

Tipo de documento: Tesis de Maestría



Departamento de Economía. Maestría en Economía Aplicada

Diferenciales salariales por afiliación sindical en Argentina: evidencia empírica en el período 2010-2021

Autoría: García Balus, Nicolás Alejandro

Año: 2024

¿Cómo citar este trabajo?

García Balus, N. (2024) "*Diferenciales salariales por afiliación sindical en Argentina: evidencia empírica en el período 2010-2021*". [Tesis de Maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella

<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13233>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la Universidad Torcuato Di Tella bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Argentina (CC BY-NC-SA 4.0 AR)
Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>

**Diferenciales salariales por afiliación sindical en Argentina:
evidencia empírica en el período 2010-2021**

Nicolás Alejandro García Balus

Director: Santiago Poy

Universidad Torcuato Di Tella

Departamento de Economía

Maestría en Economía Aplicada

Tesis para optar por el título de Magister en Economía Aplicada



**UNIVERSIDAD
TORCUATO DI TELLA**

Mayo 2024

Buenos Aires

Resumen

El objetivo general de esta tesis es evaluar el efecto de los sindicatos sobre la distribución de ingresos de la población urbana de la Argentina. A diferencia de trabajos previos en esta temática para la Argentina, en este caso se implementan distintas metodologías sobre una base de datos no explotada previamente, para un período de tiempo extendido. Utilizando datos de la Encuesta de la Deuda Social Argentina del Observatorio de la Deuda Social Argentina de la Universidad Católica Argentina, para el período comprendido entre el año 2010 y 2021 se estima el diferencial salarial asociado a la afiliación sindical entre los trabajadores asalariados registrados de la Argentina urbana. Mediante regresiones de mínimos cuadrados clásicos, controlando por características observables se halla un diferencial salarial medio de 4,8%. Al permitir la selección endógena en la decisión de afiliación sindical la prima salarial estimada asciende a 6,3%. Además, esta tesis encuentra evidencia que corrobora la hipótesis de compresión salarial como consecuencia del accionar sindical sobre los trabajadores sindicalizados. A través de regresiones por cuantiles se estima un mayor diferencial en la cola izquierda de la distribución de ingresos.

Abstract

This thesis aims to assess the impact of labor union on income distribution within the urban population of Argentine. Unlike previous work on this topic, this study implements different methodologies using an unexploited dataset. Using the Argentine Social Debt Survey conducted by the Argentine Observatory of the Social Debt at the Argentine Catholic University I estimate the union wage differential among formal employees between years 2010 and 2021. The ordinary least squares estimator yields an average union wage premium of 4.8%. Allowing for endogenous selection in the affiliation decision the estimate rises to 6.3%. Furthermore, this thesis finds evidence substantiating the wage compression proposition as consequence of the union activity among unionized workers. Using conditional quantile regressions that allows the effects of unionization to vary across the conditional wage distribution this study confirms that the wage premium intensifies among the poorer workers on the left tail of the income distribution.

Agradecimientos

Agradezco al Programa del Observatorio de la Deuda Social Argentina por haberme dado acceso a los datos de la Encuesta de la Deuda Social Argentina para realizar esta tesis. Además, quiero agradecer por haber sido un espacio