comprobar –en cada prima- cómo se ve afectada la desigualdad intercuantílica; y c) las brechas entre premios por calificación ocupacional, para confirmar si las mismas varían significativamente entre el inicio y el final del periodo<sup>77</sup>.

---

<sup>76</sup> Los test precisados aquí se extienden a los tres modelos, con el aditamento, en los modelos M2 y M3, de test que evalúan las diferencias en los coeficientes según el género y la condición de formalidad en el empleo, respectivamente.

<sup>77</sup> Para arribar a estos resultados, previamente se realizaron regresiones por cuantiles o intercuantílicas sobre el un pool de datos, testeando luego las diferencias entre sendos coeficientes.

Integrando el análisis desde estas tres dimensiones, a continuación, se discuten los resultados obtenidos en el modelo base.

### ***Retornos a la Educación***

La dispersión salarial asociada a los retornos a la educación -donde los trabajadores que perciben los mayores salarios obtienen mayores retornos a la educación- se confirma en este modelo. Ahora bien, este rasgo -que se traduce en retornos a la educación crecientes con el salario- se ve debilitado al menos parcialmente a lo largo del periodo; debido principalmente a la caída en los retornos educativos sobre los salarios más altos de la distribución.

En el primer resultado apuntado se toma en cuenta la distribución de los retornos a la educación a lo largo del salario. Los datos de la tabla 4.3 combinados con los de la tabla 4.4 de regresiones intercuantílicas (a continuación) permiten observar si en los tramos definidos entre los percentiles 10 y 90, 25 y 75, 10 y 50, y 50 y 90, un año más de educación formal se traduce en una mayor dispersión salarial en cada intervalo.

**Tabla 4.4**  
**Premios salariales. Regresión intercuantílica. Modelo M1 - Base. Argentina (2004-2014)**

	2004				2009				2014			
	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
Operativa (1)(2)	0.035* (0.021)	0.033** (0.013)	0.029* (0.015)	0.006 (0.016)	0.026* (0.014)	0.030*** (0.009)	0.005 (0.010)	0.022** (0.010)	0.017 (0.015)	0.0134 (0.010)	0.009 (0.013)	0.008 (0.011)
Técnica	0.130*** (0.031)	0.090*** (0.020)	0.079*** (0.022)	0.051** (0.022)	0.118*** (0.024)	0.081*** (0.013)	0.048*** (0.017)	0.070*** (0.016)	0.077*** (0.022)	0.060*** (0.014)	0.034* (0.018)	0.043*** (0.016)
Profesional	0.182*** (0.038)	0.103*** (0.026)	0.118*** (0.029)	0.065** (0.029)	0.196*** (0.026)	0.120*** (0.019)	0.125*** (0.019)	0.071*** (0.019)	0.098*** (0.027)	0.068*** (0.018)	0.068*** (0.021)	0.031 (0.020)
Ln Educación	0.019*** (0.003)	0.010*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.003* (0.002)	0.004*** (0.001)	0.000 (0.002)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.004*** (0.001)

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas).

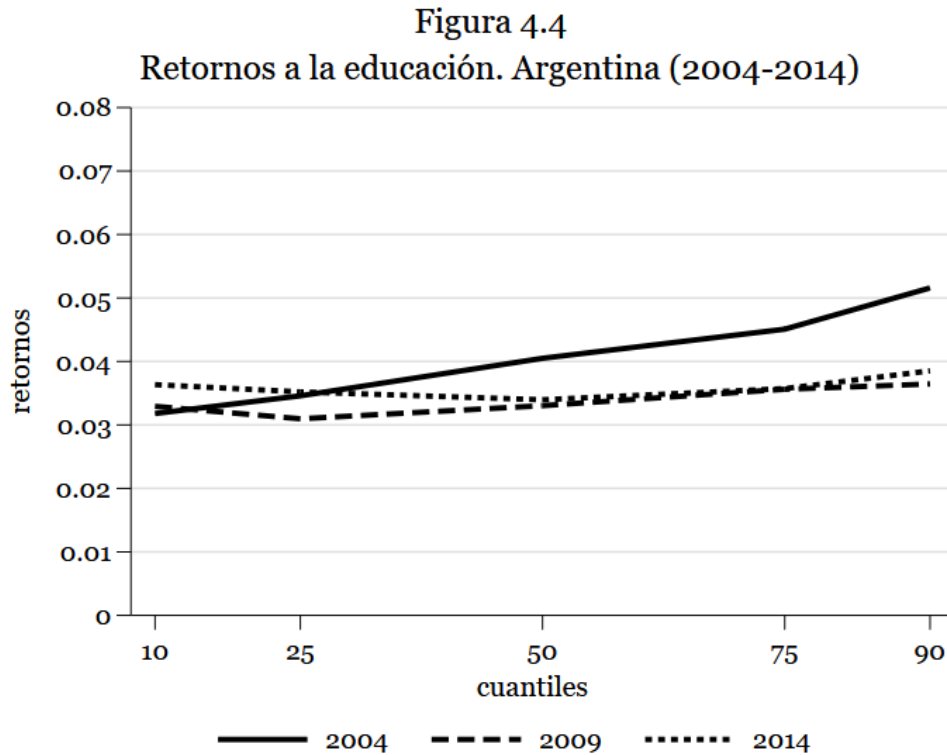
Siguiendo la tabla anterior, la desigualdad se da a lo largo de toda la distribución salarial en 2004 (con coeficientes significativos en todos los tramos intercuantílicos), aunque en 2009 y sobre todo en 2014, los tramos que se identifican con una mayor dispersión resultan cada vez más acotados (desde el percentil 25 en 2009 y desde el percentil 50 en 2014)<sup>78</sup>.

Los cambios identificados en los coeficientes entre 2004 y 2014 han sido verificados estadísticamente y sus resultados se detallan en la tabla A4.3 del anexo 4I. En ella se evidencia un aumento significativo del retorno al percentil 10 del salario, a la par de caídas en los retornos de la mitad superior de la distribución (p50, p75 y p90). Estas variaciones confirman una desigualdad intercuantílica significativamente menor en 2014, tal como indica el test en el panel central de la tabla.

La evolución de los retornos a la educación en todas sus aristas puede visualizarse en la figura 4.4.

---

<sup>78</sup> Al igual que en los capítulos anteriores, se usan indistintamente los términos cuantil o percentil para indicar un punto particular de la distribución salarial, siendo p10, p25, p50, p75 o p90 los cuantiles o percentiles 10, 25, 50, 75 o 90, respectivamente.



Se observa a partir de la figura que las distribuciones de retornos muestran pendientes cada vez más bajas con el pasar de los años, lo que se traduce en una mayor convergencia entre los extremos de la distribución. Los cambios a lo largo del periodo pueden describirse gráficamente como un giro de la serie en sentido horario –más acentuadamente entre los años 2004 y 2014-, lo cual produce hacia finales del periodo una virtual uniformidad en los retornos a distintos puntos del salario, al igual que lo descrito por Paz (2015).

La caída en los retornos a la educación a comienzos de este siglo es retratada en Galiani et al. (2017) y Salvia, Robles, y Fachal (2017). Los autores vinculan, en mayor o menor grado la caída en los retornos, con los cambios distributivos experimentados en los salarios en los primeros años de este siglo. Estos se inscriben, además, como parte de una tendencia global registrada en la



mayoría de los países. Las hipótesis de cambio tecnológico (Cruces y Gasparini, 2009) o cambio estructural (Ciaschi et al., 2021) intervienen en este fenómeno, si bien se reconocen las limitaciones para explicar los cambios en la desigualdad salarial argentina (Acosta y Gasparini, 2007; Galiani et al., 2017).

### ***Premios a las Calificaciones Ocupacionales***

Respecto a las calificaciones ocupacionales, se deduce lo siguiente: a) solo las calificaciones técnicas y las profesionales premian a los trabajadores de manera desigualitaria; b) entre los premios por calificación se registra otra dimensión de la desigualdad, donde mayores niveles de calificación se asocian a mayores salarios; c) este último rasgo se ve mitigado hacia finales del periodo.

El primer punto se visualiza a partir de la tabla 4.4 de regresiones intercuantílicas. En cuanto a las calificaciones operativas, solo en 2004 y 2009 se registran diferencias en algunos tramos de la serie de salarios. En particular, la brecha observada en el rango intercuartílico es el grado más alto de desigualdad intra-calificación que se muestra en dicha prima. Para las calificaciones técnica y profesional, la evidencia -estadísticamente significativa- de premios crecientes a lo largo de la distribución salarial resulta ostensible. Mayor el salario del trabajador, mayor la prima. Esta tendencia se verifica en ambos niveles de calificación, en todo el periodo y en casi todos los intervalos especificados en la tabla<sup>79</sup>.

---

<sup>79</sup> Salvo dos excepciones. En la prima por calificación técnica, el tramo p10-p50. En la prima por tareas profesionales, el intervalo p50-p90. En ambos casos, se registran primas positivas que no registran diferencias significativas al inicio y al final de cada rango.

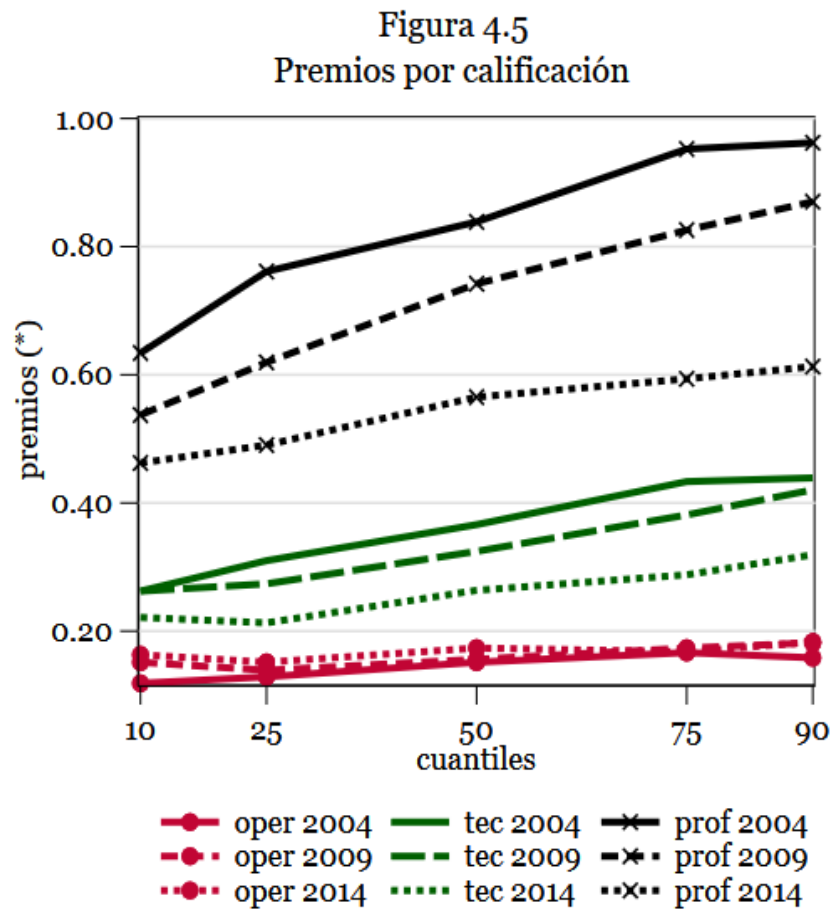
Las diferencias entre los premios por niveles de calificación fueron verificadas mediante el Test de Wald. En concreto, se evaluaron estadísticamente tres brechas potenciales: entre los premios a los puestos profesionales y técnicos, entre puestos técnicos y operativos, y entre puestos operativos y los salarios de base de aquellos trabajadores sin calificación. Puesto que el análisis es meramente distributivo, las brechas se estimaron a nivel de cada cuantil incluido en la estimación. Los resultados pueden verse en la tabla A4.2 del anexo 4I.

En todos los casos, los datos muestran brechas estadísticamente significativas entre las respectivas primas. Se confirma así, con una significación del 1%, a nivel de cada cuantil y para todos los años objeto de estimación: que las calificaciones profesionales “preman” a los trabajadores por encima de las calificaciones técnicas; que estas últimas “remuneran” diferencialmente por encima de las calificaciones operativas; y finalmente, que las calificaciones operativas reportan mayores salarios que los puestos sin calificación ocupacional alguna. Estos resultados se encuentran en línea con Casal et al. (2016) y Groisman y Marshall (2015) y tienen su razonamiento en el tiempo que debe destinar el trabajador para adquirir las respectivas calificaciones, por lo que los premios diferenciales implican un reconocimiento a estas habilidades y conocimientos adquiridos.

A lo largo del periodo, los test realizados confirman que las desigualdades intra- y entre calificación se moderan. En particular, hacia 2014 se elevan las primas a las calificaciones operativas y se reducen las primas a las calificaciones técnicas y profesionales. Estas modificaciones se dan en todos los cuantiles bajo estimación, resultando en todos los casos estadísticamente significativas, lo cual conlleva a una caída tanto en las brechas de las primas entre niveles de calificación como en las brechas intercuantílicas (dispersión horizontal) en cada uno de los niveles de calificación. En el caso de las calificaciones operativas que, a comienzos del periodo, registran brechas en las primas de manera parcial (rango p25-p75), en 2014 se anula toda diferencia, resultando en premios uniformes a lo largo de la distribución salarial. En el caso

de las calificaciones técnicas y profesionales, si bien las brechas intercuantílicas se contraen significativamente, no alcanzan a eliminarse.

La figura 4.5, muestra este fenómeno de manera más clara. Cada curva reporta la serie de premios a las calificaciones ocupacionales para una calificación y un año en particular.



Fuente: Elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC).  
Nota: (\*) oper=operativa; tec=técnica; prof=profesional.

De esta figura se derivan los aspectos apuntados anteriormente. Por un lado, las curvas de premios a las calificaciones técnica y profesional muestran cierta inclinación en favor de los salarios más altos en 2004, pendiente que se reduce hacia 2014, no siendo así para las calificaciones operativas (al mostrar curvas prácticamente horizontales en los tres años estimados). Esto da indicios de una distribución desigual de los premios a las calificaciones a lo largo de la distribución de salarios, fenómeno que parece aminorar hacia finales del periodo. Por otro lado, si se comparan las series de premios por nivel de calificación, las mismas se distancian notablemente durante 2004, revelando una estructura de premios que sigue los niveles de calificación (mayores premios a la calificación profesional que a la técnica y a la vez primas más altas a la calificación técnica que a la operativa). Ahora bien, estas brechas verticales se ven aminoradas de manera parcial, no obstante, hacia finales del periodo.

La caída en la brecha entre los premios por calificación junto a una menor desigualdad intercuantílica es reportada también en Alejo y Casanova (2016). Al combinar estos hechos con los cambios respecto a la educación de los trabajadores - mejora en los niveles educativos y caída en los retornos-, se identifica una mayor participación de las calificaciones ocupacionales que la educación en la reducción de la desigualdad en el periodo, en acuerdo con Groisman (2014). Sobre esto, se ensayan dos interpretaciones complementarias según se analice los tramos más altos o más bajos de la distribución salarial. Primero, en el caso de los trabajadores con mayores salarios, la sobreeducación (Groisman y Marshall, 2015) y sobrecalificación de la fuerza laboral (Jiménez, 2015) producto de una oferta de trabajo con altos niveles educativos y de calificación que no puede ser captada por el crecimiento en la demanda. Segundo, respecto a los trabajadores cuyos salarios se ubican en los tramos inferiores de la distribución, el importante proceso de formalización laboral y la mayor incidencia de instituciones como el salario mínimo y las negociaciones colectivas sobre la determinación de los salarios (Amarante y Arim, 2015; Beccaria, Maurizio, y Vazquez, 2015; Marshall, 2019). Dadas las dificultades para incorporar variables asociadas a la cobertura de negociación colectiva o incluso la condición de afiliado de los trabajadores (formales)

en la EPHC, se pierde la posibilidad de controlar por estas condiciones fuertemente asociadas al empleo de menores calificaciones. En ese sentido, la variable no observada puede llegar a sobrestimar las primas por calificación operativa.

### ***Análisis sobre los Años 2004, 2009 y 2014 como Síntesis del Periodo***

Lo expresado hasta aquí supone que el análisis comparado entre los años 2004, 2009 y 2014 sirve a modo de síntesis representativa de la estructura y evolución de las primas salariales durante el periodo 2004-2014. Ahora bien, a fin de ilustrar acerca de lo acontecido en la materia en cada uno de los años que integran dicho lapso, en el anexo 4I se incorpora la tabla A4.4 y las figuras A3.1 a A3.4 que reportan los premios a las calificaciones y los retornos a la educación en todos años del lapso que enmarca este capítulo.

A partir de estos resultados, se identifica, al igual que en los apartados anteriores, una caída en la desigualdad intercuantílica en los retornos a la educación hacia finales de la etapa. En cuanto a las calificaciones ocupacionales, de manera semejante, se identifica una menor desigualdad en los premios intra-calificación en los tres niveles de calificación estudiados, junto con menores brechas entre calificaciones, producto de una caída en los premios al trabajo técnico y profesional. Todos estos datos resultan acordes con las estimaciones de las secciones previas.

#### **4.2.3 Premios a las Calificaciones según el Género. Modelo M2**

En este apartado se analizan los resultados de la estimación del modelo M2 que interacciona el conjunto de calificaciones laborales con el género de los trabajadores. El objetivo

reside en mostrar cómo las dispares condiciones laborales de hombres y mujeres se correlacionan con una distribución salarial particular.

En la tabla 4.5 se reportan los premios a las calificaciones y retornos a los años de educación para este modelo. Bajo la nueva especificación, las categorías de premios salariales que interesa analizar se multiplican por dos, ya que se estiman de manera paralela para hombres y mujeres. La tabla de regresión completa (tabla A4.5) se puede visualizar en el anexo 4I de este capítulo.

**Tabla 4.5**  
**Premios salariales según género del trabajador. Regresión por cuantiles. Modelo M2. Argentina (2004-2014)**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa-hombre (1) (2)	0.222*** (0.053)	0.272*** (0.036)	0.341*** (0.036)	0.368*** (0.035)	0.431*** (0.045)	0.252*** (0.048)	0.307*** (0.029)	0.329*** (0.028)	0.365*** (0.024)	0.380*** (0.035)	0.379*** (0.042)	0.339*** (0.029)	0.367*** (0.022)	0.374*** (0.025)	0.371*** (0.035)
Operativa-mujer	0.136*** (0.031)	0.112*** (0.018)	0.136*** (0.018)	0.157*** (0.021)	0.173*** (0.028)	0.198*** (0.022)	0.177*** (0.015)	0.194*** (0.014)	0.181*** (0.014)	0.211*** (0.018)	0.182*** (0.018)	0.177*** (0.014)	0.194*** (0.014)	0.204*** (0.013)	0.228*** (0.017)
Técnica- hombre	0.398*** (0.057)	0.467*** (0.042)	0.554*** (0.037)	0.618*** (0.040)	0.696*** (0.053)	0.367*** (0.053)	0.438*** (0.032)	0.489*** (0.030)	0.540*** (0.028)	0.565*** (0.040)	0.473*** (0.044)	0.406*** (0.031)	0.462*** (0.026)	0.504*** (0.029)	0.521*** (0.039)
Técnica-mujer	0.152*** (0.035)	0.182*** (0.025)	0.232*** (0.023)	0.280*** (0.030)	0.295*** (0.032)	0.256*** (0.031)	0.258*** (0.018)	0.288*** (0.017)	0.324*** (0.018)	0.377*** (0.024)	0.173*** (0.024)	0.203*** (0.019)	0.237*** (0.017)	0.254*** (0.016)	0.270*** (0.022)
Profesional-hombre	0.630*** (0.067)	0.753*** (0.044)	0.819*** (0.043)	0.898*** (0.047)	1.043*** (0.062)	0.546*** (0.055)	0.676*** (0.037)	0.757*** (0.035)	0.806*** (0.035)	0.844*** (0.043)	0.614*** (0.053)	0.602*** (0.036)	0.645*** (0.029)	0.683*** (0.030)	0.678*** (0.045)
Profesional-mujer	0.438*** (0.046)	0.489*** (0.038)	0.569*** (0.038)	0.642*** (0.033)	0.597*** (0.042)	0.467*** (0.037)	0.498*** (0.024)	0.557*** (0.025)	0.628*** (0.024)	0.667*** (0.029)	0.356*** (0.032)	0.411*** (0.028)	0.482*** (0.021)	0.508*** (0.024)	0.535*** (0.033)
Ln Educ. - hombre (3)	0.030*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.037*** (0.001)	0.042*** (0.002)	0.046*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.032*** (0.002)	0.033*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.036*** (0.002)
Ln Educ. - mujer	0.034*** (0.004)	0.040*** (0.002)	0.046*** (0.003)	0.050*** (0.003)	0.057*** (0.004)	0.037*** (0.003)	0.035*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.039*** (0.003)	0.044*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.039*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.040*** (0.003)
Observaciones	20,791					31,684					32,873				

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Ln Educ.= Ln de años de educación.

En primer lugar, los coeficientes de regresión resultan -en todos los cuantiles y en cada año bajo estimación- estadísticamente significativos y reportan los signos esperados. Por un lado, los retornos a la educación resultan positivos, reflejando que la educación “premia” al trabajador. Por el otro, quienes poseen alguna calificación específica para el puesto de trabajo perciben un salario mayor al de un trabajador con similares características, pero sin calificación laboral alguna. Estas inferencias caben para todos los cuantiles del salario y todos los periodos estimados, independientemente del género del trabajador.

A continuación, se contrastan los resultados obtenidos en términos de desigualdad intercuantílica, de género y de niveles de calificación.

### ***Retornos a la Educación***

El primer aspecto a destacar en este modelo es la evidencia, a lo largo de la distribución y en todo el periodo, de retornos a la educación en mujeres más altos que en hombres, lo cual contribuye a morigerar la brecha de género que discrimina por ingresos al trabajo femenino (Dougherty, 2005). El segundo punto muestra que la educación contribuye a una mayor desigualdad al inicio del periodo, fenómeno que aparece debilitado con el tiempo, lo que se traduce en cierta uniformidad en los premios educativos.

El primer punto señalado indica, en otras palabras, que un año más de educación rinde proporcionalmente al trabajo femenino un mayor salario que al masculino. Esta diferencia en



favor de las mujeres se verifica estadísticamente significativa al 1% o 5% en casi todos los cuantiles y en los tres años estimados<sup>80</sup>. Los resultados se detallan en la tabla A4.6 del Anexo A4I.

Es importante destacar que este resultado se ubica en línea con evidencia empírica internacional (Montenegro y Patrinos, 2014; Patrinos y Psacharopoulos, 2020), si bien los resultados en Argentina no son concluyentes (Fiszbein et al., 2007; Pal, 2019). En el caso de Montenegro y Patrinos (2014) cuya estimación por géneros se hace sobre niveles de educación, los datos para Argentina muestran retornos femeninos superiores en el nivel terciario, con resultados mixtos en los niveles inferiores.

Por otra parte, es un hecho estilizado la existencia de brechas de género que han perjudicado históricamente a las mujeres. Surge así la pregunta de por qué, en la mayoría de los países los retornos a la educación van en sentido opuesto a las brechas de género. Dougherty (2005) concluye que los retornos a la educación pueden actuar como un componente que contrarresta al menos parcialmente la brecha de género (atribuida a discriminación, preferencias y otras circunstancias), y ser el resultado de mejores logros educativos por parte de las mujeres<sup>81</sup>.

Respecto a las desigualdades intra-género, a partir de los coeficientes estimados en la tabla anterior, se logra verificar mediante regresiones intercuantílicas si las diferencias que sugieren los coeficientes son estadísticamente significativas y en qué tramos de la distribución. Los resultados se encuentran en la tabla 4.6 para el conjunto de las calificaciones laborales.

---

<sup>80</sup> Se exceptúa el percentil 10 en los años 2004 y 2009 y el percentil 90 en el año 2014.

<sup>81</sup> Otra hipótesis es la de una sub-representación femenina en puestos de trabajo donde la fijación de salarios está poco influida por la educación del trabajador. Los retornos a la educación femeninos pueden resultar - en promedio de los sectores económicos- mayores que los masculinos en situaciones en las que el empleo masculino es mayoritario -y minoritario el femenino-. Esto se da en sectores y ocupaciones típicamente “masculinizados”, los que suelen estar altamente correlacionados con las políticas salariales de salario mínimo o de cobertura de negociación colectiva. De esta manera, el salario no será tan reactivo al nivel educativo en los hombres.

**Tabla 4.6**  
**Premios salariales según género del trabajador. Regresión intercuantílica. Modelo M2. Argentina (2004-2014)**

	2004				2009				2014			
	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
Operativa-hombre (1) (2)	0.209*** (0.063)	0.096** (0.039)	0.119** (0.049)	0.090** (0.043)	0.128** (0.054)	0.059** (0.029)	0.077* (0.045)	0.051 (0.033)	-0.008 (0.050)	0.035 (0.032)	-0.012 (0.041)	0.005 (0.037)
Operativa-mujer	0.036 (0.036)	0.044** (0.023)	-0.001 (0.029)	0.037 (0.028)	0.013 (0.027)	0.0042 (0.016)	-0.004 (0.022)	0.017 (0.020)	0.046* (0.026)	0.027* (0.016)	0.012 (0.020)	0.034** (0.017)
Técnica- hombre	0.299*** (0.077)	0.151*** (0.044)	0.157*** (0.054)	0.142*** (0.054)	0.198*** (0.061)	0.101*** (0.032)	0.122** (0.051)	0.077* (0.039)	0.048 (0.060)	0.098*** (0.038)	-0.011 (0.044)	0.059 (0.042)
Técnica-mujer	0.143*** (0.047)	0.098*** (0.030)	0.081** (0.036)	0.062* (0.033)	0.121*** (0.036)	0.066*** (0.019)	0.032 (0.030)	0.089*** (0.024)	0.097*** (0.031)	0.051** (0.020)	0.064*** (0.024)	0.033 (0.024)
Profesional-hombre	0.413*** (0.081)	0.145*** (0.046)	0.189*** (0.063)	0.224*** (0.062)	0.298*** (0.064)	0.130*** (0.040)	0.211*** (0.050)	0.087** (0.044)	0.064 (0.063)	0.081** (0.038)	0.031 (0.050)	0.033 (0.046)
Profesional-mujer	0.160*** (0.058)	0.153*** (0.040)	0.132*** (0.050)	0.028 (0.044)	0.200*** (0.044)	0.129*** (0.029)	0.090*** (0.034)	0.110*** (0.035)	0.179*** (0.047)	0.097*** (0.032)	0.126*** (0.034)	0.053 (0.033)
Ln Educ. - hombre (3)	0.016*** (0.003)	0.010*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.005*** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.003** (0.002)	0.004 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.004*** (0.002)
Ln Educ. - mujer	0.023*** (0.005)	0.009*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.006 (0.004)	0.005** (0.002)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.006** (0.003)	0.002 (0.003)
Observaciones	20,791				31,684				32,873			

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Ln Educ.= Ln de años de educación.

De la combinación de las tablas 4.5 y 4.6 se puede observar que solo en 2004 los retornos a la educación están asociados a una mayor dispersión salarial en todos los cuantiles estimados, condición que se da en ambos géneros. En 2009 se identifica un patrón creciente en el rango intercuartílico (percentiles 25-75) y, a finales del periodo, se anula toda evidencia de disparidad entre los retornos en tramos relevantes del salario (p10-p90 o p25-p75)<sup>82</sup>.

### ***Premios a las Calificaciones Ocupacionales***

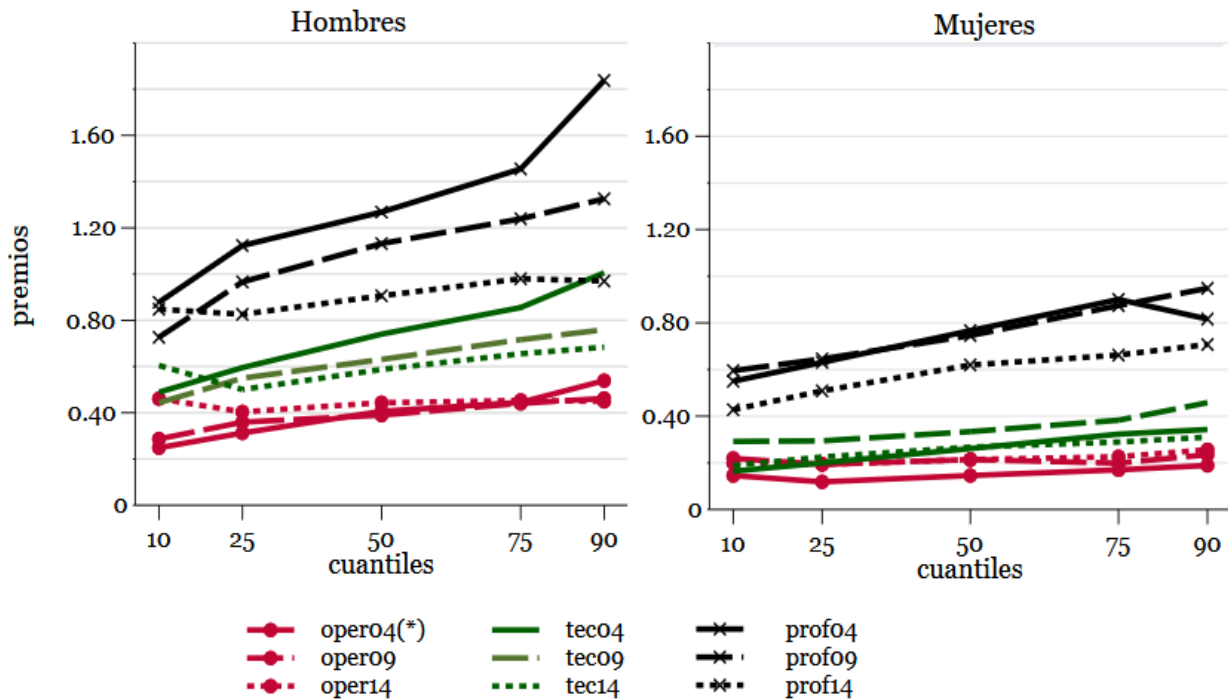
Los resultados del modelo M2 permiten verificar que los premios a las calificaciones ocupacionales en el grupo femenino resultan menores que los percibidos en el grupo masculino. Además, se confirma la hipótesis de que, a mayor nivel de calificación, mayor es el premio salarial, si bien en el grupo femenino las brechas entre premios por calificación resultan de menor cuantía. En términos de la desigualdad al interior de los grupos o desigualdad intercuantílica, en el periodo se observa una caída en la dispersión salarial, común a los tres tipos de calificación y entre géneros.

En primer lugar, los premios a las calificaciones profesionales, técnicas y operativas que perciben las mujeres resultan menores a los que perciben los hombres. En términos del conjunto de calificaciones laborales, estas diferencias se dan en sentido opuesto a las planteadas entre los retornos a la educación (con retornos femeninos superiores a los masculinos). El análisis de la figura 4.6, combinado con la tabla A4.6 del Anexo 4I permite verificar estos resultados.

---

<sup>82</sup> La excepción se da en pequeños tramos de la distribución de salarios masculina (p50-p90) o femenina (p10-p50) que registran diferencias significativas, si bien reducidas en su dimensión económica. En este último se observa una brecha intercuantílica de reducido valor negativo, que responde a un alto retorno a la educación observado en el décimo percentil.

Fig. 4.6  
Premios a las calificaciones según género. Argentina (2004-2014)



Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC)  
Nota (\*): oper=operativa; tec=técnica; prof=profesional.

La figura permite visualizar las diferencias de nivel entre las distribuciones de premios en hombres y entre mujeres. Estas diferencias resultan significativas en todos los niveles de calificación. A modo de ejemplo, considerando un hombre y una mujer con calificaciones operativas, ambos percibirán una prima salarial respecto a trabajadores que no cuentan con calificación alguna. Sin embargo, esta prima resultará mayor para el hombre que para la mujer, incluso descontando las diferencias en las características individuales<sup>83</sup>. Si bien no se identifican

<sup>83</sup> Dado que el grupo de base es el de mujeres sin calificación, en el caso de la prima operativa para el grupo masculino debe estimarse la diferencia respecto a trabajadores hombres sin calificación (ver Tabla A4.5 de regresión completa en Anexo 4I). \*

antecedentes empíricos puntuales de distribución de brechas en primas por calificación según género en Argentina, de acuerdo a lo mencionado en el marco analítico, estudios basados en descomposición de brecha de género muestran las diferencias atribuibles a calificaciones que confirman el pago diferencialmente menor en mujeres que en hombres (Bacolod, 2017; Esquivel, 2007; Fernandez, 2009; Křížková, Penner, y Petersen, 2010).

En segundo lugar, al igual que en el modelo base (M1), las tareas profesionales retribuyen tanto a hombres como a mujeres de mayores salarios que las tareas técnicas, y estas últimas lo hacen más que las operativas. Los datos de la tabla A4.7 en el Anexo 4I confirman brechas entre niveles de calificación estadísticamente diferentes a cero, con una significación del 1% en ambos géneros<sup>84</sup>. Volviendo a la figura 4.6 se pueden visualizar las diferencias entre cada serie de premios por calificación. Se observa, además, menores brechas entre premios por calificación en el grupo femenino que en el masculino. Esta convergencia vertical entre las primas por calificación en mujeres lleva a que calificaciones técnicas y operativas se crucen a los cuantiles más bajos de la distribución salarial.

A nivel intra-grupo (al interior de los géneros y de las calificaciones), del análisis de la figura 4.6 se puede identificar en 2014 una menor desigualdad intercuantílica de los premios a las tres calificaciones ocupacionales, tanto en hombres como en mujeres. Asimismo, evaluando las pendientes de las curvas de ambos paneles, las series de calificaciones operativas se muestran como aquellas que más uniformidad aportan a la estructura salarial –especialmente en el grupo femenino, lo cual es coherente con lo hallado en las regresiones intercuantílicas.

Por último, los cambios temporales surgen de resultados mixtos, en especial entre los premios a las calificaciones operativas. En el nivel más bajo de calificación, los premios a la

---

<sup>84</sup> La única excepción se da entre los premios a las calificaciones técnicas y operativas, en el cuantil más bajo de la distribución salarial de mujeres (percentil diez).

calificación masculina confirman brechas intercuantílicas significativas en todos los tramos del - salario durante 2004 y en los tramos centrales (p10-p90, p25-p75) durante 2009. Para las trabajadoras, estas primas resultan crecientes solo en 2004 (rango p25-p75) y 2014 (p50-p90). Por el contrario, en los niveles técnicos y profesionales, en ambos géneros y durante los dos primeros años estimados, se verifican premios mayores a cuantiles mayores del salario en casi todos los tramos salariales. Hacia 2014 la desigualdad intercuantílica para estas calificaciones ocupacionales se modera parcialmente entre los hombres (sobre el tramo p25-p75), mientras el trabajo femenino sigue registrando diferencias significativas en los tramos más amplios de la distribución.

#### **4.2.4 Premios a las Calificaciones según Condición de Formalidad Laboral**

Para finalizar la discusión, se presentan los datos del análisis de regresión para el modelo M3, que incorpora la interacción entre las variables años de educación y niveles de calificación ocupacional, por un lado, y la condición de empleo formal (informal), por el otro. Se busca de esta forma identificar qué cambios ocurren en la estructura de premios salariales entre los trabajadores formales o informales.

A continuación, se presentan los resultados principales del análisis de regresión en la tabla 4.7. En consonancia con el modelo M2, tanto premios como retornos se duplican, al combinar cada uno de ellos –mediante interacciones- con la condición de empleo formal (informal). La tabla completa de regresión se encuentra en la tabla A4.8 en el anexo de tablas y gráficos.

:

**Tabla 4.7**  
**Premios salariales según formalidad laboral. Regresión por cuantiles. Modelo M3. Argentina (2004-2014)**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa-formal (1)(2)	0.533*** (0.055)	0.570*** (0.038)	0.530*** (0.037)	0.492*** (0.039)	0.461*** (0.048)	0.731*** (0.054)	0.592*** (0.043)	0.484*** (0.030)	0.447*** (0.026)	0.415*** (0.035)	0.632*** (0.052)	0.558*** (0.040)	0.500*** (0.033)	0.440*** (0.032)	0.397*** (0.038)
Operativa-informal	0.0677*** (0.026)	0.106*** (0.017)	0.118*** (0.022)	0.129*** (0.026)	0.0952*** (0.030)	0.162*** (0.028)	0.191*** (0.021)	0.168*** (0.020)	0.142*** (0.017)	0.149*** (0.024)	0.0998*** (0.035)	0.104*** (0.019)	0.151*** (0.017)	0.112*** (0.017)	0.137*** (0.025)
Técnica-formal	0.649*** (0.060)	0.714*** (0.041)	0.696*** (0.040)	0.693*** (0.043)	0.656*** (0.053)	0.829*** (0.055)	0.705*** (0.045)	0.615*** (0.032)	0.605*** (0.028)	0.594*** (0.037)	0.679*** (0.054)	0.608*** (0.041)	0.569*** (0.035)	0.528*** (0.034)	0.496*** (0.040)
Técnica-informal	0.230*** (0.041)	0.274*** (0.038)	0.314*** (0.043)	0.382*** (0.054)	0.490*** (0.085)	0.178** (0.086)	0.255*** (0.052)	0.354*** (0.037)	0.324*** (0.040)	0.457*** (0.088)	0.139* (0.077)	0.141*** (0.039)	0.288*** (0.045)	0.359*** (0.040)	0.409*** (0.054)
Profesional-formal	0.880*** (0.064)	1.000*** (0.045)	0.973*** (0.044)	0.982*** (0.046)	0.942*** (0.052)	1.015*** (0.058)	0.934*** (0.048)	0.880*** (0.034)	0.868*** (0.032)	0.860*** (0.040)	0.851*** (0.059)	0.801*** (0.043)	0.769*** (0.038)	0.734*** (0.037)	0.691*** (0.046)
Profesional-informal	0.657*** (0.082)	0.723*** (0.049)	0.756*** (0.063)	0.909*** (0.067)	1.052*** (0.071)	0.504*** (0.080)	0.666*** (0.063)	0.729*** (0.039)	0.783*** (0.052)	0.856*** (0.079)	0.508*** (0.079)	0.543*** (0.066)	0.632*** (0.050)	0.646*** (0.050)	0.628*** (0.071)
Ln Educ.-formal	0.032*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.044*** (0.001)	0.049*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.032*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.036*** (0.002)	0.035*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.038*** (0.001)
Ln Educ.-informal	0.026*** (0.004)	0.032*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.040*** (0.003)	0.045*** (0.004)	0.031*** (0.005)	0.024*** (0.003)	0.024*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.003)	0.035*** (0.004)	0.033*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.030*** (0.003)	0.032*** (0.003)
Observaciones	20,791					31,684					32,873				

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Ln Educ.= Ln de años de educación.

En este modelo los premios a las calificaciones ocupacionales y los retornos a la educación a lo largo de la distribución salarial y para cada año estimado, resultan significativos y poseen los signos (positivos) esperados. Esto significa que quienes cuentan con alguna calificación ocupacional requerida para su puesto de trabajo o han declarado al menos un año de escolarización, obtienen un diferencial positivo de salario en relación a quienes no poseen calificación alguna.

Por otro lado, si bien con ambos tipos de empleo –formales e informales- los trabajadores perciben premios y retornos positivos en sus salarios, se advierte –en base a los coeficientes de la tabla- que la estructura de premios salariales difiere notablemente entre los dos grupos. Estas diferencias se observan tanto en términos intercuantílicos (a lo largo de los cuantiles del salario) como entre grupos (tipologías de empleo o niveles de calificación). En el apartado siguiente se examina la estructura de los premios en base a estas dimensiones.

### ***Retornos a la Educación***

Los premios a la escolaridad no registran diferencias entre los grupos de trabajadores formales o informales. Esto se verifica no solo en términos de niveles –manteniéndose los valores entre grupos-, sino también respecto a las condiciones de desigualdad intra-grupo, con una caída en los retornos a la educación de los salarios más altos y una consecuente convergencia intercuantílica hacia 2014.

Por una parte, siguiendo los valores de las series para ambas categorías de empleo, se observa que la presencia o ausencia de formalidad laboral no afecta significativamente el valor de retornos a la educación. Esta hipótesis fue verificada mediante test de Wald en la tabla A4.9 (Anexo 4I), no encontrándose diferencias significativas a lo largo de las distribuciones y en los



años estimados<sup>85</sup>. Este resultado es congruente con los obtenidos por Beccaria y Groisman (2015) y Paz (2013)<sup>86</sup>.

Por otra parte, en términos intercuantílicos, la distribución de retornos a la educación sigue el patrón demarcado en el modelo M1, de manera independiente a la condición de formalidad laboral. Durante 2004, en ambos grupos de trabajadores, los retornos se muestran estrictamente crecientes en todos los tramos estimados, con diferencias estadísticamente significativas (ver tabla A3.8). En 2009 y 2014, con la caída de los retornos en los salarios más altos, estas brechas se atenúan y reflejan el cambio hacia la uniformidad para finales del periodo<sup>87</sup>.

Los resultados de la regresión intercuantílica se observan en la tabla 4.8 a continuación:

---

<sup>85</sup> Si bien se registran diferencias estadísticamente significativas para los cuantiles p50, p75 y p90 en el año 2009, en términos económicos, la brecha entre los coeficientes resulta ínfima, no superando el centésimo en ninguno de los tres casos.

<sup>86</sup> Basada en una metodología endógena de segmentación laboral diferente al trabajo de Paz, Alzúa (2008) encuentra brechas en los retornos a la educación según formalidad de mayor relevancia.

<sup>87</sup> En 2009 solo se identifican diferencias significativas en el grupo de trabajadores formales en los tramos (p25-p75) o (p50-p90). En 2014 se confirman brechas en el tramo p50-p90 para empleos formales, si bien de baja significación económica.

**Tabla 4.8**  
**Premios salariales según formalidad laboral. Regresión intercuantílica. Modelo M3. Argentina (2004-2014)**

	2004				2009				2014			
	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)	(p10-p90)	(p25-p75)	(p10-p50)	(p50-p90)
Operativa-formal (1)(2)	-0.073 (0.062)	-0.079** (0.039)	-0.004 (0.051)	-0.069 (0.053)	-0.316*** (0.063)	-0.144*** (0.044)	-0.247*** (0.052)	-0.069* (0.041)	-0.234*** (0.064)	-0.118*** (0.040)	-0.132*** (0.050)	-0.103*** (0.039)
Operativa-informal	0.028 (0.037)	0.023 (0.027)	0.051* (0.026)	-0.023 (0.032)	-0.013 (0.036)	-0.049* (0.025)	0.005 (0.031)	-0.018 (0.027)	0.038 (0.040)	0.007 (0.020)	0.052 (0.033)	-0.014 (0.026)
Técnica-formal	0.007 (0.070)	-0.022 (0.042)	0.047 (0.057)	-0.040 (0.060)	-0.235*** (0.064)	-0.100** (0.045)	-0.214*** (0.056)	-0.021 (0.044)	-0.183*** (0.068)	-0.081* (0.043)	-0.110** (0.055)	-0.073* (0.042)
Técnica-informal	0.260*** (0.090)	0.108** (0.053)	0.083 (0.051)	0.176** (0.077)	0.279** (0.123)	0.069 (0.054)	0.176** (0.083)	0.103 (0.086)	0.270*** (0.098)	0.218*** (0.043)	0.149* (0.077)	0.121* (0.064)
Profesional-formal	0.062 (0.074)	-0.018 (0.048)	0.092 (0.061)	-0.031 (0.062)	-0.154** (0.068)	-0.066 (0.048)	-0.135** (0.056)	-0.020 (0.045)	-0.160** (0.072)	-0.067 (0.047)	-0.083 (0.055)	-0.077 (0.047)
Profesional-informal	0.395*** (0.102)	0.186*** (0.068)	0.099 (0.076)	0.296*** (0.075)	0.352*** (0.114)	0.118 (0.075)	0.225*** (0.077)	0.128 (0.082)	0.120 (0.107)	0.103 (0.068)	0.124 (0.079)	-0.004 (0.074)
Ln Educ.-formal	0.017*** (0.003)	0.010*** (0.002)	0.0078*** (0.002)	0.0088*** (0.002)	0.003* (0.002)	0.004*** (0.001)	0.000 (0.002)	0.003** (0.001)	0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.004** (0.001)
Ln Educ.-informal	0.019*** (0.005)	0.009*** (0.003)	0.011*** (0.004)	0.008* (0.004)	-0.004 (0.005)	0.004 (0.003)	-0.007 (0.004)	0.003 (0.003)	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.003)	-0.006 (0.004)	0.003 (0.003)
Observaciones	20,791				31,684				32,873			

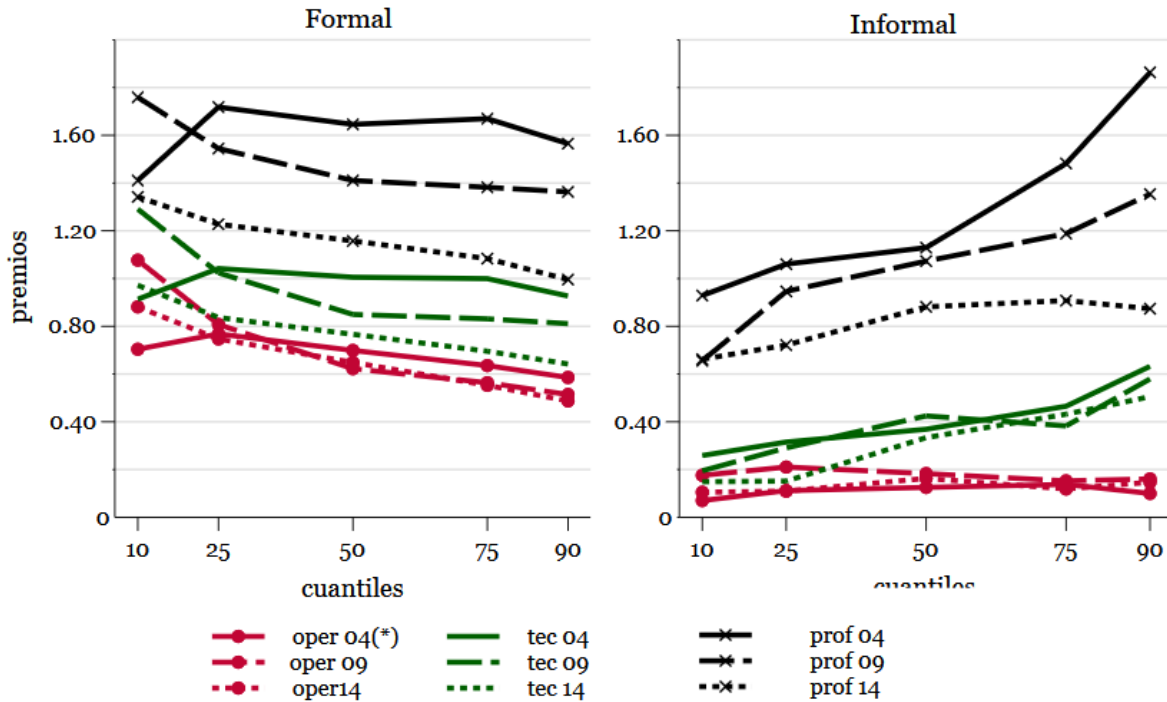
Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Ln Educ.= Ln de años de educación.

***Premios a las Calificaciones Ocupacionales***

La presencia (ausencia) de formalidad en el empleo modifica significativamente la estructura de premios salariales. A nivel general, las primas a las calificaciones en condiciones de formalidad resultan mayores a sus equivalentes bajo informalidad. Además, nuevamente se observan mayores primas a mayores niveles de calificación en todos los casos del segmento formal, si bien con excepciones en el informal. En términos intercuantílicos, se destacan distribuciones decrecientes en gran parte de los trabajadores formales (en especial en 2014), y crecientes o uniformes entre los informales.

La figura 4.7, a continuación, permite observar de forma nítida las diferentes estructuras de premios.

Figura 4.7  
Premios a las calificaciones según formalidad laboral. Argentina (2004-2014)



Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC)  
Nota (\*): oper= operativa; tec=técnica; prof=profesional.

Pueden observarse dos tipos de diferencias entre los premios en uno y otro mercado laboral. La primera da cuenta de primas significativamente altas en el grupo de trabajadores formales<sup>88</sup>. Se testearon las diferencias entre cada coeficiente del segmento formal respecto del informal, y sus resultados se detallan en la tabla A4.9 del anexo 4I. En el caso de las calificaciones operativas, los premios que perciben trabajadores formales superan significativamente a los de

<sup>88</sup> Las primas salariales estimadas en el modelo M1 pueden considerarse un promedio ponderado de los premios en los modelos con interacciones, habida cuenta de que los grupos definidos surgen de la misma muestra. Además, se toma como referencia la mediana, ya que las series describen pendientes en sentido opuesto (curvas crecientes entre trabajadores formales y decrecientes entre informales), por lo que se complejiza la comparación en los extremos de las distribuciones.

los informales. Para las calificaciones técnicas y las profesionales, estas diferencias se verifican hasta el percentil 75 y el 50, respectivamente en todos los periodos estimados.

La segunda diferencia se refiere a las brechas de los premios entre niveles de calificación. Según los resultados de los test de la tabla A4.10 (anexo 4I), en el segmento formal se verifica, al igual que en el modelo M1 la hipótesis de que mayores niveles de calificación se relacionan con mayores primas salariales, independientemente del periodo o cuantil estimado. No obstante, entre los trabajadores informales la hipótesis se verifica para las calificaciones operativas (respecto al trabajo sin calificación) y para las profesionales (respecto a las técnicas). Entre calificaciones técnicas y operativas la brecha resulta significativa desde el percentil 25 en 2004 y desde el percentil 50 (o mediana) en 2009 y 2014. La figura anterior permite dar una respuesta a esas excepciones: en el grupo informal los premios a las calificaciones técnicas y operativas se superponen en el primer cuartil.

Por último, con los datos de la tabla 4.8 de regresión intercuantílica se complementa el análisis de esta sección con las desigualdades hacia dentro de los grupos. Entre los trabajadores formales, a comienzos del periodo, las primas se muestran relativamente uniformes, evidenciando escasa dispersión salarial. Con los cambios ocurridos hacia 2014, las mismas definen sendas decrecientes, beneficiando marginalmente a quienes perciben los salarios más bajos. Para las calificaciones operativas, estas diferencias se verifican desde 2004 (entre p25 y p75 ese año) mientras que, para las técnicas y profesionales, a partir de 2009 (para el tramo p10-p90 en ambos casos).

Por el contrario, en el segmento informal, no puede identificarse un patrón uniforme. Las primas a las calificaciones operativas mantienen en todo el periodo distribuciones uniformes, sin diferencias significativas en ninguno de los tramos estimados. Finalmente, las primas a las

calificaciones técnicas y profesionales reflejan distribuciones crecientes con los salarios, favoreciendo los tramos más altos (con diferencias significativas en p10-p90 según el caso) <sup>89</sup>.

En el segundo caso, para los empleos informales, no se evidencia un único patrón. Los premios a las calificaciones operativas se muestran uniformes a lo largo de la distribución salarial en los tres años estimados. Al mismo tiempo, los premios a las calificaciones técnicas y profesionales registran cierta desigualdad intercuantílica, en especial en los primeros años y en el grado más alto de calificación.

Para finalizar esta sección, se infiere que las diferencias identificadas en la estructura de primas salariales por calificación ocupacional entre los dos segmentos laborales se explican en buena medida en función del contexto de políticas laborales y salariales aplicado a inicios del periodo (Amarante y Arim, 2015). La mayor cobertura de negociaciones colectivas, con acuerdos salariales a nivel de rama, por un lado, y el fuerte impulso que se le dio al salario mínimo, por el otro, beneficiaron marginalmente a los trabajadores registrados con menores ingresos y ocupados en puestos que requieren menos calificaciones (Alejo y Casanova, 2016; Marshall, 2019)<sup>90</sup>. A lo largo del periodo, se mantuvieron las primas por registración laboral –transversales a todas las calificaciones y las condiciones de fijación del salario, de acuerdo a Groisman (2014) y Paz (2013), lo cual verifica la hipótesis de segmentación laboral, a pesar de los fuertes cambios en la composición de la fuerza laboral producto del proceso de formalización acaecido en el periodo (Trujillo-Salazar, 2019).

---

<sup>89</sup> Los premios a las calificaciones técnicas muestran diferencias significativas en el segmento p10-p90 en los tres años estimados. Para las calificaciones profesionales esto se da en 2004 y 2009, alcanzando cierta convergencia intercuantílica en 2014.

<sup>90</sup> Podría considerarse la posibilidad de un “efecto faro” de estas políticas sobre los trabajadores informales. No obstante, Maurizio (2014) desestima la posibilidad de que haya tenido impacto relevante en Argentina.

### 4.3 Reflexiones Finales

Los resultados de esta investigación permiten arribar a la síntesis de que una apropiada explicación de la desigualdad salarial en Argentina desde la perspectiva de las calificaciones requiere no solo reconocer, sino también explicitar que, en buena medida, al trabajador se le paga por las tareas que realiza, de acuerdo a la ocupación que ejerce con las calificaciones que ha adquirido para ocupar este puesto de trabajo. Más aun, que por calificaciones debería considerarse además de la dimensión educativa, en especial las habilidades y conocimientos específicos para ejercer dicha ocupación.

Para enmarcar esta investigación se han desarrollado distintas hipótesis con las que habitualmente se ha explicado la desigualdad salarial en la literatura sobre Argentina. El punto de partida es la teoría de capital humano, sobre la que se han mencionado críticas y reformulaciones desde otras perspectivas que abordan los tópicos de salarios, mercados laborales y distribución. El vínculo entre educación y tecnología, la existencia de desbalances educativos o de calificaciones, así como otros enfoques (no habituales o de reciente desarrollo) que destacan el rol de las ocupaciones y las tareas en la determinación de los salarios y su distribución, se han revisado a los fines de obtener un marco para el análisis. Asimismo, con la meta de explorar las condiciones en las que el vínculo calificaciones-salarios se da en distintos grupos de trabajadores, se realizó una breve revisión literaria sobre género y segmentación laboral.

A lo largo de este capítulo, se pudo verificar que la noción de calificaciones laborales – concepto central en todo proceso productivo- está lejos de agotarse en la dimensión educativa del individuo. Por consiguiente, resulta vital conceptualizar las calificaciones de los trabajadores desde una visión más amplia que la tradicionalmente adoptada en la literatura sobre salarios. En este sentido, el objetivo central de explorar el grado de vinculación entre las calificaciones laborales y la desigualdad de salarios se ha logrado con creces al incorporar la dimensión

ocupacional. Esto enriquece el análisis, ya que se integran la perspectiva de la oferta y la demanda en la relación laboral, al considerar al trabajador como el sujeto y al puesto de trabajo como el objeto de su actividad.

Los resultados a los que se arribó en este capítulo permiten verificar la hipótesis de que los premios a las calificaciones laborales se correlacionan con una mayor desigualdad salarial. En general, tanto una mayor educación como un mayor nivel de CO se asocian a mayores salarios, y este vínculo es creciente con la posición del individuo en la distribución salarial y con el nivel de calificación. Ahora bien, para contextualizar este vínculo cabe considerar distintas particularidades, según se trate de la dimensión educativa u ocupacional de las calificaciones, o se consideren a los trabajadores de acuerdo a su género o segmento del mercado laboral.

En primer lugar, los retornos a la educación se asocian a una mayor desigualdad salarial, debido a que los mismos resultan mayores a niveles superiores del salario, independientemente del modelo elegido (modelo básico, modelo de interacciones con género, o de interacciones con formalidad laboral). No obstante, este fenómeno se ve debilitado con el pasar del tiempo –en especial entre 2004 y 2009- en un proceso que combina aumentos en los retornos a la educación en salarios más bajos y disminuciones en los retornos sobre aquellos salarios más altos. Groisman y Marshall (2015) hacen un análisis de las brechas entre niveles educativos hacia dentro de los niveles de calificación. Si bien no realizan un análisis distributivo del salario, coinciden en señalar que el empleo de los graduados universitarios ha excedido sistemáticamente la demanda de profesionales, lo que oculta cierta “degradación” en su inserción ocupacional, si bien este fenómeno es más frecuente en los grupos laborales más vulnerables y no aquellos con profesionales con salarios más altos. Resta avanzar en mayor profundidad para indagar el por qué los retornos de los trabajadores verifican un giro que va en contra de lo que habría de esperarse en este punto. Una explicación puede implicar la incidencia de otros mecanismos de formación



de salarios en los niveles salariales más bajos como los ya mencionados salarios mínimos por convenio sindical.

En segundo lugar, los premios a las calificaciones se relacionan positivamente con la desigualdad en salarios. Los resultados se verifican considerando dos medidas de la desigualdad: entre grupos o niveles de calificación, e intra-grupos o en cada nivel de CO. En el primer caso, por medio del análisis de las brechas por calificación se verifica que, a mayor calificación, mayor es el salario, lo que evidencia la vigencia de una estructura de premios salariales asociada a ciertos tipos de ocupación. Este resultado es independiente del modelo estimado y de la posición en la distribución salarial. En el segundo caso, referido a los tramos de la distribución salarial en cada nivel de calificación, se registra también una asociación directa entre los premios a las CO y la desigualdad, en este caso intercuantílica. Al igual que con dimensión educativa, a medida que se avanza en el periodo las medidas de desigualdad asociadas a los mismos se ven morigeradas. En este caso, dicho proceso se visualiza por dos vías: a) con una menor desigualdad entre niveles salariales explicada por caídas en los premios a las calificaciones técnicas y profesionales; b) hacia dentro de cada nivel de calificación, al haber disminuido en mayor proporción los premios asociados a los salarios más altos de cada grupo.

En tercer lugar, a nivel de género, se arriba a resultados mixtos en los premios salariales. Por un lado, los retornos a la educación benefician marginalmente al grupo femenino si se consideran las brechas a lo largo de ambas distribuciones por género. Por el otro, los premios a las calificaciones resultan significativamente mayores para el género masculino, condición que se repite en todos los tramos salariales. En este sentido, se verifica la hipótesis de la educación como un contrapeso –si bien parcial- de las brechas salariales por género, a la par de CO como factores que pueden acentuarlas.

En cuarto lugar, los resultados entre el mercado laboral formal e informal permiten confirmar la hipótesis de la segmentación, incluso bajo una perspectiva distributiva. En términos

de brechas salariales, se confirma la existencia de premios por formalidad en todos los niveles de calificación. A su vez, considerando las condiciones distributivas hacia dentro de cada segmento laboral, los mecanismos de determinación de salarios difieren notablemente. En el mercado formal los premios a las calificaciones no muestran una asociación significativa con la desigualdad salarial intercuantílica, por lo que cada CO se traduce en un premio uniforme a lo largo de la distribución. Por el contrario, en el segmento informal los premios a las calificaciones resultan crecientes con la posición de los salarios en la distribución. Combinando ambos resultados, reconociendo la incidencia de las instituciones laborales (negociaciones colectivas y salario mínimo) sobre la determinación de salarios del segmento formal, podría argumentarse que las diferentes estructuras de premios a las calificaciones contribuyen a abonar la hipótesis de “efectos derrame” hacia dentro de los niveles de calificación del segmento formal, si bien no parece contribuir a la hipótesis del efecto “faro” sobre el segmento informal. Estos argumentos merecen, no obstante, un análisis particular que excede los objetivos planteados aquí.

En resumen, es importante destacar –más allá de las particularidades identificadas-, que los cambios experimentados, tanto en retornos a la educación como en premios a las CO, permiten verificar la hipótesis de una reducción de los mismos hacia fines del período, lo cual va en línea con la identificación que se hace en la literatura de los retornos en general como factor explicativo de la reducción observada en la desigualdad salarial.

En síntesis, los fenómenos detrás de los cambios observados en las estructuras de premios salariales han sido ya identificados por la literatura y analizados en los apartados anteriores. Aun así, resulta necesario recordar que las instituciones laborales (salario mínimo y negociaciones colectivas) y los cambios en la composición del mercado laboral por políticas de recuperación y registración del empleo contribuyen a explicar las mejoras relativas de aquellos trabajadores que perciben menores salarios o resultan menos calificados. En el otro extremo, la caída en los premios salariales asociados a mayores niveles de calificación y, complementariamente, a los

salarios más altos de cada distribución podría estar asociada a un desbalance educativo o de calificaciones que conlleva penalidades en términos relativos. Cabe advertir que todo análisis que conecte explícitamente a estos fenómenos identificados se deja para futuras investigaciones.

El desarrollo de este capítulo no ha estado exento de limitaciones, muchas de las cuales sugieren líneas de trabajo a futuro en esta parte de la investigación.

Primero, el análisis de los vínculos entre calificaciones y desigualdad salarial no puede interpretarse en términos de relaciones causales. Las múltiples conexiones entre variables consideradas impiden plantear, para la estrategia empírica adoptada, una relación de causalidad en un solo sentido, ya que se estaría ignorando los potenciales fenómenos de causalidad inversa identificadas en las ecuaciones de Mincer. En este sentido, dada la posible existencia de sesgos que sobrestimen los efectos positivos estimados tanto en las calificaciones ocupacionales como en los años de educación, el análisis se ha planteado en términos de correlaciones.

Segundo, en línea con el planteo del Anexo 4II, resulta primordial avanzar con el tratamiento de potenciales sesgos de selección. Esto implicaría adaptar el planteo de dicho anexo al contexto de regresiones por cuantiles condicionados, lo cual requiere considerar algoritmos apropiados para la/s regla/s de selección, tema a considerar a futuro en esta línea de investigación.

Tercero, desde una perspectiva teórica, la incorporación de las calificaciones ocupacionales responde a una configuración en buena parte simplificada de cómo se valoran en el mercado laboral las diferentes calificaciones laborales. Un desarrollo más fundamentado en este aspecto sería saludable, si bien los resultados expuestos aquí cobran relevancia al considerar otras dimensiones no asociadas estrictamente a lo educativo en los mecanismos de determinación salarial.

Cuarto, la estructura de calificaciones, que en Argentina está fuertemente orientada hacia los empleos operativos –y que se ha profundizado a lo largo del periodo analizado- no puede vincularse estrechamente a un patrón productivo determinado sin un análisis de la estructura productiva. No obstante, la evidencia de un proceso de reactivación del sector industrial experimentado en el periodo con efectos positivos sobre los niveles de empleo sectorial, permiten suponer que el cambio ocupacional registrado ha estado ligado con este proceso.

## Referencias

- Acemoglu, D. (2002). Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of economic literature*, 40(1), 7-72. Recuperado de: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0022051026976>.
- Acemoglu, D., y Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1043-1171): Elsevier. doi: [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02410-5](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02410-5).
- Acosta, P., y Gasparini, L. (2007). Capital accumulation, trade liberalization, and rising wage inequality: the case of Argentina. *Economic Development and Cultural Change*, 55(4), 793-812. doi: <https://doi.org/10.1086/516764>.
- Aigner, D. J., y Cain, G. G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *ILR Review*, 30(2), 175-187.
- Alcaraz, C., Chiquiar, D., y Salcedo, A. (2015). Informality and segmentation in the Mexican labor market. *Working Papers. Banco de México*, (No. 2015-25). Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10419/129955>.
- Alejo, J. (2018). Educación y Desigualdad Salarial: una descomposición basada en dos interpretaciones de la ecuación de Mincer. Evidencia para Argentina. En J. O. Escardíbul y Á. Choi (Eds.), *Investigaciones de Economía de la Educación* (1 ed., Vol. 13, pp. 293-314). Asociación de Economía de la Educación.
- Alejo, J., y Casanova, L. (2016). Negociación colectiva y cambios distributivos en los ingresos laborales en argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires* (15), 65-97. Recuperado de: <http://ojs.econ.uba.ar/index.php/REPBA/article/view/1156>.

- Alejo, J., Gabrielli, M. F., y Sosa-Escudero, W. (2014). The distributive effects of education: An unconditional quantile regression approach. *Revista de Análisis Económico–Economic Analysis Review*, 29(1), 53-76. Recuperado de: <https://www.rae-ear.org/index.php/rae/article/view/400>.
- Aliaga, R., y Montoya, S. (1998). Tasas de retorno a la inversión en capital humano. Argentina 1990-1998. *Revista Estudios*, 86, 95-117.
- Alzúa, M. L. (2008). Are informal workers secondary workers?: Evidence for Argentina. *Documentos de Trabajo de CEDLAS*, (No. 73). Recuperado de: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/127589/1/cedlas-wp-073.pdf>.
- Alzúa, M. L., Gasparini, L., y Haimovich, F. (2015). Education Reform and Labor Market Outcomes: The Case of Argentina's Ley Federal De Educación. *Journal of Applied Economics*, 18(1), 21-43. doi: [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(15\)30002-7](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(15)30002-7).
- Amarante, V., y Arim, R. (2015). Desigualdad de las remuneraciones e informalidad: breve revisión de literatura y marco analítico. In V. Amarante y R. Arim (Eds.), *Desigualdad e informalidad. Un análisis de cinco experiencias latinoamericanas* (Vol. 133, pp. 19-35). CEPAL. Recuperado de [http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37856/S1500021\\_es.pdf](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37856/S1500021_es.pdf).
- Amarante, V., y Jiménez, J. P. (2015). Desigualdad, concentración y rentas altas en América Latina. Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina. CEPAL, 2015. LC/G. 2638-P. p. 13-47. Recuperado de: [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/39662/S1420855\\_es.pdf](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/39662/S1420855_es.pdf).
- Angrist, J., Chernozhukov, V., y Fernández-Val, I. (2006). Quantile Regression under Misspecification, with an Application to the US Wage Structure. *Econometrica*, 539-563. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00671.x>.

- ANSES. (2011). Marco conceptual del sistema de estadísticas e indicadores del sistema integrado previsional argentino. *Observatorio de la Seguridad Social*. Julio de 2011.
- Autor, D. (2013). The "task approach" to labor markets: an overview. *NBER Working Paper Series*, (No. 18711). Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w18711.pdf>
- Autor, D. (2014). Skills, education, and the rise of earnings inequality among the "other 99 percent". *Science (New York, NY)*, 344(6186), 843-851. doi: <https://doi.org/10.1126/science.1251868>.
- Autor, D., y Handel, M. (2013). Putting tasks to the test: Human capital, job tasks, and wages. *Journal of Labor Economics*, 31(S1), S59-S96. Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w18711.pdf>
- Autor, D., Levy, F., y Murnane, R. (2003). The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279-1333. doi: <https://doi.org/10.1162/003355303322552801>.
- Avent-Holt, D., Henriksen, L. F., Hägglund, A. E., Jung, J., Kodama, N., Melzer, S. M., . . . Tomaskovic-Devey, D. (2019). Occupations, workplaces or jobs?: An exploration of stratification contexts using administrative data. *Research in Social Stratification and Mobility*, 100456. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2019.100456>.
- Bacolod, M. (2017). Skills, the gender wage gap and cities. *Journal of Regional Science*, 57(2), 290-318. doi: <https://doi.org/10.1111/jors.12285>.
- Battistón, D., García-Domench, C., y Gasparini, L. (2014). Could an increase in education raise income inequality?: evidence for Latin America. *Latin American Journal of Economics*, 51(1), 1-39. doi: <https://dx.doi.org/10.7764/LAJE.51.1.1>.

- Beccaria, L., y Groisman, F. (2015). Informalidad y segmentación del mercado laboral: el caso de la Argentina. *Revista CEPAL* (No. 117), 127-143. Recuperado de: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/39471>.
- Beccaria, L., Maurizio, R., y Vázquez, G. (2015). Recent decline in wage inequality and formalization of the labour market in Argentina. *International Review of Applied Economics*, 29(5), 677-700. doi: <https://doi.org/10.1080/02692171.2015.1054369>.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49. doi: <https://doi.org/10.1086/258724>.
- Becker, G. S. (1964). Human capital *A Theoretical and Empirical Analysis with Special References to Education*. The University of Chicago Press. The National Bureau of Economic Research. Recuperado de: <https://ssrn.com/abstract=1496221>.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1, Part 2), S33-S58. Recuperado de <https://www.journals..uchicago.edu/doi/abs/10.1086/298075>.
- Becker, G. S., y Chiswick, B. R. (1966). Education and the Distribution of Earnings. *The American Economic Review*, 56(1/2), 358-369. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/1821299>.
- Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2021). Gender gaps in labor informality: The motherhood effect. *Journal of Development Economics*, 150, 102599. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102599>
- Berniell, L., De la Mata, D., Bernal, R., Camacho, A., Barrera-Osorio, F., Álvarez, F., Brassiolo, P., Vargas, J. F. (2016). RED 2016. *Más habilidades para el trabajo y la vida: los aportes de la familia, la escuela, el entorno y el mundo laboral*. CAF. Recuperado de: <http://scioteca.caf.com/handle/123456789/936>.



- Billor, N., Hadi, A. S., y Velleman, P. F. (2000). BACON: blocked adaptive computationally efficient outlier nominators. *Computational statistics & data analysis*, 34(3), 279-298.
- Binelli, C. (2016). Wage inequality and informality: evidence from Mexico. *IZA Journal of Labor & Development*, (No. 5). Recuperado de <https://link.springer.com/content/pdf/10.1186/s40175-016-0050-1.pdf>.
- Blau, F. D., y Kahn, L. M. (1992). The gender earnings gap: learning from international comparisons. *The American Economic Review*, 82(2), 533-538. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2117457>.
- Blau, F. D., y Kahn, L. M. (2003). Understanding international differences in the gender pay gap. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 106-144. Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w8200.pdf>.
- Blau, F. D., y Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436-455. doi: <https://doi.org/10.2307/144855>.
- Boeri, T., Nicoletti, G., y Scarpetta, S. (2000). Regulation and labour market performance. *Regulatory reform and competitiveness in Europe*, 1 (Horizontal Issues), 324-380.
- Boeri, T., y Van Ours, J. (2013). *The economics of imperfect labor markets Economics Books* Recuperado de: <http://assets.press.princeton.edu/releases/m10142.pdf>.
- Bogani, E., Grosso, M., Philipp, E., Salvia, A., y Zelarayan, J. (2005). Aunque no alcance, se trata de sumar. El comportamiento de las mujeres, hombres y hogares participantes en el plan jefas y jefes de hogar desocupados. *Revista Argentina de Sociología*, 3(5), 187-205.

- Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294. doi: <https://doi.org/10.2307/1911963>.
- Cain, G. G. (1976). The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: A survey. *Journal of Economic Literature*, 14(4), 1215-1257. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2722547>.
- Card, D., y DiNardo, J. E. (2002). Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20(4), 733-783. doi: <https://doi.org/10.1086/342055>.
- Card, D., y Lemieux, T. (2001). Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705-746. doi: <https://doi.org/10.1162/00335530151144140>.
- Cardoso, A. R., Guimaraes, P., Portugal, P., y Reis, H. (2018). The Returns to Schooling Unveiled. *IZA Discussion Papers*, No. 11419. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10419/180437>.
- Casal, M., Paz Terán, C., y Paz, J. (2016). *Educación y desigualdad. Evolución en Argentina en los últimos 20 años (1995-2015)*. Presentado en la LI Reunión Anual AAEP, Tucumán. Recuperado de: <https://aaep.org.ar/anales/works/works2016/casal.pdf>.
- CEDEFOP. (2010). *The skill matching challenge: Analysing skill mismatch and policy implications*. (9289604859). Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Chong, A., y Gradstein, M. (2007). Inequality and informality. *Journal of Public Economics*, 91(1-2), 159-179. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.08.001>.

- Ciaschi, M., Galeano, L., & Gasparini, L. (2021). Estructura productiva y desigualdad salarial: evidencia para América Latina. *El trimestre económico*, 88(349), 77-106. doi: <https://doi.org/10.20430/ete.v88i349.1078>
- Cook, R. D., y Weisberg, S. (1983). Diagnostics for heteroscedasticity in regression. *Biometrika*, 70(1), 1-10.
- Cotter, D. A., Hermsen, J. M., Ovadia, S., y Vanneman, R. (2001). The glass ceiling effect. *Social Forces*, 80(2), 655-681. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2675593>.
- Cruces, G., y Gasparini, L. (2008). A distribution in motion: the case of Argentina. *Series de Documentos de Trabajo CEDLAS*. Recuperado de: [https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/doc\\_cedlas78.pdf](https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/doc_cedlas78.pdf).
- De Beyer, J., y Knight, J. B. (1989). The role of occupation in the determination of wages. *Oxford Economic Papers*, 41(3), 595-618. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2663247>.
- De Santis, M., Gáname, M. C., y Moncarz, P. E. (2021). *The impact of overeducation on wages of recent economic sciences graduates*. Documento de trabajo RedNIE, 2021-34. Recuperado de: <https://drive.google.com/file/d/1r8f52PAPuofeh2wH4m9-AMUVSoGIGMvR/view>.
- Doeringer, P. B., y Piore, M. J. (1985). *Internal labor markets and manpower analysis*: ME Sharpe. Recuperado de: <https://eric.ed.gov/?id=ED048457>.
- Dougherty, C. (2005). Why are the returns to schooling higher for women than for men? *Journal of Human Resources*, 40(4), 969-988. Recuperado de <http://jhr.uwpress.org/content/XL/4/969.short>.
- Duncan, G. J., y Hoffman, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75-86. doi: [https://doi.org/10.1016/0272-7757\(81\)90028-5](https://doi.org/10.1016/0272-7757(81)90028-5).

- Dunlop, J. T. (1958). *Industrial relations systems*. Holt.
- Edwards, R. C., Gordon, D. M., y Reich, M. (1973). Labor Market Segmentation. A Research Report to the U. S. Department of Labor.
- England, P. (1982). The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregation. *The Journal of Human Resources*, 17(3), 358-370. doi: <https://doi.org/10.2307/145585>.
- Espino Rabanal, J. (2001). *Dispersión salarial, capital humano y segmentación laboral en Lima* (Vol. 13): Consorcio de Investigación Económica y Social. Pontificia Universidad Católica del Perú. Departamento de Economía.
- Esquivel, V. (2007). Género y Diferenciales de Salarios en la Argentina. Estructura Productiva y Empleo: Un Enfoque Transversal. (pp. 363-392). Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. Recuperado de: [https://www.ungs.edu.ar/cm/uploaded\\_files/file/institutos/ici/economia/download/Esquivel\\_UNPRE\\_FINAL\\_CLEAN%5B1%5D.pdf](https://www.ungs.edu.ar/cm/uploaded_files/file/institutos/ici/economia/download/Esquivel_UNPRE_FINAL_CLEAN%5B1%5D.pdf).
- Farber, H. S. (1982). The determination of the union status of workers. *NBER Working Papers*, (No. 1006). Recuperado de <https://www.nber.org/papers/w1006.pdf>.
- Fernandez, J. L. (2009). Intra-occupational gender earnings gaps in Malaysia. *Jurnal Kemanusiaan*, 7(2). Recuperado de: <https://jurnalkemanusiaan.utm.my/index.php/kemanusiaan/article/download/204/196>.
- Fernández, M., y Messina, J. (2018). Skill premium, labor supply, and changes in the structure of wages in Latin America. *Journal of Development Economics*, 135, 555-573. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.08.012>.
- Fields, G. S. (2009). Segmented labor market models in developing countries. In H. Kincaid y D. Ross (Eds.), *The Oxford handbook of philosophy of economics* (pp. 476-510). Oxford University Press. Recuperado de: <https://hdl.handle.net/1813/76080>.

- Fiszbein, A., Giovagnoli, P. I., y Patrinos, H. A. (2007). Estimating the returns to education in Argentina using quantile regression analysis: 1992-2002. *Económica*, 53(1-2). Recuperado de: [http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/9230/Documento\\_completo\\_.pdf](http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/9230/Documento_completo_.pdf).
- Galiani, S., Cruces, G., Acosta, P., y Gasparini, L. C. (2017). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: Evidence from a supply-demand framework *NBER Working Paper Series*, (No. w24015). Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w24015.pdf>.
- Garganta, S. (2019). Midiendo el efecto distributivo de la asignación universal por hijo en Argentina: efecto directo, indirecto y potenciales mejoras. *Económica*, 65, 17-68. Recuperado de: <https://revistas.unlp.edu.ar/Economica/article/view/9432>.
- Goldin, C., y Katz, L. F. (2009). *The race between education and technology* (pp. 488). Belknap Press for Harvard University Press.
- Goldin, C., y Katz, L. F. (2020). The Incubator of Human Capital: The NBER and the Rise of the Human Capital Paradigm. *NBER Working Paper Series*, (No. w26909). Recuperado de [https://scholar.harvard.edu/files/lkatz/files/goldin\\_katz\\_incubator\\_w26909.pdf](https://scholar.harvard.edu/files/lkatz/files/goldin_katz_incubator_w26909.pdf).
- Gómez, M. C. (2018). Returns to Education and Skill Premiums: Estimation and Biases Associated with the Case of Argentina. *Equidad y Desarrollo*, (30), 11-37. doi: <https://doi.org/10.19052/ed.4327>.
- Gordon, D. M. (1972). Theories of poverty and underemployment. Orthodox, radical and dual labor market perspectives. (Vol. ix, 177). Lexington Books.
- Groisman, F. (2014). Empleo, salarios y desigualdad en Argentina: análisis de los determinantes distributivos. *Problemas del Desarrollo*, 45(177), 59-86. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/S0301-7036\(14\)70863-6](https://doi.org/10.1016/S0301-7036(14)70863-6).

- Groisman, F., y Marshall, A. (2015). Educación, demanda de calificaciones y salarios relativos: el caso argentino, 2004-2011. *Desarrollo Económico*, 55(216), 227-243. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/43894826>.
- Groisman, F. A. (2015). Informalidad, ingresos laborales y papel del salario mínimo. En Bertranou, F. y Casanova, L. (Eds.), *Caminos hacia la formalización laboral en Argentina* (1st. ed.). Organización Internacional del Trabajo.
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19(2), 131-147. doi: [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(99\)00050-3](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(99)00050-3).
- Haveman, R. H. (1977). Jan Tinbergen's Income distribution: Analysis and policies. *De Economist*, 125(2), 161-173. doi: <https://doi.org/10.1007/BF01225608>.
- Heckman, J. J., y Honore, B. E. (1990). The empirical content of the Roy model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1121-1149. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2938303>.
- Herrera-Idárraga, P., López-Bazo, E., y Motellón, E. (2015). Double penalty in returns to education: informality and educational mismatch in the Colombian labour market. *The Journal of Development Studies*, 51(12), 1683-1701. Recuperado de: [http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/57626/1/IR13-007\\_HerreraIdarraga.pdf](http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/57626/1/IR13-007_HerreraIdarraga.pdf).
- INDEC. (2002). *Paridades de poder de compra del consumidor (PPCC)*. Dirección de Índices de Precios de Consumo. Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- INDEC. (2018). *Clasificador Nacional de Ocupaciones*. Dirección Nacional de Metodología Estadística. Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Jiménez, M. (2015). Desbalance de calificaciones, polarización en la creación de empleo e informalidad: evidencia para Argentina. En Bertranou, F. y Casanova, L. (Eds.), *Caminos*

- hacia la formalización laboral en Argentina* (1st. ed.). Organización Internacional del Trabajo.
- Joll, C., McKenna, C., McNabb, R., y Shorey, J. (1983). *Developments in labour market analysis*. George Allen & Unwith. doi: <https://doi.org/10.4324/9780429025204>.
- Juhn, C., Murphy, K. M., y Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442. doi: <https://doi.org/10.1086/261881>.
- Katz, L. F., y Murphy, K. M. (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78. doi: <https://doi.org/10.2307/2118323>.
- Kerr, C. (1950). Labor markets: their character and consequences. *The American Economic Review*, 40(2), 278-291. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/1818048>.
- Knight, J. B. (1979). Job competition, occupational production functions, and filtering down. *Oxford Economic Papers*, 31(2), 187-204. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2662937>.
- Koenker, R., y Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50. doi: <https://doi.org/10.2307/1913643>.
- Křížková, A., Penner, A. M., y Petersen, T. (2010). The legacy of equality and the weakness of law: Within-job gender wage inequality in the Czech Republic. *European Sociological Review*, 26(1), 83-95. doi: <https://doi.org/10.1093/esr/jcp007>.
- Kunst, D., Freeman, R. B., y Oostendorp, R. (2020). Occupational Skill Premia around the World. *NBER Working Paper Series*, (No. 26863). doi: <https://doi.org/10.3386/w26863>.
- Lemieux, T. (2006). The “Mincer equation” thirty years after schooling, experience, and earnings. En *Jacob Mincer a pioneer of modern labor economics* (pp. 127-145). Springer. doi: <https://doi.org/10.1007/0-387-29175-X>.

- López Zadicoff, P. D., y Paz, J. A. (2003). El Programa jefes de hogar: Elegibilidad, participación y trabajo. *Serie Documentos de Trabajo UCEMA*, (No. 242). Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10419/84311>.
- Lustig, N., Lopez-Calva, L., y Ortiz-Juarez, E. (2013). Deconstructing the decline in inequality in Latin America. *Policy Research Working Paper*, (No. 6552). Recuperado de <http://documentos.bancomundial.org/curated/es/792491468047055310/pdf/WPS6552.pdf>.
- Manacorda, M., Sánchez-Páramo, C., y Schady, N. (2010). Changes in returns to education in Latin America: The role of demand and supply of skills. *ILR Review*, 63(2), 307-326. doi: <https://doi.org/10.1177%2FO01979391006300207>.
- Marchionni, M., Gasparini, L., y Edo, M. (2019). *Brechas de género en América Latina. Un estado de situación*. Recuperado de: <https://scioteca.caf.com/handle/123456789/1401>.
- Marshall, A. (2019). Salario mínimo y negociación colectiva e la determinación salarial: interacciones entre políticas salariales y posturas sindicales en la Argentina y Uruguay. *Trabajo y sociedad: Indagaciones sobre el empleo, la cultura y las prácticas políticas en sociedades segmentadas* (32), 79-101. Recuperado de: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6856112>.
- Maurizio, R. (2014). El impacto distributivo del salario mínimo en la Argentina, el Brasil, Chile y el Uruguay. *CEPAL - Serie Políticas Sociales*, (No. 194). Recuperado de [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37208/LCL3825\\_es.pdf](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37208/LCL3825_es.pdf).
- MECON. (2020). Las brechas de género en la Argentina. Estado de situación y desafíos. Dirección Nacional de Economía, Igualdad y Género. Recuperado de: [https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/las\\_brechas\\_de\\_genero\\_en\\_la\\_argentina\\_o.pdf](https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/las_brechas_de_genero_en_la_argentina_o.pdf).



- Meller, P. (1981). *Una reseña simplificada de teorías y políticas económicas para el mercado del trabajo de países en desarrollo* (Vol. 30). Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica. Apuntes CIEPLAN.
- Mezger, J. (1992). Subordinación y complementariedad: el sector informal urbano en América Latina: OIT, Oficina Regional para América Latina y el Caribe.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. Human Behavior & Social Institutions National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J., y Polachek, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of Political Economy*, 82(2, Part 2), S76-S108.
- Montenegro, C. E., y Patrinos, H. A. (2014). Comparable Estimates of Returns to Schooling Around the World. *Policy Research Working Paper. World Bank Group*, (No. 7020). Recuperado de <http://documents1.worldbank.org/curated/es/830831468147839247/pdf/WPS7020.pdf>.
- Mukherjee, D. (2016). Informal economy in emerging economies: not a substitute but a complement! *International Journal of Business and Economic Development (IJBED)*, 4(3). Recuperado de: [https://ijbed.org/cdn/article\\_file/i-12\\_c-121.pdf](https://ijbed.org/cdn/article_file/i-12_c-121.pdf).
- Narodowski, P., Panigo, D., y Dvoskin, N. (2011). Aspectos teóricos relevantes para el análisis empírico de la informalidad en la Argentina *Transformaciones del empleo en la Argentina. Estructura, dinámica e instituciones*. CICCUS.
- Neuman, S., y Oaxaca, R. L. (2004). Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations: A methodological note. *The Journal of Economic Inequality*, 2(1), 3-10. doi: <https://doi.org/10.1023/B:JOEI.0000028395.38694.4b>.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 693-709. doi: <https://doi.org/10.2307/2525981>.

- Pal, J. M. (2019). Brechas de género: una exploración más allá de la media. *Documentos de Trabajo del CEDLAS* (Nro. 255). Recuperado de [http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/87395/Documento\\_completo.pdf](http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/87395/Documento_completo.pdf).
- Patrinos, H. A., y Psacharopoulos, G. (2020). Returns to education in developing countries *The Economics of Education* (pp. 53-64): Elsevier. doi: <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-815391-8.00004-5>.
- Paz, J. A. (2007). Retornos laborales a la educación en la Argentina. Evolución y estructura actual. *Serie Documentos de Trabajo UCEMA*, (No. 355). Recuperado de <http://hdl.handle.net/10419/84195>.
- Paz, J. A. (2013). Segmentación del mercado de trabajo en la Argentina. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (72), 105-156. doi: <https://doi.org/10.13043/dys.72.3>.
- Paz, J. A. (2015). Informalidad laboral y segmentación en la Argentina. Dimensión regional. En Bertranou, F. y Casanova, L. (Eds.), *Caminos hacia la formalización laboral en Argentina* (1st. ed.). Organización Internacional del Trabajo.
- Paz, J. A. (2017). Desigualdad persistente. Un ejercicio con datos de Argentina (1993-2015). *Cuadernos de Economía (Santafé de Bogotá)*, 36(72), 207-232. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/download/articulo/6138797.pdf>.
- Piselli, C. (2008). La Encuesta Permanente de Hogares. *Reunión de Discusión. Instituto de Investigaciones Económicas (UNSa)* (No. 184). Recuperado de <https://www.economicas.unsa.edu.ar/iee/Archivos/RD184.pdf>.
- Polachek, S. W. (1981). Occupational self-selection: A human capital approach to sex differences in occupational structure. *The Review of Economics and Statistics*, 60-69. doi: <https://doi.org/10.2307/1924218>.

- Polachek, S. W. (2004). How the human capital model explains why the gender wage gap narrowed. *IZA Discussion Papers*. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10419/20337>.
- Polachek, S. W., y Xiang, J. (2015). The Gender Pay Gap Across Countries: A Human Capital Approach. *LIS Working Paper Series*, (No. 646). Recuperado de: <http://www.lisdatacenter.org/wps/liswps/646.pdf>.
- Psacharopoulos, G., y Tzannatos, Z. (1992). *Latin American women's earnings and participation in the labor force..* Policy Research WP- Human Resources Division. WPS 856. Recuperado de: <http://documents1.worldbank.org/curated/en/922091468752960366/pdf/multi-page.pdf>.
- Psacharopoulos, G., y Winter, C. (1992). Women's Employment and Pay in Latin America. *Finance and Development*, 29(4), 14.
- Quinn, M. A., y Rubb, S. (2006). Mexico's labor market: The importance of education-occupation matching on wages and productivity in developing countries. *Economics of Education Review*, 25(2), 147-156. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2005.01.003>.
- Rosen, S. (1986). The theory of equalizing differences. *Handbook of labor economics*, 1, 641-692. doi: [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(86\)01015-5](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(86)01015-5).
- Roy, A. D. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*, 3(2), 135-146. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2662082>.
- Salvia, A., Robles, R., y Fachal, M. N. (2017). *Trabajo, educación y desigualdad salarial tras dos décadas de reformas económicas (1992-2014)*. Presentado en el V Seminario Internacional Desigualdad y Movilidad Social en América Latina 31 de mayo y 1º y 2 de junio de 2017 Ensenada, Argentina.

- Schorr, M. (2021). Desindustrialización y reestructuración regresiva en el largo ciclo neoliberal (1976-2001). En M. Rougier (Ed.), *La industria argentina en su tercer siglo: Una historia multidisciplinar (1810-2020)* (1a ed.). Ministerio de Desarrollo Productivo.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- Shapiro, C., y Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), 433-444. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/1804018>.
- Sorensen, E. (1990). The Crowding Hypothesis and Comparable Worth. *The Journal of Human Resources*, 25(1), 55-89. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/145727>.
- Souza, P. R., y Tokman, V. E. (1976). El sector informal urbano en América Latina. *Revista internacional del trabajo*, 94(3), 385-397.
- Spenner, K. I. (1990). Skill: meanings, methods, and measures. *Work and Occupations*, 17(4), 399-421. doi: <https://doi.org/10.1177%2F0730888490017004002>.
- Spitz-Oener, A. (2006). Technical change, job tasks, and rising educational demands: Looking outside the wage structure. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 235-270. doi: <https://doi.org/10.1086/499972>.
- Tinbergen, J. (1956). On the Theory of Income Distribution. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 77, 155-175. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/40435398>.
- Tinbergen, J. (1977). Income distribution: Second thoughts. *De Economist*, 125(3), 315-339. Recuperado de: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01479115>.
- Trujillo-Salazar, L. (2019). Empleo formal y distribución del ingreso salarial en Argentina. Un estudio de descomposiciones de la desigualdad en el periodo 2003-2014. *Espiral (Guadalajara)*, 26(75), 119-157. doi: <https://doi.org/10.32870/eees.v26i75.7059>.

- Vasudeva Dutta, P. (2006). Returns to education: New evidence for India, 1983–1999. *Education Economics*, 14(4), 431-451. doi: <https://doi.org/10.1080/09645290600854128>.
- Villanueva, A., y Lin, K.-H. (2019). Motherhood Wage Penalties in Latin America: The Significance of Labor Informality. *Social Forces*. doi: <https://doi.org/10.1093/sf/soz142>.
- Weber, S. (2010). BACON: An effective way to detect outliers in multivariate data using Stata (and Mata). *The Stata Journal*, 10(3), 331-338. Recuperado de: <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/1536867X1001000302>.

## Anexo 4.I. Tablas y Figuras Complementarias

### Test de Heterocedasticidad

**Tabla A4.1**  
**Test de heterocedasticidad (HTRCD). Breusch-Pagan y Cook-Weisberg**  
**Argentina (2004-2014)**

	2004	2009	2014
<i>Test HTRCD (Ho: varianza constante)</i>			
Chi-cuadrada	730.22	853.03	830.33
Grados de libertad	16	16	16
P-valor	0.000	0.000	0.000

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC).

### Desigualdad entre Premios por Nivel de Calificación. Modelo M1 – Base

**Tabla A4.2**

**Premios a las calificaciones ocupacionales. Diferencias entre niveles de calificación. Test de Wald. Modelo M1 - Base**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p75)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p75)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p75)
<i>Test (Ho: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>															
Operativa/sin calificación															
F (1)	54.69	114.32	224.61	171.03	91.07	148.31	224.80	379.10	388.24	255.19	139.38	244.45	431.97	387.87	235.44
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica/operativa															
F	46.66	101.55	188.28	210.73	139.57	30.15	133.85	258.39	248.25	182.85	14.20	30.61	88.29	117.24	78.79
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Profesional/técnica															
F	85.14	267.70	237.96	193.13	117.25	83.55	265.38	404.08	289.29	234.79	87.45	183.22	268.07	190.05	105.36
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: elaboración propia con datos de la EHC (INDEC). Notas: (1) Estadísticos F año 2004: F(1; 20,829); año 2009: F(1; 31,780); año 2014: F(1; 32,986).

## Cambios en las Brechas entre Premios Salariales 2004 - 2014

**Tabla A4.3**  
**Premios salariales, desigualdad intercuantílica y entre niveles de calificación. Cambios 2004-2014. Test de Wald. Modelo M1 - Base (1)**

premios salariales (2)						desigualdad intercuantílica (3)		desigualdad entre niveles de calificación (4)	
(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)		(p10-p90)		(p10)	(p90)
<i>Test (Ho: sin cambio en los coeficientes)</i>						<i>Test (Ho: sin cambio en las brechas intercuantílicas)</i>		<i>Test (Ho: sin cambio en las brechas entre niveles de calificación)</i>	
Operativa						Operativa		Operativa/sin calificación	
F	161.81	382.82	633.63	616.44	285.86	F	21.71	F	161.81 285.86
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	P-valor	0.000	P-valor	0.000 0.000
Técnica						Técnica/operativa		Técnica/operativa	
F	134.34	296.95	511.02	446.94	222.08	F	19.69	F	12.94 30.49
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	P-valor	0.000	P-valor	0.000 0.000
Profesional						Profesional/técnica		Profesional/técnica	
F	106.47	203.45	402.23	381.30	163.97	F	15.24	F	4.10 12.56
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	P-valor	0.043	P-valor	0.043 0.000
Ln Educ. (5)						Ln Educ. (5)		-	
F	3.68	0.23	16.45	32.94	30.21	F	23.16	-	-
P-valor	0.055	0.633	0.000	0.000	0.000	P-valor	0.000	-	-

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Estimación sobre pool de datos 2004-2014; (2) Diferencia 2004-2014 en coeficientes por cuantil y nivel de calificación. F(1; 85,297); (3) Diferencia 2004-2014 en brechas intercuantílicas (p10-p90). F(1;85,303); (4) Diferencia 2004-2014 en brechas entre niveles de calificación. F(1;85,303). (5) Ln Educ.= Ln de años de educación.



**Estimaciones Modelo M1 Años 2004 a 2014.**

**Tabla A4.4**  
**Premios salariales. Regresión por cuantiles para todos los años durante 2004-2014. Modelo M1 - Base**

	2004					2005					2006				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa (1)(2)	0.112*** (0.014)	0.121*** (0.011)	0.141*** (0.009)	0.154*** (0.012)	0.147*** (0.016)	0.0974** (0.013)	0.117*** (0.009)	0.122*** (0.009)	0.139*** (0.011)	0.163*** (0.014)	0.135*** (0.014)	0.138*** (0.010)	0.128*** (0.008)	0.142*** (0.009)	0.172*** (0.013)
Técnica	0.233*** (0.021)	0.270*** (0.016)	0.312*** (0.014)	0.360*** (0.018)	0.364*** (0.023)	0.200*** (0.019)	0.237*** (0.015)	0.270*** (0.014)	0.310*** (0.019)	0.361*** (0.024)	0.226*** (0.016)	0.252*** (0.014)	0.274*** (0.012)	0.316*** (0.014)	0.339*** (0.019)
Profesional	0.491*** (0.028)	0.566*** (0.020)	0.609*** (0.022)	0.669*** (0.021)	0.674*** (0.030)	0.397*** (0.022)	0.455*** (0.018)	0.522*** (0.021)	0.594*** (0.020)	0.635*** (0.028)	0.464*** (0.021)	0.498*** (0.020)	0.531*** (0.016)	0.569*** (0.016)	0.585*** (0.028)
Ln Educ. (3)	0.031*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.040*** (0.001)	0.044*** (0.001)	0.050*** (0.002)	0.038*** (0.002)	0.038*** (0.001)	0.041*** (0.001)	0.043*** (0.001)	0.046*** (0.002)	0.034*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.039*** (0.001)	0.043*** (0.001)	0.047*** (0.002)
Observaciones	20,846					22,778					27,996				
	2007(3)					2008					2009				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa	0.127*** (0.014)	0.119*** (0.010)	0.140*** (0.008)	0.155*** (0.010)	0.157*** (0.014)	0.150*** (0.014)	0.139*** (0.008)	0.154*** (0.008)	0.166*** (0.007)	0.171*** (0.011)	0.141*** (0.011)	0.130*** (0.008)	0.145*** (0.007)	0.160*** (0.008)	0.167*** (0.011)
Técnica	0.256*** (0.020)	0.258*** (0.014)	0.307*** (0.012)	0.333*** (0.017)	0.346*** (0.023)	0.261*** (0.017)	0.276*** (0.012)	0.315*** (0.011)	0.341*** (0.014)	0.351*** (0.017)	0.233*** (0.017)	0.242*** (0.011)	0.281*** (0.010)	0.323*** (0.012)	0.351*** (0.017)
Profesional	0.455*** (0.030)	0.500*** (0.017)	0.566*** (0.016)	0.590*** (0.021)	0.582*** (0.025)	0.453*** (0.021)	0.498*** (0.015)	0.560*** (0.016)	0.617*** (0.016)	0.616*** (0.024)	0.430*** (0.020)	0.482*** (0.017)	0.555*** (0.015)	0.602*** (0.019)	0.626*** (0.020)
Ln Educ. (3)	0.033*** (0.002)	0.032*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.039*** (0.001)	0.041*** (0.002)	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.032*** (0.002)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.036*** (0.001)
Observaciones	23,705					32,815					31,797				

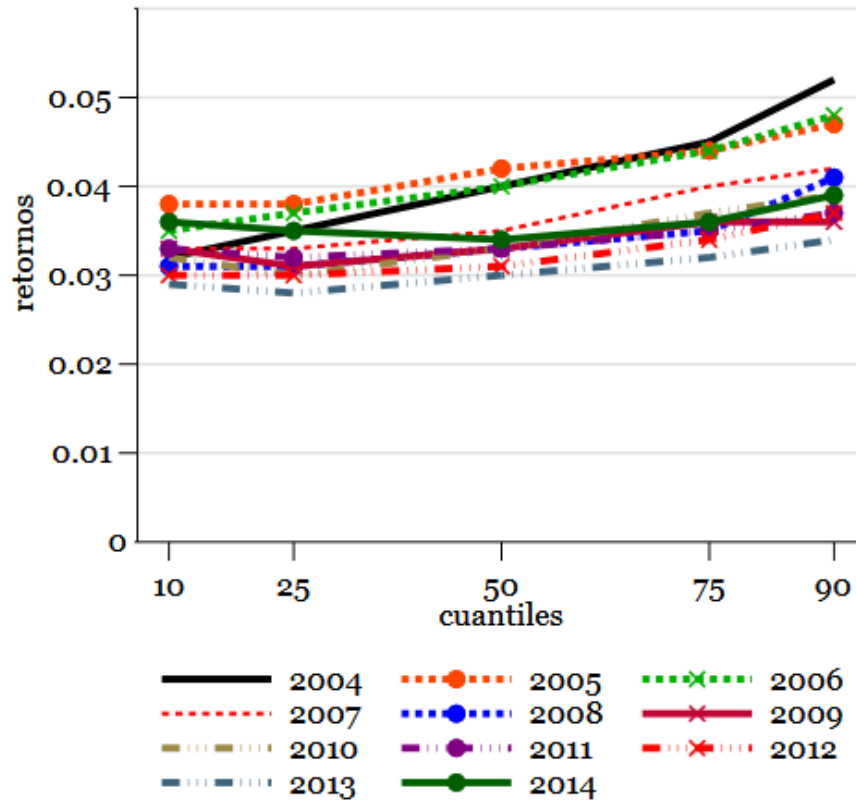
**Tabla A4.4 (continuación)**  
**Premios salariales. Regresión por cuantiles para todos los años durante 2004-2014. Modelo M1 - Base**

	2010					2011					2012				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa	0.164*** (0.013)	0.150*** (0.009)	0.138*** (0.007)	0.150*** (0.008)	0.167*** (0.010)	0.143*** (0.013)	0.133*** (0.009)	0.129*** (0.008)	0.144*** (0.007)	0.171*** (0.011)	0.146*** (0.015)	0.128*** (0.009)	0.126*** (0.008)	0.148*** (0.009)	0.171*** (0.012)
Técnica	0.284*** (0.018)	0.274*** (0.012)	0.267*** (0.011)	0.298*** (0.012)	0.357*** (0.017)	0.233*** (0.018)	0.243*** (0.012)	0.239*** (0.010)	0.266*** (0.012)	0.304*** (0.015)	0.216*** (0.020)	0.215*** (0.014)	0.217*** (0.011)	0.250*** (0.014)	0.284*** (0.017)
Profesional	0.445*** (0.023)	0.499*** (0.019)	0.504*** (0.015)	0.536*** (0.016)	0.566*** (0.019)	0.412*** (0.020)	0.439*** (0.015)	0.468*** (0.013)	0.505*** (0.017)	0.572*** (0.024)	0.392*** (0.026)	0.402*** (0.017)	0.422*** (0.016)	0.489*** (0.019)	0.521*** (0.024)
Ln Educ. (3)	0.031*** (0.002)	0.030*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.038*** (0.001)	0.033*** (0.002)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.037*** (0.002)	0.030*** (0.002)	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.036*** (0.001)
Observaciones	32,100					32,370					31,484				
	2013					2014									
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)					
Operativa	0.162*** (0.015)	0.143*** (0.009)	0.138*** (0.007)	0.154*** (0.008)	0.172*** (0.010)	0.151*** (0.013)	0.141*** (0.008)	0.160*** (0.008)	0.155*** (0.008)	0.168*** (0.011)					
Técnica	0.241*** (0.019)	0.207*** (0.011)	0.231*** (0.009)	0.266*** (0.013)	0.305*** (0.013)	0.200*** (0.017)	0.193*** (0.012)	0.234*** (0.010)	0.253*** (0.011)	0.277*** (0.016)					
Profesional	0.399*** (0.025)	0.405*** (0.015)	0.441*** (0.012)	0.471*** (0.015)	0.506*** (0.019)	0.380*** (0.022)	0.399*** (0.016)	0.448*** (0.015)	0.466*** (0.016)	0.478*** (0.021)					
Ln Educ. (3)	0.029*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.036*** (0.002)	0.035*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.038*** (0.001)					
Observaciones	30,859					33,003									

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas). (3) Ln Educ. = Ln de años de educación.

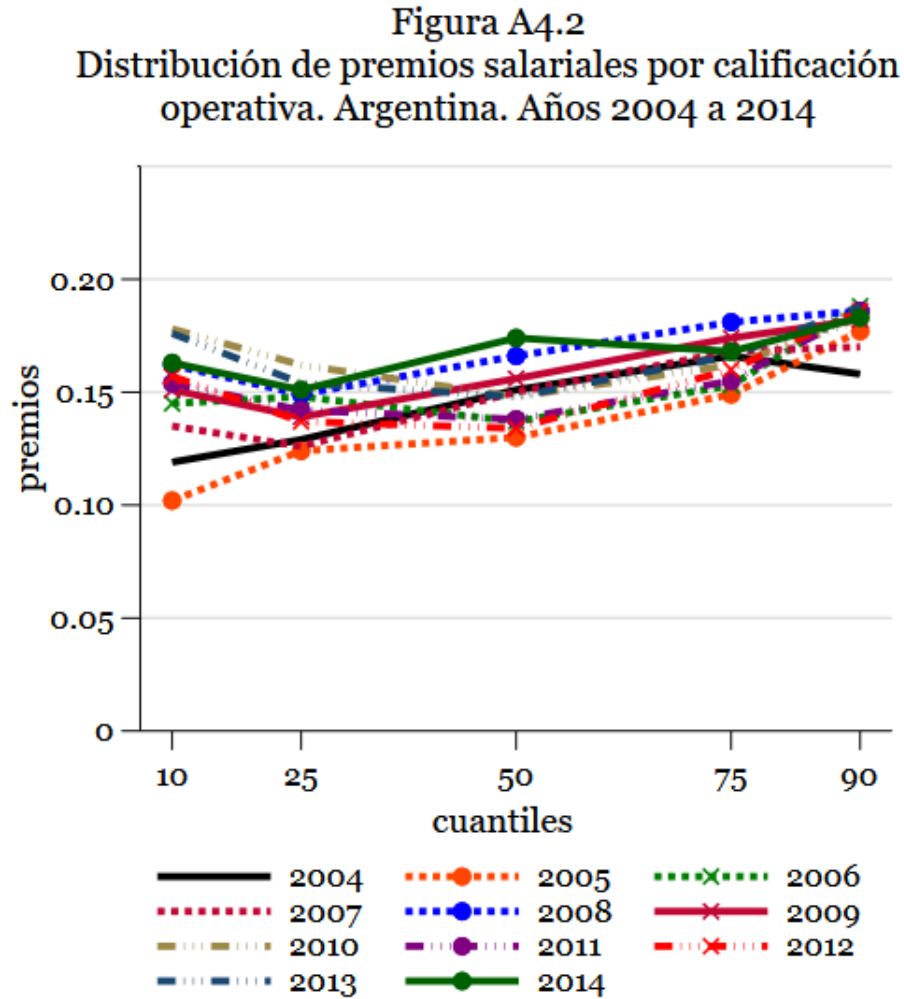
### Retornos a La Educación. Años 2004 a 2014

Figura A4.1  
Distribución de retornos salariales a la educación  
Argentina. Años 2004 a 2014



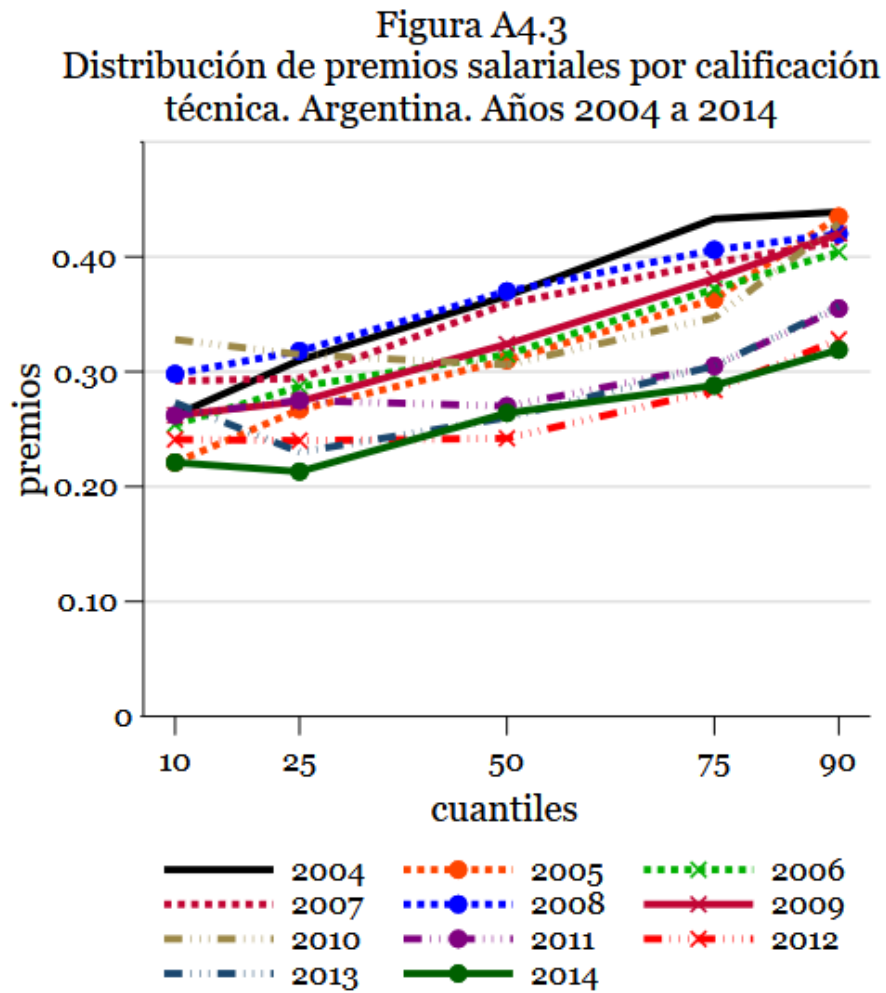
Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC).

### Premios por Calificación Operativa. Años 2004 a 2014



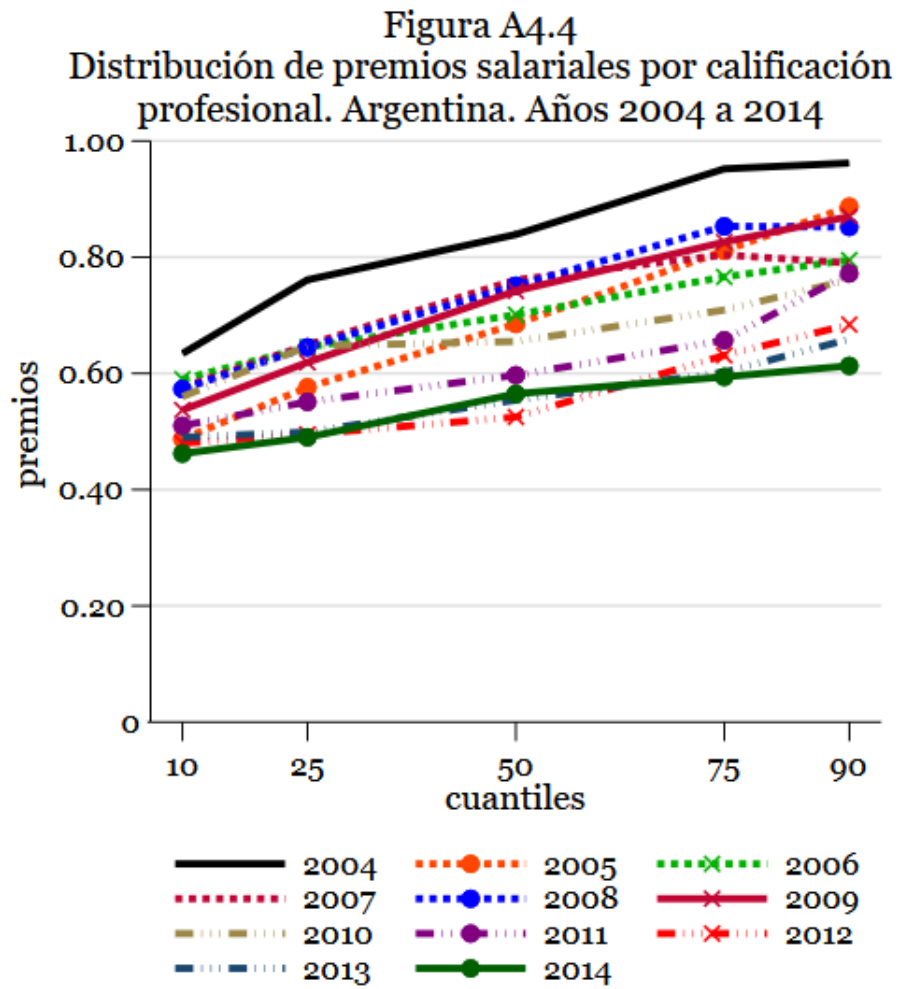
Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC).

### Premios por Calificación Técnica. Años 2004 a 2014



Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC).

**Premios por Calificación Profesional. Años 2004 a 2014**



Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC)

### Regresión. Modelo M2- Interacción Calificaciones - Género

**Tabla A4.5**  
Ecuación de salarios. Regresión por cuantiles. Modelo M2 - Interacción con género.

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Sin calif.-hombre (1)(2)	0.124** (0.054)	0.149*** (0.038)	0.198*** (0.036)	0.214*** (0.036)	0.283*** (0.047)	0.142*** (0.048)	0.198*** (0.028)	0.198*** (0.029)	0.214*** (0.026)	0.213*** (0.036)	0.254*** (0.041)	0.216*** (0.028)	0.226*** (0.022)	0.240*** (0.025)	0.228*** (0.035)
Operativa-hombre	0.222*** (0.053)	0.272*** (0.036)	0.341*** (0.036)	0.368*** (0.035)	0.431*** (0.045)	0.252*** (0.048)	0.307*** (0.029)	0.329*** (0.028)	0.365*** (0.024)	0.380*** (0.035)	0.379*** (0.042)	0.339*** (0.029)	0.367*** (0.022)	0.374*** (0.025)	0.371*** (0.035)
Operativa-mujer	0.136*** (0.031)	0.112*** (0.018)	0.136*** (0.018)	0.157*** (0.021)	0.173*** (0.028)	0.198*** (0.022)	0.177*** (0.015)	0.194*** (0.014)	0.181*** (0.014)	0.211*** (0.018)	0.182*** (0.018)	0.177*** (0.014)	0.194*** (0.014)	0.204*** (0.013)	0.228*** (0.017)
Técnica -hombre	0.398*** (0.057)	0.467*** (0.042)	0.554*** (0.037)	0.618*** (0.040)	0.696*** (0.053)	0.367*** (0.053)	0.438*** (0.032)	0.489*** (0.030)	0.540*** (0.028)	0.565*** (0.040)	0.473*** (0.044)	0.406*** (0.031)	0.462*** (0.026)	0.504*** (0.029)	0.521*** (0.039)
Técnica-mujer	0.152*** (0.035)	0.182*** (0.025)	0.232*** (0.023)	0.280*** (0.030)	0.295*** (0.032)	0.256*** (0.031)	0.258*** (0.018)	0.288*** (0.017)	0.324*** (0.018)	0.377*** (0.024)	0.173*** (0.024)	0.203*** (0.019)	0.237*** (0.017)	0.254*** (0.016)	0.270*** (0.022)
Profesional-hombre	0.630*** (0.067)	0.753*** (0.044)	0.819*** (0.043)	0.898*** (0.047)	1.043*** (0.062)	0.546*** (0.055)	0.676*** (0.037)	0.757*** (0.035)	0.806*** (0.035)	0.844*** (0.043)	0.614*** (0.053)	0.602*** (0.036)	0.645*** (0.029)	0.683*** (0.030)	0.678*** (0.045)
Profesional-mujer	0.438*** (0.046)	0.489*** (0.038)	0.569*** (0.038)	0.642*** (0.033)	0.597*** (0.042)	0.467*** (0.037)	0.498*** (0.024)	0.557*** (0.025)	0.628*** (0.024)	0.667*** (0.029)	0.356*** (0.032)	0.411*** (0.028)	0.482*** (0.021)	0.508*** (0.024)	0.535*** (0.033)
Ln Educ.-hombre (3)	0.030*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.037*** (0.001)	0.042*** (0.002)	0.046*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.032*** (0.002)	0.033*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.036*** (0.002)
Ln Educ.-mujer	0.034*** (0.004)	0.040*** (0.002)	0.046*** (0.003)	0.049*** (0.003)	0.057*** (0.004)	0.034*** (0.003)	0.035*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.039*** (0.003)	0.044*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.039*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.040*** (0.003)
Ln Edad	0.030*** (0.004)	0.033*** (0.002)	0.037*** (0.003)	0.044*** (0.002)	0.046*** (0.004)	0.029*** (0.003)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.029*** (0.002)	0.030*** (0.003)	0.029*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.029*** (0.002)
Ln Edad <sup>2</sup> (4)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Formal	0.512*** (0.015)	0.477*** (0.010)	0.428*** (0.009)	0.377*** (0.011)	0.338*** (0.016)	0.599*** (0.015)	0.496*** (0.011)	0.410*** (0.009)	0.367*** (0.009)	0.325*** (0.013)	0.525*** (0.018)	0.452*** (0.010)	0.395*** (0.008)	0.344*** (0.011)	0.290*** (0.015)
Constante (5)	-0.923*** (0.079)	-0.778*** (0.055)	-0.685*** (0.059)	-0.587*** (0.058)	-0.459*** (0.080)	-0.788*** (0.064)	-0.456*** (0.042)	-0.192*** (0.042)	0.0504 (0.045)	0.234*** (0.055)	-0.897*** (0.061)	-0.538*** (0.043)	-0.230*** (0.039)	0.0514 (0.038)	0.239*** (0.051)
Observaciones	20,791					31,684					32,873				

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Ln Educ.= Ln de años de educación. (4) Coeficiente de edad<sup>2</sup> (edad al cuadrado) y error estándar aproximados a 4 decimales; (5) Se omiten coeficientes de variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

## Desigualdad entre Géneros. Modelo M2

**Tabla A4.6**  
**Premios salariales según géneros. Test de Wald. Modelo M2 - Interacción con género**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
<i>Test (H<sub>0</sub>: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>															
Operativa - hombre/mujer															
F (1)	2.47	16.79	30.31	33.91	25.36	1.16	19.87	23.47	53.30	19.00	23.27	25.48	51.05	43.30	14.22
P-valor	0.116	0.000	0.000	0.000	0.000	0.282	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica - hombre/mujer															
F	15.88	32.32	55.22	44.68	36.46	3.73	26.84	33.85	50.48	13.78	33.64	28.85	53.57	55.83	27.00
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.054	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Profesional - hombre/mujer															
F	5.25	17.81	15.64	17.54	30.85	1.24	14.73	18.51	15.67	10.02	14.95	14.95	18.28	17.66	5.30
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.265	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.020
Ln Educ. - hombre/mujer (2)															
F	1.17	6.77	8.03	5.83	7.33	0.28	9.64	6.27	15.29	3.40	14.80	10.67	15.53	11.58	2.28
P-valor	0.280	0.009	0.005	0.016	0.007	0.598	0.002	0.012	0.000	0.007	0.000	0.001	0.000	0.000	0.131

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Estadísticos F año 2004: F(1; 20,770); año 2009: F(1; 31,663); año 2014: F(1; 32,852). (2) Ln Educ. = Ln de años de educación.



### Desigualdad entre Niveles de Calificación. Modelo M2

**Tabla A4.7**  
**Premios a las calificaciones ocupacionales. Diferencias entre niveles de calificación. Test de Wald. Modelo M2 - Interacción con género**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
<i>Test (Ho: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>															
Operativa/sin calificación															
F (1)	17.36	56.32	92.00	111.98	93.21	27.95	109.58	134.01	226.54	119.22	82.15	141.05	283.27	216.09	109.81
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica/operativa															
F	84.81	120.29	234.36	209.94	100.51	38.76	141.14	240.67	159.18	80.18	30.91	21.30	69.80	106.74	85.68
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Profesional/técnica															
F	40.53	170.73	130.39	110.57	77.94	42.23	120.84	183.50	137.58	98.12	20.02	106.94	84.39	115.68	40.24
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Mujeres															
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa- sin calificación															
F	19.44	39.08	65.19	56.54	39.29	79.99	134.08	190.94	166.88	144.48	97.25	155.81	198.24	252.53	176.17
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica-operativa															
F	0.32	9.73	25.63	24.76	19.54	5.08	35.79	56.35	77.35	58.06	0.18	3.45	10.73	16.47	4.80
P-valor	0.569	0.002	0.000	0.000	0.000	0.024	0.000	0.000	0.000	0.000	0.674	0.000	0.000	0.000	0.000
Profesional-técnica															
F	51.05	72.22	79.52	174.79	82.27	31.44	108.12	163.20	158.86	134.38	34.00	64.75	197.06	159.29	85.38
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Estadísticos F año 2004: F(1; 20,770); año 2009: F(1; 31,663); año 2014: F(1; 32,852).

## Regresión. Modelo M3- Interacción Calificaciones - Formalidad Laboral

**Tabla A4.8**  
Ecuación de salarios. Regresión por cuantiles. Modelo M3 - Interacción con formalidad laboral

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Sin calif.-formal (1)(2)	0.413*** (0.054)	0.447*** (0.037)	0.382*** (0.038)	0.321*** (0.039)	0.280*** (0.047)	0.593*** (0.053)	0.475*** (0.043)	0.337*** (0.030)	0.275*** (0.026)	0.230*** (0.034)	0.476*** (0.052)	0.405*** (0.038)	0.337*** (0.033)	0.271*** (0.032)	0.220*** (0.037)
Operativa-formal	0.533*** (0.055)	0.570*** (0.038)	0.530*** (0.037)	0.492*** (0.039)	0.461*** (0.048)	0.731*** (0.054)	0.592*** (0.043)	0.484*** (0.030)	0.447*** (0.026)	0.415*** (0.035)	0.632*** (0.052)	0.558*** (0.040)	0.500*** (0.033)	0.440*** (0.032)	0.397*** (0.038)
Operativa-informal	0.068*** (0.026)	0.106*** (0.017)	0.118*** (0.022)	0.129*** (0.026)	0.095*** (0.030)	0.162*** (0.028)	0.191*** (0.021)	0.168*** (0.020)	0.142*** (0.017)	0.149*** (0.024)	0.010*** (0.035)	0.104*** (0.019)	0.151*** (0.017)	0.112*** (0.017)	0.137*** (0.025)
Técnica -formal	0.649*** (0.060)	0.714*** (0.041)	0.696*** (0.040)	0.693*** (0.043)	0.656*** (0.053)	0.829*** (0.055)	0.705*** (0.045)	0.615*** (0.032)	0.605*** (0.028)	0.594*** (0.037)	0.679*** (0.054)	0.608*** (0.041)	0.569*** (0.035)	0.528*** (0.034)	0.496*** (0.040)
Técnica-informal	0.230*** (0.041)	0.274*** (0.038)	0.314*** (0.043)	0.382*** (0.054)	0.490*** (0.085)	0.178** (0.086)	0.255*** (0.052)	0.354*** (0.037)	0.324*** (0.040)	0.457*** (0.088)	0.139* (0.077)	0.141*** (0.039)	0.288*** (0.045)	0.359*** (0.040)	0.409*** (0.054)
Profesional-formal	0.880*** (0.064)	1.000*** (0.045)	0.973*** (0.044)	0.982*** (0.046)	0.942*** (0.052)	1.015*** (0.058)	0.934*** (0.048)	0.880*** (0.034)	0.868*** (0.032)	0.860*** (0.040)	0.851*** (0.059)	0.801*** (0.043)	0.769*** (0.038)	0.734*** (0.037)	0.691*** (0.046)
Profesional-informal	0.657*** (0.082)	0.723*** (0.049)	0.756*** (0.063)	0.909*** (0.067)	1.052*** (0.071)	0.504*** (0.080)	0.666*** (0.063)	0.729*** (0.039)	0.783*** (0.052)	0.856*** (0.079)	0.508*** (0.079)	0.543*** (0.066)	0.632*** (0.050)	0.646*** (0.050)	0.628*** (0.071)
Ln Educ.-formal (3)	0.033*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.044*** (0.001)	0.049*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.032*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.036*** (0.002)	0.035*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.038*** (0.001)
Ln Educ.-informal	0.026*** (0.004)	0.032*** (0.003)	0.033*** (0.003)	0.040*** (0.003)	0.045*** (0.004)	0.031*** (0.005)	0.024*** (0.003)	0.024*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.003)	0.035*** (0.004)	0.033*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.030*** (0.003)	0.032*** (0.003)
Ln Edad	0.031*** (0.003)	0.034*** (0.002)	0.037*** (0.002)	0.043*** (0.003)	0.046*** (0.004)	0.028*** (0.003)	0.027*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.030*** (0.003)	0.030*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.029*** (0.002)
Ln Edad2 (3)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Hombre	0.076*** (0.013)	0.084*** (0.009)	0.124*** (0.009)	0.145*** (0.009)	0.164*** (0.014)	0.061*** (0.009)	0.065*** (0.006)	0.095*** (0.006)	0.104*** (0.007)	0.117*** (0.010)	0.070*** (0.009)	0.084*** (0.007)	0.099*** (0.006)	0.112*** (0.006)	0.125*** (0.009)
Constante (4)	-0.816*** (0.077)	-0.715*** (0.054)	-0.596*** (0.052)	-0.465*** (0.056)	-0.333*** (0.078)	-0.715*** (0.073)	-0.338*** (0.055)	-0.044 (0.046)	0.211*** (0.043)	0.411*** (0.048)	-0.723*** (0.073)	-0.412*** (0.047)	-0.082** (0.039)	0.208*** (0.041)	0.365*** (0.055)
Observaciones	20,791					31,684					32,873				

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Ln Educ.= Ln de años de educación. (4) Coeficiente de edad2 (edad al cuadrado) y error estándar aproximados a 4 decimales; (5) Se omiten coeficientes de variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

### Desigualdad entre Segmentos de Mercado Laboral. Modelo M3

**Tabla A4.9**  
**Premios salariales según condición de formalidad laboral. Test de Wald.**  
**Modelo M3 - Interacción con formalidad laboral**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
<i>Test (Ho: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>															
Operativa - empleo formal/informal															
F(1)	76.30	177.68	145.77	113.97	56.68	124.42	125.02	117.90	115.40	53.35	98.43	165.98	155.30	110.02	38.31
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica - empleo formal/informal															
F	31.39	60.87	52.21	22.55	2.97	33.97	49.48	28.46	29.37	2.00	33.44	80.07	30.00	12.05	1.45
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.085	0.054	0.000	0.000	0.000	0.157	0.000	0.000	0.000	0.001	0.229
Profesional - empleo formal/informal															
F	4.77	14.39	6.42	0.70	1.02	24.24	9.23	6.37	1.66	0.00	8.25	10.10	4.61	2.03	0.42
P-valor	0.029	0.000	0.011	0.404	0.312	0.000	0.002	0.012	0.198	0.967	0.004	0.002	0.032	0.155	0.519
Ln Educ. - empleo formal/informal															
F	2.09	0.62	0.83	1.30	0.64	0.17	3.89	11.76	8.78	5.95	0.05	0.27	5.63	3.48	3.42
P-valor	0.149	0.432	0.362	0.254	0.424	0.676	0.049	0.000	0.003	0.015	0.821	0.606	0.017	0.062	0.064

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Test año 2004: F(1; 20,770); año 2009: F(1; 31,663); año 2014: F(1; 32,852). (2) Ln Educ.= Ln de años de educación.

### Desigualdad entre Niveles de Calificación. Modelo M3

**Tabla A4.10**  
**Premios a las calificaciones ocupacionales. Diferencias entre niveles de calificación. Test de Wald.**  
**Modelo M3 - Interacción con formalidad laboral**

	2004					2009					2014				
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
<i>Test (Ho: no existen diferencias entre los coeficientes)</i>															
Operativa/sin calificación															
F(1)	112.34	215.21	205.31	165.59	77.52	214.60	196.38	254.63	217.74	112.14	144.62	240.86	219.47	209.47	113.30
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica/operativa															
F	33.40	97.34	151.81	156.57	104.70	34.30	132.19	195.58	200.70	174.37	8.82	25.52	61.57	87.69	62.65
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000
Profesional/técnica															
F	79.46	193.92	186.19	175.01	105.62	75.54	230.86	390.09	264.12	273.35	79.54	147.44	189.72	199.82	72.39
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
con empleo informal															
	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)	(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Operativa/sin calificación															
F (1)	6.03	36.88	31.27	31.96	10.82	34.24	81.21	74.47	59.38	29.57	8.70	30.31	68.16	45.22	28.16
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000
Técnica/operativa															
F	13.61	17.77	21.85	26.67	24.81	0.03	1.30	32.10	21.35	11.49	0.32	1.05	11.13	44.37	30.21
P-valor	0.569	0.002	0.000	0.000	0.000	0.867	0.255	0.000	0.000	0.000	0.574	0.306	0.001	0.000	0.000
Profesional/técnica															
F	27.05	52.92	31.29	41.49	29.28	9.41	23.77	64.12	54.85	11.78	11.10	33.56	35.82	29.80	8.19
P-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Test año 2004: F(1; 20,770); año 2009: F(1; 31,663); año 2014: F(1; 32,852).

## **Anexo 4.II. Alternativas de Estimación en Premios Salariales**

El objetivo de este anexo es analizar empíricamente los retornos medios a la educación y los premios promedio por calificación ocupacional en asalariados ocupados de Argentina durante el periodo 2004-2014, utilizando dos metodologías alternativas al enfoque tradicional de regresión de cuadrados ordinarios (MCO), aplicado sobre la ecuación de salarios empleada en el modelo base de este capítulo (ver sección 4.3.2).

Se estudia la evolución comparada de los estimadores en el periodo y se verifica si cumplen con las propiedades de utilización, al considerar las diferentes características del mercado laboral que condicionan las estimaciones bajo la técnica de métodos cuadrados. En primer lugar, se propone la metodología basada en la distribución Poisson bajo el argumento de que sus propiedades estadísticas permiten su aplicación, adaptando la propuesta de Santos Silva y Tenreyro (2015) a un contexto microeconómico de mercado laboral. En segundo lugar, se plantea un modelo de sesgo de selección en dos etapas, como una extensión al tradicional modelo de Heckman propuesto por Tunali (1986). Cabe mencionar que estos resultados están plasmados en un artículo previo de autoría propia (Gómez, 2018).

Este análisis comparado de metodologías de estimación está motivado por la necesidad de identificar parte de los sesgos asociados a modelos microeconómicos de determinación salarial, en particular aquellos que se generan tanto por las limitaciones asociadas a la disponibilidad de datos como por la naturaleza estadística de las variables incorporadas al análisis. Estos ejercicios constituyen a su vez una mirada crítica sobre la conveniencia de emplear los valores centrales o medias condicionales como indicadores que capturan buena parte de la información relevante para el análisis de las variables de ingresos, que se caracterizan por una fuerte asimetría y variabilidad, lo que compromete toda estimación que desconozca estas condiciones. Bajo dicha premisa, en esta tesis el foco está puesto sobre el aspecto distributivo de los salarios, evaluando

potenciales determinantes con la idea de captar la dimensión de los ingresos desde una perspectiva definitivamente más amplia.

Esto no implica necesariamente el tratamiento de sesgos asociados a los múltiples órdenes de causalidad que pueden establecerse entre las variables. Al igual que en buena parte de los estudios sociales, en economía existen numerosos canales por los cuales los indicadores empleados en el análisis de un fenómeno particular pueden estar afectados y/o afectar a otros.

### **La Alternativa Poisson**

En base a la especificación de Mincer (1974) aplicada sobre los salarios en trabajadores argentinos, la ecuación de ingresos de este capítulo permite identificar retornos a la educación y premios a las calificaciones ocupacionales en 28 aglomerados de Argentina durante los años 2004, 2009 y 2014.

La versión log-lineal tradicional por MCO se explicita en la siguiente ecuación de media condicional para el salario:

#### ***Ecuación A4.1***

$$E[\ln w_i | x] = \exp(X_i \beta)$$

Con  $\ln w_i \geq 0$  como el salario horario del individuo (en logaritmos),  $X_i$  la matriz de variables observadas,  $\beta$  la matriz de coeficientes y  $E[u_i | x] = 0$ .

Como punto de partida, los resultados de la estimación por MCO, se pueden observar en la tabla A4.11, a continuación:

**Tabla A4.11**  
**Ecuación de salarios. Regresión por mínimos cuadrados ordinarios Argentina (2004-2014)**

	2004	2009	2014
Operativa (1) (2)	0.135*** (0.008)	0.151*** (0.008)	0.158*** (0.006)
Técnica	0.308*** (0.012)	0.286*** (0.010)	0.235*** (0.010)
Profesional	0.599*** (0.016)	0.538*** (0.013)	0.433*** (0.012)
Ln Educación	0.042*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.036*** (0.001)
Ln Edad	0.038*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.028*** (0.001)
Ln Edad2 (3)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Hombre	0.121*** (0.008)	0.090*** (0.006)	0.100*** (0.005)
Formal	0.415*** (0.009)	0.442*** (0.008)	0.404*** (0.008)
Constante (4)	-0.652*** (0.042)	-0.165*** (0.034)	-0.182*** (0.029)
Observaciones	20,846	31,797	33,003
R <sup>2</sup>	0.443	0.428	0.391

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Coeficiente de edad2 (edad al cuadrado) y error estándar aproximados a 4 decimales; (4) Se omiten coeficientes de variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

Los retornos a la educación reportan poco más del 4% en 2004 y caen paulatinamente entre 2009 y 2014, hasta ubicarse alrededor de un 3%. Este fenómeno se verifica a pesar del incremento en los niveles educativos de los trabajadores en el periodo (ver figura 4.1 en el cuerpo central del capítulo), lo que puede interpretarse como un exceso de oferta de trabajadores calificados que reduce su prima entre dichos años, si bien en un grado moderado. Al igual que bajo el análisis distributivo, los coeficientes para las calificaciones ocupacionales muestran los signos esperados, resultan estadísticamente significativos y son crecientes con el nivel de calificación (operativa, técnica y profesional). A través de los años, pueden observarse dos tendencias contrapuestas: un ascenso en los premios a la calificación operativa y una caída en los premios por los puestos profesionales y técnicos. Esta evolución se traduce en que, mientras en 2004 los puestos profesionales remuneraban la hora de trabajo 4.4 veces lo que se abonaba en promedio en los puestos operativos, diez años después esta brecha había caído a 2.7.

Para identificar si los cambios en el retorno a la educación y los premios a las calificaciones ocupacionales entre 2004 y 2014 resultan estadísticamente significativos se computó un test F de Fisher sobre el pool de datos en el período. Asimismo, se procedió de manera similar para identificar si las brechas en los premios salariales a las calificaciones se mantuvieron más allá del año considerado. Los resultados arrojaron diferencias estadísticamente significativas al 1% entre los premios salariales de finales del periodo y del inicio, en primer lugar. En segundo lugar, se confirmaron estadísticamente las brechas entre los premios por calificación técnica y operativa, por un lado, y entre profesional y técnica, por el otro.

Más allá de los resultados, este método de estimación de la media condicional o estimación por mínimos cuadrados ordinarios no resulta el camino más apropiado según Santos Silva y Tenreiro (2006) en contextos donde la presencia de heterocedasticidad es conocida<sup>91</sup>. Con una

---

<sup>91</sup> En el Anexo 4I, la tabla A4.1 verifica la presencia de heterocedasticidad en los datos.



varianza no constante del error, su valor esperado puede no ser estadísticamente independiente de las covariables y por ello no anularse, llevando a una estimación inconsistente y sesgada de sus parámetros. Adicionalmente, la ecuación de ingresos log-lineal obliga a truncar la muestra eliminando las observaciones nulas de la variable dependiente. Dadas estas dificultades, los autores proponen un estimador alternativo por cuasi máxima verosimilitud (PPML por su acrónimo en inglés) como opción empírica, equivalente al empleado en regresiones por Poisson. Los datos no tienen por qué seguir una distribución de ese tipo, lo único que se requiere es que la media condicional esté correctamente especificada<sup>92</sup>. A diferencia de la estimación por MCO, esta alternativa permite alcanzar la consistencia e incorporar incluso valores nulos en la variable dependiente. Adicionalmente, si los datos tienen una varianza exactamente proporcional a la media condicional, los estimadores propuestos serán a su vez eficientes.

Siguiendo a Santos Silva y Tenreiro (2006), se testeó si ambos estimadores resultaban consistentes y eficientes. Para la primera condición se aplicó el test de Ramsey (1969) o prueba general de especificación sobre la media condicional de ambas alternativas, lo que permite identificar si los valores ajustados por cada ecuación permiten explicar la variable dependiente. Posteriormente, se evaluó la eficiencia de los mismos en presencia de heterocedasticidad, para lo cual se aplicará el test de Park (1966) sobre mínimos cuadrados y el test basado en la regresión de Gauss-Newton (GNR) sobre la estimación vía Poisson (Davidson y MacKinnon, 1993).

Cabe mencionar, con el propósito de comparabilidad entre los modelos, que la ecuación de ingreso por PPML/Poisson incluye exactamente las mismas covariables que bajo la estimación MCO. La única diferencia es que la variable dependiente (salario horario) está expresada en niveles.

---

<sup>92</sup> Ver Cameron y Trivedi (2010) para un análisis de los modelos de variables discretas.

## Estimación por Poisson. Resultados

En base a la ecuación de salarios ya presentada como modelo M1, se muestran a continuación los resultados de las estimaciones por medio del estimador cuasi verosímil PPML/Poisson en la tabla A4.12:

**Tabla A4.12**  
**Ecuación de salarios. Regresión por Poisson (PPML).**  
**Argentina (2004-2014)**

	2004	2009	2014
Operativa (1)(2)	0.147*** (0.010)	0.160*** (0.007)	0.173*** (0.007)
Técnica	0.322*** (0.016)	0.292*** (0.011)	0.252*** (0.011)
Profesional	0.607*** (0.021)	0.532*** (0.015)	0.458*** (0.014)
Ln Educación	0.051*** (0.002)	0.039*** (0.001)	0.039*** (0.001)
Ln Edad (3)	0.047*** (0.003)	0.032*** (0.002)	0.030*** (0.002)
Ln Edad <sup>2</sup>	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)
Hombre	0.158*** (0.011)	0.099*** (0.007)	0.107*** (0.007)
Formal	0.380*** (0.014)	0.410*** (0.010)	0.369*** (0.009)
Constante (4)	0.872*** (0.061)	0.253*** (0.038)	0.200*** (0.036)
Observaciones	21,208	31,982	33,175

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Coeficiente de edad<sup>2</sup> (edad al cuadrado) y error estándar aproximados a 4 decimales; (4) Se omiten coeficientes de variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

Al igual que con la estimación bajo mínimos cuadrados, los retornos a la educación estimados por PPML registran su mayor valor en 2004, con un retorno aproximado en 5% por un año más de educación, año a partir del cual, dicha medida comienza a descender. Los premios a las calificaciones ocupacionales, por su parte, siguen la tendencia definida en el modelo anterior, con premios crecientes sobre los puestos operativos (en especial durante el primer lustro), y decrecientes sobre los puestos técnicos y profesionales. Nuevamente, estas tendencias temporales, como también las brechas en los premios entre niveles de calificación fueron confirmadas mediante test de diferencias de coeficientes al inicio final del periodo y entre niveles de calificación, respectivamente.

### **Test de Consistencia y Eficiencia para MCO y Poisson**

En este apartado se reportan los resultados a los test propuestos por Santos Silva y Tenreiro (2006). En primer lugar, y con el objeto testear la correcta especificación, se aplicó el test RESET de Ramsey (1969) sobre las estimaciones por MCO y PPML/Poisson. El mismo consiste en adicionar un regresor a la expresión de la ecuación de ingresos original, el cual será conformado por el cuadrado del predicho de la misma  $(x'b)^2$  y testear la significatividad de su coeficiente. Si dichas estimaciones arrojan un coeficiente marginal significativo para el regresor adicional, ello implicaría la existencia de un regresor “latente” no incorporado a la expresión y una mala especificación en la ecuación de salarios, lo cual descartaría la propiedad de consistencia.

En segundo lugar, para verificar el patrón de heterocedasticidad se aplicó el test de Park para MCO, y el test de regresión de Gauss Newton (GNR en inglés) para el modelo Poisson. El primero busca identificar si el modelo propuesto en MCO captura apropiadamente el patrón de heterocedasticidad de los datos, suponiendo que la varianza del término del error es proporcional

a alguno de los regresores. Usando una transformación logarítmica y aproximando al término del error con los residuos, se busca estimar la siguiente relación:

***Ecuación A4.2***

$$\ln \hat{e}_i = \varphi + \alpha X_{ik} + u_i$$

Se sigue la hipótesis nula de que dicho regresor ( $X_{ik}$ ), genera una varianza constante en el término de error (al anular el coeficiente  $\alpha$ ).

Por su parte, el test GNR evalúa si los datos siguen cierto patrón de heterocedasticidad, en particular la equi-dispersión (varianza proporcional a la media) asumida por el modelo:

***Ecuación A4.3***

$$V(Y_i|X) = \alpha E(Y_i|X)$$

Siendo ésta la hipótesis nula de la relación entre la varianza y la esperanza condicionadas, lo cual en caso de verificarse llevaría a un estimador consistente y a su vez eficiente:

En la tabla A4.13, a continuación, se muestran los resultados de sendos test aplicados sobre MCO y PPML/Poisson:

**Tabla A4.13**  
**Test de consistencia y eficiencia en estimaciones MCO y PPML**  
**Ramsey, Park y Gauss Newton**

	2004	2009	2014
<i>Test de consistencia (Ramsey) (1)</i>			
MCO regresor latente			
Chi-cuadrada	15.04	5.67	37.68
Grados de libertad	1	1	1
P-valor	0.000	0.000	0.000
PPML regresor latente			
Chi-cuadrada	1.35	0.62	0.95
Grados de libertad	1	1	1
P-valor	0.245	0.433	0.315
<i>Test de eficiencia en MCO (Park) (1)</i>			
Ln Educación			
Chi-cuadrada	43.19	0.01	0.96
Grados de libertad	1	1	1
P-valor	0.000	0.905	0.327
Ln Edad			
Chi-cuadrada	44.81	66.06	17.86
Grados de libertad	1	1	1
P-valor	0.000	0.000	0.000
<i>Test de eficiencia en PPML (Gauss Newton) (1)</i>			
Parámetro de no proporcionalidad			
Chi-cuadrada	9.74	944.46	200.96
Grados de libertad	1	1	1
P-valor	0.002	0.000	0.000

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Nota: (1) Test. Ho) Beta=0.

El panel superior de la tabla muestra los resultados de la aplicación del test RESET para los tres años estimados. En la versión mínimos cuadrados se identifica un regresor adicional significativo, descartando consistencia en la estimación. Seguidamente, en lo referido a test sobre heterocedasticidad, se testearon las dos variables cuantitativas relacionadas al capital humano

(años de educación y edad). Para los años de educación, se verificó la heterocedasticidad de manera significativa en 2004, mientras para la variable edad, se cumplió dicha condición en los tres años bajo estimación. La combinación de los test sobre la técnica MCO indica que los estimadores no resultan consistentes, lo cual invalidaría su empleo en este caso.

En el modelo multiplicativo alternativo (Poisson) el estimador de la variable latente resultó no significativo. Esto traduce en una variable latente que no añade significatividad a la hora de explicar la variable de respuesta, por lo cual se verifica una buena especificación. En términos de eficiencia, el test de GNR identifica una varianza no proporcional significativa en todos los períodos. A partir de estos resultados, el estimador de Poisson resulta no eficiente, aunque sigue siendo consistente.

### **La Alternativa Heckman -Tunali**

En las ecuaciones de ingresos, otra fuente de sesgos está asociada a la toma de datos de los individuos. El modelo introducido por Heckman (1979), sostiene la necesidad de identificar el potencial sesgo en las estimaciones realizadas sobre ecuaciones de comportamiento, ya que la muestra sobre la que se realizan las mismas puede no ser una selección aleatoria de la población bajo estudio, lo que derivaría en la inconsistencia. A modo de ejemplo, la muestra definida en este capítulo agrupa trabajadores ocupados de 28 aglomerados de Argentina que declaran un salario positivo, y en ese sentido no ha sido elegida de forma aleatoria de la población, ya que los asalariados se encuentran ocupados gracias a haber superado cierto proceso de selección laboral (Aliaga y Montoya, 1998)

Siguiendo a Tunali (1986), se puede extender el enfoque tradicional de Heckman a un modelo con regla de selección doble o en dos etapas. Un avance en el desarrollo de Tunali es que permite diferenciar explícitamente la probabilidad de participar en el mercado de la de estar

ocupado, algo que en los planteos de Heckman no está tan claro y que, por el contexto laboral de Argentina, resulta relevante identificar. Bajo esta extensión, a la ecuación de salarios se incorporan dos términos: el primero corrige por la participación en el mercado laboral (considerando aquellas personas que podrían no participar del mismo por razones que distan de ser aleatorias)<sup>93</sup>; el segundo corrige por la probabilidad de conseguir un empleo (tomando en cuenta la posibilidad de una selección entre aquellos que ofrecen su fuerza de trabajo. Las ecuaciones que expresan estas probabilidades se estiman mediante un modelo de probit bivariada que combina las siguientes ecuaciones, de participación en el mercado laboral (A4.4) y de empleo (A4.5):

***Ecuación A4.4***

$$p_{1i}^* = \beta_1' x_{1i} + u_{1i}$$

***Ecuación A4.5***

$$p_{2i}^* = \beta_2' x_{2i} + u_{2i}$$

---

<sup>93</sup> Entre otros determinantes de la participación laboral, la hipótesis del trabajador desalentado indica que los trabajadores "marginales" retiran su oferta de trabajo si consideran que la situación del mercado laboral es tal que reduce sus posibilidades de empleo (Beccaria y Orsatti, 1979). Por otro lado, la hipótesis del trabajador adicional modifica las condiciones del mercado laboral al incorporar trabajadores secundarios (por lo general mujeres), ante el desempleo de los jefes de hogar (Paz, 2001). Desde un enfoque de género, la participación femenina se encuentra condicionada por el nivel educativo, la planificación familiar, los niños y la cultura (Busso y Fonseca, 2015).

Siendo  $p_{1i}^*$  y  $p_{2i}^*$  probabilidades (no observadas) para el individuo  $i$  de participar en el mercado laboral y de tener empleo, respectivamente;  $\beta_j$ , vectores de coeficientes,  $x_{ji}$ , vectores de covariables y  $u_{ji}$  (para  $i=1,2$ ) términos de error con  $u_{ji} \sim N(0, \epsilon)$ .

Con las ecuaciones anteriores como condicionantes, la ecuación de ingresos se expresa en la ecuación A4.6. En ella se incluyen dos términos conocidos como inversas de ratios de Mills (IRM),  $\pi_{1i}$  y  $\pi_{2i}$ , los que actúan a modo de control del sesgo potencial por la probabilidad de participar del mercado laboral y de tener un empleo, respectivamente:

#### ***Ecuación A4.6***

$$y_{3i}^t = \beta_3^t x_{3i}^t + \gamma_1^t \pi_{1i}^t + \gamma_2^t \pi_{2i}^t + \sigma_3^t \vartheta_i^t$$

Sea  $x_{3i}$  un vector de covariables,  $y_{3i}$  como el vector de ingresos;  $\sigma_3$  un parámetro de escala desconocido; y  $\vartheta_3$  el término de error, la significatividad de los coeficientes  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  determinará la importancia de los potenciales sesgos en cada uno de los años analizados<sup>94</sup>. Las inversas de ratios de Mills (IRM) para cada regla de selección, se definen cada uno como el cociente entre la función de distribución acumulada y la función de densidad para la variable dependiente.

En base a este planteo metodológico, se adaptan las ecuaciones de participación y de empleo propuestas en Aliaga y Montoya (1998), combinadas mediante la función probit bivariada

---

<sup>94</sup> Cabe mencionar que la no corrección de la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes y de los errores estándar puede llevar a estimaciones inconsistentes de los coeficientes de correlación entre las ecuaciones del modelo (Moncarz, 2012). Si bien en este anexo no se corrigieron los errores estándar, se deja para avances subsiguientes aplicar una corrección alternativa propuesta por Newey y McFadden (1994).



<sup>95</sup>. La ecuación A.7 modela la probabilidad de participar en el mercado laboral en cada uno de los años objeto de estimación:

**Ecuación A4.7**

$$\begin{aligned} pea_i^t = & \varphi_0^t + \varphi_1^t \ln educación_i^t + \varphi_2^t \ln edad_i^t + \varphi_3^t \ln edad2_i^t + \varphi_4^t hijos_i^t + \dots \\ & \dots + \varphi_5^t h\_preescolar_i^t + \varphi_6^t jefe_i^t + \varphi_7^t v\_inadecuada_i^t + \dots \\ & \dots + \varphi_8^t ef\_riqueza_i^t + \varepsilon_i^t \end{aligned}$$

Se define a *pea* como la variable binaria (0,1) que indica si el trabajador participa en el mercado laboral (en calidad de ocupado o desocupado que busca empleo) y con ello integra la población económicamente activa; *educación*, *edad* y *edad2* indican los años de educación, la edad y el cuadrado de la edad (todos expresados en logaritmo natural), todas variables asociadas a la hipótesis del capital humano del individuo; *hijos* e *h\_preescolar*, el total de hijos del individuo y el número de hijos en edad preescolar (menores a seis años); *jefe* una variable binaria que indica si *i* es cabeza de hogar; *v\_inadecuada* la condición de vivienda inadecuada (definida en casos en que el grupo familiar vive en condiciones de hacinamiento, sin baño dentro de la casa y/o sin servicio de agua corriente); y *ef\_riqueza* como una medida de “efecto riqueza” (medido por la diferencia entre el ingreso total familiar menos el ingreso del individuo, dividido en el total de miembros de la familia. Finalmente, el término  $\varepsilon_i$  captura el error de estimación.

---

<sup>95</sup> Se trabajó alternativamente con especificaciones propuestas por Moncarz (2012), aunque éstas no tuvieron resultados significativos en todos los coeficientes de interés.

En cuanto a la condición de ocupado, que parte de la condición de participar del mercado laboral, se expresa en función de los siguientes determinantes:

***Ecuación A4.8***

$$\begin{aligned} ocupado_i^t = & \alpha_0^t + \alpha_1^t \ln educación_i^t + \alpha_2^t \ln edad_i^t + \alpha_3^t \ln edad2_i^t + \alpha_4^t hijos_i^t \\ & + \alpha_5^t h\_preescolar_i^t + \alpha_6^t jefe_i^t + \epsilon_i^t \end{aligned}$$

Además de las variables tradicionales asociadas al capital humano del individuo, se incluyen variables binarias que incorporan a modo de control la cantidad de hijos e hijos en edad preescolar y la condición de jefe de hogar. Ambas ecuaciones incluyen controles temporales y regionales para filtrar la variabilidad no observada en los otros determinantes.

En la tabla A4.14, a continuación, se presentan los resultados de las estimaciones correspondientes a la probabilidad de participar del mercado laboral y a la probabilidad de estar ocupado.

**Tabla A4.14**  
**Probabilidad de participar del mercado laboral (EC1) y de estar ocupado (EC2). Probit bivariada. Argentina (2004-2014)**

	2004			2009			2014		
	EC1	EC2	P(partic.=1, ocupado=1) (1)	EC1	EC2	P(partic.=1, ocupado=1)	EC1	EC2	P(partic.=1, ocupado=1)
Ln Educación (2)(3)	0.0242*** (0.001)	0.0262*** (0.001)	0.008*** (0.000)	0.0319*** (0.001)	0.0347*** (0.001)	0.011*** (0.000)	0.0370*** (0.001)	0.0381*** (0.001)	0.012*** (0.000)
Ln Edad	0.193*** (0.002)	0.194*** (0.002)	0.062*** (0.001)	0.210*** (0.002)	0.210*** (0.002)	0.066*** (0.001)	0.219*** (0.002)	0.221*** (0.002)	0.069*** (0.001)
Ln Edad <sup>2</sup> (4)	-0.00252*** (0.000)	-0.00245*** (0.000)	-0.0007*** (0.000)	-0.00265*** (0.000)	-0.00259*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.00271*** (0.000)	-0.00268*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Jefe de hogar	0.977*** (0.011)	0.906*** (0.010)	0.291*** (0.003)	0.850*** (0.009)	0.802*** (0.009)	0.253*** (0.003)	0.782*** (0.010)	0.750*** (0.010)	0.235*** (0.003)
Hijos	-0.0787*** (0.004)	-0.0630*** (0.003)	-0.020*** (0.001)	-0.103*** (0.003)	-0.0915*** (0.003)	-0.029*** (0.001)	-0.111*** (0.003)	-0.100*** (0.003)	0.006** (0.002)
Hijos preescolar	-0.0421*** (0.009)	0.00648 (0.009)	0.002 (0.003)	-0.0303*** (0.009)	-0.00716 (0.008)	-0.002 (0.003)	-0.00386 (0.008)	0.0190** (0.008)	-0.032*** (0.001)
Viv. inadecuada	0.0738*** (0.018)	-	0.001*** (0.000)	0.0342** (0.014)	-	0.000** (0.000)	0.0184 (0.019)	-	0 (0.000)
Efecto Riqueza (4)	-0.0001*** (0.0000)	-	-0.0000*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-	-0.000*** (0.0000)	-0.0000* (0.0000)	-	-0.0000* (0.0000)
Constante (5)	-2.897*** (0.043)	-3.451*** (0.042)	-	-3.403*** (0.038)	-3.769*** (0.038)	-	-3.797*** (0.039)	-4.138*** (0.038)	-
Correlación EC1-EC2		0.998 (0.000)			0.999 (0.000)			0.999 (0.000)	
Observaciones		108,844			132,439			134,494	

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) EC1=ecuación de participación en el mercado laboral; EC2=ecuación de empleo.; P(partic.=1, ocupado=1) = probabilidad conjunta de estar ocupado al participar del mercado laboral; (2) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. (3) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (4) Coeficiente de edad<sup>2</sup> (edad al cuadrado) y efecto riqueza más errores estándar aproximados a 4 decimales. (5) Se omiten variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

En la primera condición (EC1, participar del mercado laboral), todas las variables resultan significativas y muestran coeficientes con los signos esperados, a excepción de vivienda inadecuada y efecto riqueza (no significativos en el periodo 2014).

A partir de la sub-muestra de quienes participan en el mercado laboral, se estima la probabilidad de estar ocupado en (columnas EC2). Las variables muestran aquí también significatividad y signos esperados.

La probabilidad conjunta de participar del mercado laboral y a la vez estar ocupado, registra también coeficientes significativos estadística y económicamente para los años de educación, la edad, la condición de jefe de hogar y la presencia de hijos. En los tres primeros casos, las variables actúan como disparadores de mayores probabilidades, mientras la cantidad de hijos incide negativamente.

Finalmente, en la tabla A4.15 se muestran los resultados de la estimación por Heckman/Tunali. La ecuación de salarios incluye los términos asociados a las dos reglas de selección anteriormente presentadas: IRM1 ( $\pi_1$ ), término que corrige por participación en el mercado laboral e IRM2 ( $\pi_2$ ), término que corrige por condición de empleo.

**Tabla A4.15**  
**Ecuación de salarios. Regresión por filtro de sesgo sobre**  
**Heckman-Tunali. Argentina (2004-2014)**

	2004	2009	2014
Operativa (1)(2)	0.129*** (0.008)	0.149*** (0.007)	0.155*** (0.006)
Técnica	0.299*** (0.013)	0.284*** (0.009)	0.231*** (0.009)
Profesional	0.589*** (0.017)	0.535*** (0.012)	0.429*** (0.013)
Ln Educación	0.036*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.031*** (0.001)
Ln Edad	0.0022 (0.003)	0.001 (0.002)	0.002 (0.003)
Ln Edad <sup>2</sup> (3)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0001* (0.0000)
Hombre	0.088*** (0.008)	0.073*** (0.006)	0.086*** (0.005)
Formal	0.406*** (0.009)	0.436*** (0.008)	0.398*** (0.008)
IRM1 (participa) (4)	1.571*** (0.179)	1.526*** (0.182)	2.116*** (0.210)
IRM2 (ocupado)	-1.606*** (0.160)	-1.594*** (0.171)	-2.145*** (0.199)
Constante (5)	0.437*** (0.091)	0.659*** (0.065)	0.743*** (0.073)
Observaciones	20,846	31,797	33,003
R <sup>2</sup>	0.45	0.431	0.394

Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Notas: (1) Significación \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; (2) Errores estándar estimados vía Bootstrap (200 réplicas); (3) Coeficiente de edad<sup>2</sup> (edad al cuadrado) y error estándar aproximados a 4 decimales; (4) IRM<sub>1</sub>, IRM<sub>2</sub>= inversa de ratio de Mill, término de corrección de sesgo de selección (1 y 2); (5) Se omiten coeficientes de variables de control trimestrales, regionales y por rama de actividad.

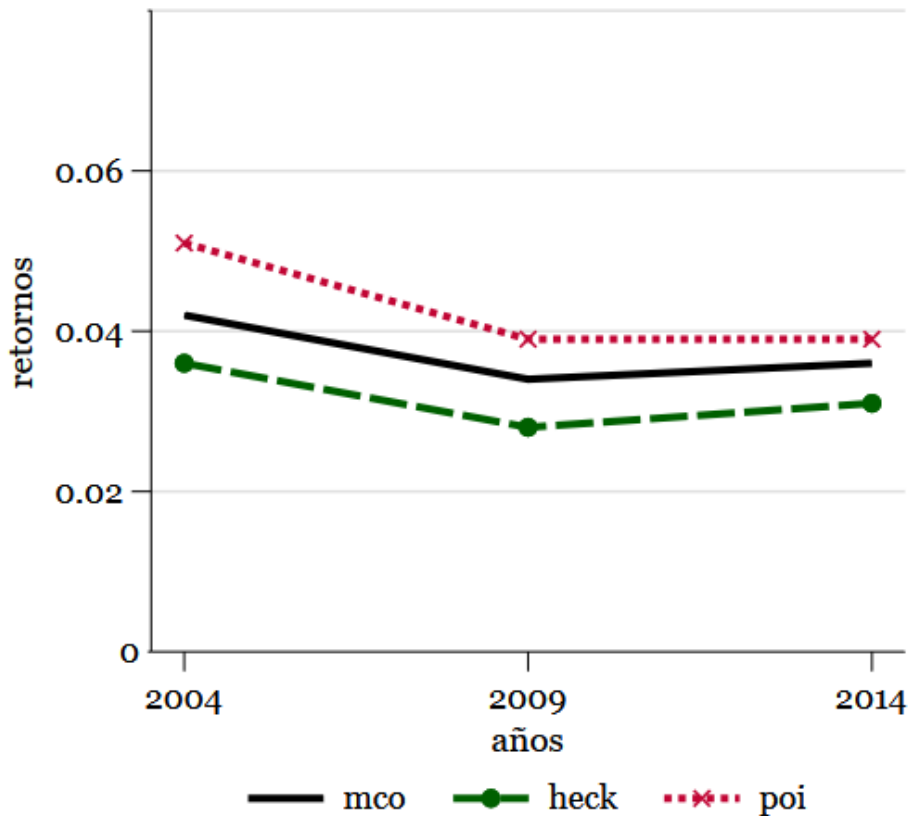
La tabla muestra que ambos términos de corrección del modelo, IRM1 e IRM2 resultan significativamente distintos de cero en todos los años estimados, lo que confirma la necesidad de controlar la estimación por las probabilidades de participar en el mercado laboral y de tener un empleo.

La evolución de los coeficientes se muestra acorde a lo descrito para los estimadores anteriores (PPML y MCO), con una leve caída en los retornos a la educación, por un lado y una tendencia contrapuesta entre los premios por calificación operativa y aquellos por calificaciones técnicas y profesionales, por el otro. En términos de las diferentes calificaciones, naturalmente se dan diferencias significativas entre sus retornos, diferencia que se ve reducida hacia el final del periodo estimado, por las razones indicadas.

### **Análisis Comparado. Las Tres Estimaciones de Mincer**

Los principales resultados de la estimación de los retornos a la educación y a las calificaciones ocupacionales por las tres técnicas de estimación analizadas pueden resumirse gráficamente en las figuras A4.5 y A4.6.

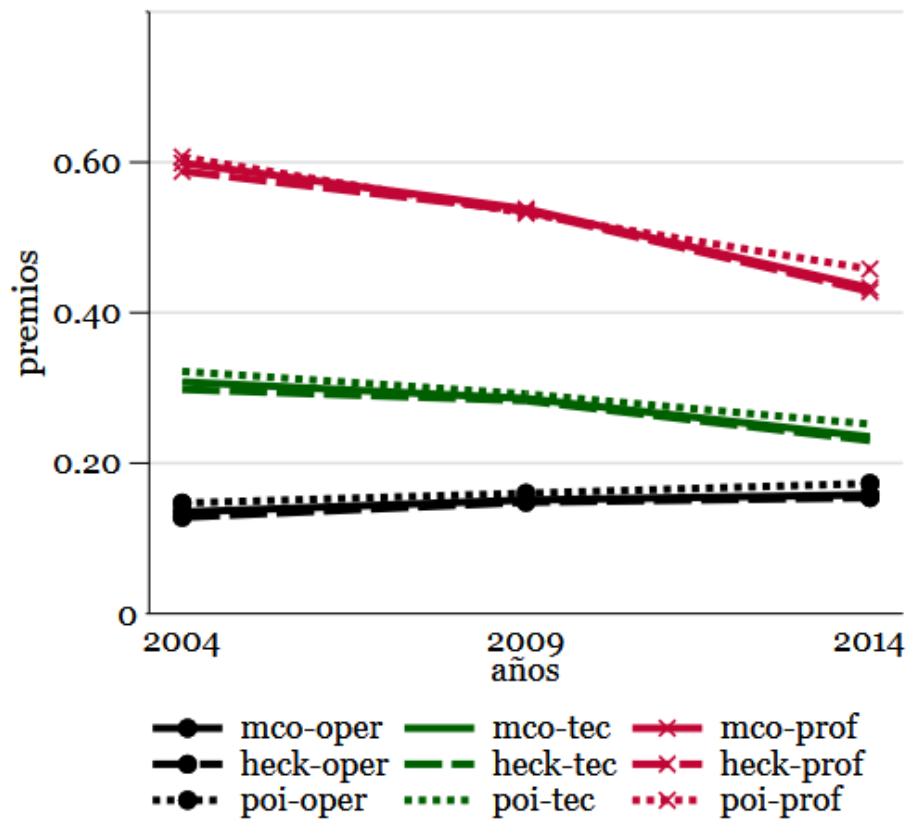
Figura A4.5  
Retornos a la educación por método de estimación  
Argentina (2004-2014)



Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Nota: (\*)  
mco=mínimos cuadrados ordinarios, heck=Heckman-Tunali,  
poi=Poison/PPML

Para los años de educación formal, tanto la técnica de Heckman/Tunali como MCO muestran retornos menores a los que plantea la regresión por Poisson. La posición relativa de este último en relación a mínimos cuadrados va en línea con los resultados de Card (2001). El autor, si bien estima efectos causales en el canal educación-ingresos con un modelo basado en la oferta educativa, concluye que la estimación por MCO subestima los retornos a la educación. En relación a la evolución temporal de los retornos, se repite en los tres casos la tendencia decreciente a largo plazo entre 2004 y 2014.

Figura A4.6  
Premios a las calificaciones ocupacionales por método de estimación. Argentina (2004-2014)



Fuente: elaboración propia con datos de la EPHC (INDEC). Nota: (\*)  
mco=mínimos cuadrados ordinarios, heck=Heckman-Tunali,  
poi=Poison/PPML; oper=operativa, tec=técnica, prof=profesional.

En cuanto a las calificaciones ocupacionales, las sendas convergentes en el pago por estos atributos no difieren sustancialmente entre las tres alternativas planteadas. Bajo los tres modelos las calificaciones profesionales y técnicas siguen siendo decrecientes en el periodo y crecientes las calificaciones operativas.



De la comparación de los resultados se concluye que el cambio en la metodología de estimación tiene impacto significativo sobre el valor de los retornos a la educación, aunque con resultados mixtos en el caso de los premios por calificación. Si bien en el caso de las primas por calificación ocupacional la figura A4.6 muestra curvas muy cercanas entre sí (por efecto de la escala gráfica), cabe testear estadísticamente si existen diferencias. Considerando que se trata de técnicas de estimación distintas, se utilizó el comando Stata SUEST (acrónimo de *seemingly unrelated estimations test* en inglés), combinado con un test F de medias posterior.

Los resultados indican, en el primer caso, que los retornos a la educación estimados por PPML/Poisson resultan significativamente mayores a los de MCO y que estos son superiores a los de Heckman/Tunali en todos los períodos. En el segundo caso, se verifican diferencias entre PPML/Poisson y MCO solo en los premios a la calificación operativa (siendo mayores los premios reportados en la primera), no encontrándose brechas significativas en las primas por trabajo profesional o técnico. En la comparación de las estimaciones MCO con Heckman/Tunali, las diferencias en favor de mínimos cuadrados resultan significativas en todos los niveles de calificación. Estos resultados siguen la línea de Gómez (2018), artículo en el que se estimaron retornos y premios para una muestra más reducida que la empleada en este capítulo, entendiéndose el análisis para todos los años entre 2003 y 2014.

Cabe mencionar que los premios salariales pueden estimarse sobre otras condiciones del trabajador, más allá de la educación o las calificaciones ocupacionales. Además, tal como se realiza en el cuerpo de la tesis, resulta relevante estimar estas primas tanto a nivel de la media de ingresos como también de sus distribuciones. Esto refuerza la necesidad de realizar estimaciones que modelen las variables salariales tratando de evitar la menor cantidad de sesgos posibles y ampliando la medida del salario para cubrir su distribución.

Las dos medidas alternativas al modelo de mínimos cuadrados ordinarios parten de las inconsistencias de la estimación log-linealizada desde dos enfoques diferentes. La alternativa

Poisson se enfoca en la heterocedasticidad de los datos como fuente que invalidaría la aplicación de MCO. Por su parte, el modelo de Heckman con doble regla de selección se basa en la distorsión que causan estimaciones basadas en muestras no aleatorias. Más allá de su punto de partida, ambas especificaciones alternativas de las ecuaciones de Mincer resultan un paso adelante en la correcta estimación de los coeficientes respecto del modelo básico de mínimos cuadrados. Sin embargo, y debido a su naturaleza puramente empírica, la significatividad del modelo con corrección de sesgo muestral resulta altamente dependiente de la particular especificación propuesta. En contraste a ello, se verifica la correcta especificación del modelo de Poisson para estimar la media condicional.

Si bien estas reflexiones se refieren a la aplicación particular de los tres modelos al caso argentino para los años 2004-2009-2014, se toma en consideración la utilidad que reporta el empleo de la distribución de Poisson para ecuaciones de Mincer, especialmente si el objetivo de las investigaciones en este campo es el análisis de valores centrales. Para tratamiento de datos de ingresos, que por su propia naturaleza son heterocedásticos, los métodos distributivos (ya sea vía regresión por cuantiles como a través de indicadores que capten la totalidad de las distribuciones de ingresos) resultan buenas alternativas de análisis. Una interesante línea de trabajo a futuro se plantea en modelos de regresión por cuantiles con filtro de sesgo de selección o de regresión por cuantiles sobre la distribución de Poisson. Avanzar en dichas líneas permitirá atender los sesgos planteados en este anexo en un contexto de análisis distributivo.

## Referencias

- Aliaga, R., y Montoya, S. (1998). Tasas de retorno a la inversión en capital humano. Argentina 1990-1998. *Revista Estudios*, 86, 95-117.
- Beccaria, L., y Orsatti, A. (1979). Sobre el tamaño del desempleo oculto en el mercado de trabajo urbano de la Argentina. *Desarrollo Económico*, 251-267. doi: <https://doi.org/10.2307/3466628>.
- Busso, M., y Fonseca, D. R. (2015). Female labor force participation in Latin America: Patterns and explanations. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*, (No. 187). Recuperado de [http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/doc\\_cedlas187.pdf](http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/doc_cedlas187.pdf).
- Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using Stata*, revised edition. StataCorp LP (pp. 688).
- Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5), 1127-1160. doi: <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00237>.
- Davidson, R., y MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and inference in econometrics*. OUP Catalogue. Oxford University Press (No. 9780195060119).
- Gómez, M. C. (2018). Returns to Education and Skill Premiums: Estimation and Biases Associated with the Case of Argentina. *Equidad y Desarrollo*, (30), 11-37. doi: <https://doi.org/10.19052/ed.4327>.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153-161. doi: <https://doi.org/10.2307/1912352>.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Human Behavior & Social Institutions National Bureau of Economic Research.

- Moncarz, P. E. (2012). Trade liberalization and wage premium in Argentina: the role of trade factor intensity. *The Developing Economies*, 50(1), 40-67. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2011.00154.x>.
- Newey, W. K., y McFadden, D. (1994). Large sample estimation and hypothesis testing. *Handbook of econometrics*, 4, 2111-2245. doi: [https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(05\)80005-4](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(05)80005-4)
- Park, R. E. (1966). Estimation with heteroscedastic error terms. *Econometrica (pre-1986)*, 34(4), 888.
- Paz, J. A. (2001). El efecto del trabajador adicional: evidencias para la Argentina. *Serie Documentos de Trabajo UCEMA*, (No. 201). Recuperado de <https://ucema.edu.ar/publicaciones/download/documentos/201.pdf>
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 31(2), 350-371.
- Santos Silva, J., y Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and statistics*, 88(4), 641-658. doi: <https://doi.org/10.1162/rest.88.4.641>.
- Santos Silva, J., y Tenreyro, S. (2015). PPML: Stata module to perform Poisson pseudo-maximum likelihood estimation: STATA Corp. LLC.. Recuperado de: <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s458102.htm>.
- Tunali, I. (1986). A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration. *Research in labor economics*, 8(Part B), 235-282.



## Conclusiones

Esta tesis doctoral se planteó como una integración de temáticas en principio independientes, pero que abordan el problema de la desigualdad entre los ingresos laborales.

Mediante la metodología de regresiones por cuantiles, se estimaron primas salariales por intensidad innovativa entre las firmas que registran esfuerzos de innovación. Se incluyeron también condiciones que potencialmente modificarían estas primas, definidas como las estrategias de inversión en tecnología y los sectores industriales según su intensidad factorial. El estudio se ubicó entre el año 2010 (para los esfuerzos de innovación) y 2012 (para el salario promedio por firma).

En términos de desigualdad, se analizaron varias dimensiones asociadas a las primas salariales. La ausencia de diferencias entre cuantiles del salario mostró que la desigualdad no está presente a lo largo de la distribución salarial “intra-industria”. Este resultado se dio para todos los modelos estimados. Sin embargo, sí se registraron brechas entre las firmas que más invierten en tecnología, y las que realizan esfuerzos moderados. Ahí, la brecha resulta mayor cuanto mayor es la inversión de quién realiza el esfuerzo.

Asimismo, el modelo que distingue la inversión en tecnología de acuerdo a una estrategia de inversión, da cuenta de que las firmas que invierten en bienes desincorporados para la innovación muestran las mejores tasas salariales (pudiendo darse el caso en el que solo inviertan en esfuerzos endógenos o los combinen con esfuerzos exógenos). Parece estar en la presencia de los primeros la razón que la asocia a los mayores salarios.

Por su parte, en el modelo que distingue intensidades sectoriales muestra que las primas por innovación resultan significativamente mayores en el sector difusor de conocimiento, respecto del intensivo en capital y recursos humanos. El sector trabajo intensivo registra también primas significativas a lo largo de la distribución. En ambos casos, el salario, con una mínima variabilidad, no permite distinguir entre correlaciones a distintos puntos de la distribución.

Por otro lado, bajo el eje de calificaciones, se estimaron primas sobre los salarios de los trabajadores en 2004, 2009 y 2014. En estos términos sí se observan diferencias intercuantílicas, revelando que sí opera esta dimensión de la desigualdad entre trabajadores.

La estructura de primas por calificación, con primas al trabajo profesional mayores a las del trabajo técnico y estas a las del trabajo operativo reflejan las brechas salariales entre las calificaciones ocupacionales. Hacia 2014, estas condiciones se vieron significativamente moderadas. Las desigualdades intercuantílicas se redujeron o desaparecieron, y las brechas por calificación también se contrajeron. Esto está registrado en Groisman (2014), Paz (2015) y Alejo Casanovas (2016), quienes argumentan que la acción de los sindicatos ha tenido una buena participación en la reducción de las diferencias por calificación, entre otras características individuales que dejaron de ser significativas. Si bien se puede plantear esto en términos de hipótesis al no incluir indicadores de sindicalización en el análisis, dicho fenómeno abre la puerta para indagar sobre la participación de estas formas institucionales de determinación del salario en relación con las primas por calificación y retornos educativos.

Por el lado de las diferencias por género, en lo que se tiene conocimiento, no se han podido identificar antecedentes de estimación de primas, lo que vuelve más valioso el análisis. Mientras los retornos a la educación registran mejores condiciones entre las mujeres que entre los hombres, contribuyendo a compensar al menos parcialmente la brecha salarial de género, en el caso de las calificaciones, la condición masculina registra premios mayores.

Las desigualdades también se expresan en el mercado laboral, con una estructura de primas al trabajador informal en menores valores que entre trabajadores formales. Además, la formalidad se asocia a la ausencia de desigualdad intercuantílica. El efecto del salario mínimo y el salario mínimo por convenio parecen operar en esa diferencia, si bien todo estudio del salario mínimo y, más todavía el efecto sobre el sector informal, queda fuera del alcance de esta tesis.

Si bien los enfoques adoptados en cada una de las partes sugieren cierta independencia respecto a los demás, las conclusiones a las que se ha arribado encuentran puntos de conexión, aun considerando que la unidad de análisis difiere en los ejes temáticos (desde desigualdad entre empresas a nivel de la industria a asalariados).

En términos de la evidencia obtenida, aún bajo el condicionamiento de la heterogeneidad estructural o de las conductas innovativas, la innovación se asocia a brechas salariales entre aquellos que logran invertir más en innovación y así lograr mejoras en el desempeño de las firmas. El análisis de las “islas” productivas tal como las describe Címoli (2005), dando cuenta de que la heterogeneidad tecnológica lleva a sectores cada vez más reducidos de la estructura productiva a profundizar sus brechas internas en relación al resto de los sectores, que se caracterizan por una muy baja productividad y condiciones de trabajo menos deseables. Como propuesta de política, resulta necesario entonces, orientar con instrumentos sectoriales los fondos públicos para incentivar la innovación en firmas con más eslabonamientos e interacciones en el tejido industrial, de forma tal de romper dicho círculo.

Por último, las conclusiones a las que se arriba permiten analizar distintas intervenciones posibles de política. En el ámbito de la innovación, se sugieren dos. La primera, vinculada a las condiciones de informalidad empresarial. Si bien todo registro de la informalidad permanece por fuera de los márgenes de este estudio, una política de registración de unidades productivas (en especial promoviendo mayor flexibilidad en la reglamentación hacia las PyMES) permitiría allanar el camino de las firmas hacia el financiamiento público de la innovación y las posibilidades



de proteger innovaciones con instrumentos formales (patentes o licencias) (Mauricio y Sandra, 2009; Narodowski, Panigo y Dvoskin, 2011).

La segunda, vinculada con lo anterior, la puesta en valor de los numerosos estudios sectoriales disponibles como insumo para la determinación de política brindaría los instrumentos para trabajar en función de objetivos específicos en torno al fortalecimiento de las capacidades innovativas en sectores estratégicos (por su participación en las cadenas globales de valor, el grado de absorción de empleo, el nivel de integración con otros eslabones de las cadenas de producción, entre otros factores).

Por el lado de las calificaciones laborales, se sugieren tres líneas en concreto. Primero, la introducción de la dimensión ocupacional permite incorporar otras herramientas de política pública enfocadas sobre el mercado laboral que exceden incluso las tradicionales recomendaciones en favor de una mayor calidad en la educación. Estas propuestas, si bien resultan valiosas y necesarias, son intrínsecamente beneficiosas en el largo plazo. Si el salario no solo depende de la educación, y se reconoce al mismo como un pago por las tareas realizadas en una ocupación determinada, se abre un abanico de políticas que mejoren el acceso de los trabajadores según sus CO a los empleos que las requieren (buscando mitigar posibles desbalances en las calificaciones y favorecer el flujo de información entre trabajadores y firmas atendiendo a necesidades en un mediano plazo).

Segundo, la evidencia de la segregación ocupacional por género derivada de la brecha identificada en las primas por calificación permite visualizar que buena parte de las políticas de igualdad de género deberían enfocarse en el aspecto laboral, con acciones positivas de intervención estatal que eviten el desigual acceso a ciertas ocupaciones o ciertas jerarquías. Las políticas de cupo femenino en ciertos sectores económicos impulsadas en países desarrollados pueden servir como guía a evaluar para incentivar una distribución de ocupaciones más equitativa y posiblemente más eficiente.

Tercero, la introducción de las CO en la determinación salarial permite enfocar el estudio de los aspectos distributivos y laborales hacia el mundo de las ocupaciones y las tareas de los trabajadores. Estas cuestiones son críticas si ha de pensarse una estrategia de desarrollo productivo y tecnológico que contemple una configuración factible del futuro del trabajo en Argentina.

A modo de cierre, corresponde dar cuenta de los aportes que esta tesis realiza al conocimiento en el área económica, los cuales pueden resumirse en cuatro aspectos. Por un lado, resulta el primer antecedente de estimación del vínculo entre la innovación tecnológica y la desigualdad salarial bajo la perspectiva neoschumpeteriana que pone foco en las firmas del sector manufacturero, conexión que se logra por medio de la teoría de salarios de eficiencia.

Por otro lado, los resultados de primas por innovación en sectores industriales permiten vincular el fenómeno de la heterogeneidad estructural propio de los sectores productivos insertos en un país latinoamericano con el fenómeno de la desigualdad salarial, conexión que la literatura estructuralista ha abordado de manera marginal hasta la fecha.

Además, el análisis comparado de la desigualdad asociado a las primas por calificación ocupacional, tanto en términos de género como de segmentos laborales, abre la puerta a futuros estudios sobre posibles brechas económicas en este campo. Con esta evidencia surgen nuevas preguntas relacionadas a los segmentos del mercado laboral y en lo referido a las calificaciones de los trabajadores.

Por último, la integración de distintas perspectivas teóricas como respuesta a preguntas relevantes que pueden hacerse en economía ha sido un desafío en sí mismo, si bien quien escribe considera lo valioso y necesario que resulta estudiar fenómenos económicos desde una visión pluralista que busque integrar ideas, conceptos e hipótesis para aplicarlos al estudio de la sociedad desde su dimensión material.

## Referencias

Alejo, J., y Casanova, L. (2016). Negociación colectiva y cambios distributivos en los ingresos laborales en Argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, (15), 65-97. Recuperado de: <http://ojs.econ.uba.ar/index.php/REPBA/article/view/1156>.

Card, D., Lemieux, T., y Riddell, W. C. (2018). *Unions and Wage Inequality: The Roles of Gender, Skill and Public Sector Employment* (No. w25313). National Bureau of Economic Research. Doi: <https://doi.org/10.1111/caje.12432>.

Cimoli, M. (ed.). (2005). *Heterogeneidad estructural, asimetrías tecnológicas y crecimiento en América Latina*. Santiago de Chile: Cepal, Naciones Unidas.

Acemoglu, D., Aghion, P., y Violante, G. (2001) Deunionization, Technical Change and Inequality. *Vol. 55. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (pp. 229-264). North Holland. doi: [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(01\)00058-6](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(01)00058-6).

## Anexo metodológico

### Regresión por cuantiles condicionales

Con el objeto de indagar sobre los aspectos distributivos, la metodología empleada sigue la técnica de regresiones por cuantiles condicionales, método usualmente empleado en contextos distributivos. En este modelo, los cuantiles son modelados en función de la distribución de las características observables de los individuos. A diferencia de mínimos cuadrados ordinarios (estimación de la media condicional), aquí la regresión opera sobre diferentes puntos definidos de la distribución (Koenker y Bassett, 1978). Siguiendo a Machado y Mata (2005), para cada  $\tau \in (0,1)$ , el  $\tau$ -ésimo cuantil de una distribución salarial dado el vector de covariables, puede modelarse en:

#### *Ecuación AM.1*

$$Q_{\tau}(w|x) = x'b(\tau)$$

Siendo  $b$  el vector de coeficientes de la regresión cuantílica. Además,  $w$  indica el salario horario en logaritmos y  $x$  el conjunto de atributos (incluyendo educación, edad, edad<sup>2</sup> y calificaciones ocupacionales). La estimación de  $b(\tau)$  se plantea como un problema de minimización:

**Ecuación AM.2**

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(w_i - x_i' b) \quad \text{con} \quad \rho_{\tau}(u) = \left\{ \begin{array}{ll} \tau u & \text{en } u \geq 0 \\ (\tau - 1)u & \text{en } u < 0 \end{array} \right\}$$

Este problema de minimización permite obtener un vector de coeficientes por cada cuantil estimado. La metodología permite estimar, si la cantidad de observaciones es adecuada, hasta 100 regresiones (una por cada percentil o cuantil).

A partir de las estimaciones de regresiones cuantílicas, es posible estimar regresiones por la diferencia de dos cuantiles. Esto es especialmente útil si se desea conocer si existen, entre los dos cuantiles estimados, diferencias significativas en los coeficientes, lo cual reflejaría cierta desigualdad entre los coeficientes de una misma variable a los dos puntos de la distribución estimada.

En particular, si se estiman test intercuantílicos para el rango intercuartílico, el planteo será el siguiente. Suponiendo un modelo de regresión cuantílica con dos covariables, estimado para el cuantil  $q$ :

**Ecuación AM.3**

$$Q_q(w|x) = a_q + b_{q,1}x_1 + b_{q,2}x_2$$

A modo de ejemplo, la regresión intercuantílica para el tramo q25-q75 será:

***Ecuación AM.4***

$$Q_{0.75}(w) - Q_{0.25}(w) = (a_{0.75} - a_{0.25}) + (b_{0.75,1} - b_{0.25,1}) x_1 + (b_{0.75,2} - b_{0.25,2}) x_2$$

Los coeficientes se definen, de esta manera como la diferencia entre los coeficientes entre ambos puntos del intervalo.

La variable dependiente en esta estimación es la diferencia entre los cuantiles del salario q25 y q75. Si el resultado de la estimación arroja coeficientes significativos, significa que hay diferencias entre los coeficientes en el rango intercuartílico. En cambio, si la estimación no arroja resultados significativamente diferentes a cero, siempre y cuando los respectivos coeficientes sean significativos, se entiende que los mismos no registran diferencias estadísticamente hablando.

Un aspecto favorable de la regresión por cuantiles es que, al no tratar con una medida resumen de la desigualdad, pueden desglosarse los efectos en distintos tramos de la distribución. Esto es posible gracias a la estimación intercuantílica, las que regresan las covariables respectivas contra la brecha entre dos puntos diferentes de la distribución de la variable de respuesta. De esta forma, se permite testear si existe un efecto diferencial significativo sobre distintos puntos de la distribución. Además, son especialmente útiles estimaciones con datos heterocedásticos o valores atípicos. Sosa Escudero (2005) sostiene que, en presencia de heterocedasticidad, el ajuste lineal de los datos hace que las rectas superiores tengan una pendiente cada vez mayor. En concreto, el efecto de una covariable sobre la variable de respuesta no será homogéneo. En este sentido, la media condicional que se obtiene la regresión lineal resulta un resumen bastante inexacto de

dicho efecto, y tiende a subestimarlos en la parte superior de la distribución condicional, y lo contrario por debajo.

Entre las desventajas, se considera el no tratamiento de los sesgos de selección, como también la condicionalidad a la distribución de características de la muestra. Al asumir exogeneidad en las variables, tampoco controla por potenciales sesgos de endogeneidad.

Alejo (2012) discute acerca de la conveniencia del empleo de metodologías con variables instrumentales (VI) para aplicar en métodos de regresión por cuantiles. El autor sostiene que suelen ser bastante ineficientes y no presentan diferencias significativas con las estimaciones originales, incluso logrando un cambio de nivel, aunque sin modificar el patrón de dispersión intercuantílica. A esto se suma la dificultad para obtener buenos instrumentos, algo frecuente en la metodología VI.

Existen algunas variantes de regresión por cuantiles. La regresión no condicionada, de la función de influencia recentrada (RIF) (Firpo, Fortin, Lemieux, 2009); Regresión por cuantiles con tratamiento de sesgo de selección (Buchinsky y Hahn, 1998)<sup>96</sup>; y también métodos para combinarlo con variables instrumentales (Chernoshukov, Fernandez Val, 2015).; con datos censurados (Abadie, Angrist, Imbens, 2002), a lo que se suma toda una familia de métodos de descomposición basados en regresión por cuantiles.

Por último, para las estimaciones empíricas de esta tesis se emplearon ambas alternativas de estimación. Y se procesó todo a través del programa Stata en su versión 16.

---

<sup>96</sup> Una alternativa que se está explorando para el análisis de los temas vinculados a esta tesis es emplear el método de Buchinsky y Hahn (1998), para el cual se requiere un algoritmo que resuelva la regla de selección. A la fecha, el algoritmo de Klein y Spady (1993) no ha podido ser implementado por la autora en este contexto, dada la exigencia a nivel computacional, si bien es una línea a desarrollar.

## Referencias

- Abadie, A., Angrist, J., e Imbens, G. (2002). Instrumental variables estimates of the effect of subsidized training on the quantiles of trainee earnings. *Econometrica*, 70(1), 91-117. doi: <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00270>.
- Alejo, J. (2012). Enfoques alternativos para el análisis de los cambios distributivos en América Latina [Tesis Doctoral, Universidad Nacional de La Plata).
- Buchinsky, M., y Hahn, J. (1998). An alternative estimator for the censored quantile regression model. *Econometrica*, 653-671. doi: <https://doi.org/10.2307/2998578>.
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., y Kowalski, A. E. (2015). Quantile regression with censoring and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 186(1), 201-221. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.06.017>.
- Firpo, S., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973. doi: <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>.
- Klein, R. W., y Spady, R. H. (1993). An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models. *Econometrica*, 61(2), 387. doi: <https://doi.org/10.2307/2951556>.
- Koenker, R., y Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 33-50. doi: <https://doi.org/10.2307/1913643>.
- Sosa Escudero, W. (2005) Perspectivas y avances recientes en regresión por cuantiles. En Marchionni, M. (Ed.). *Progresos en Econometría. Colección Progresos en Economía. Editorial Temas, Buenos Aires, 1*, 150.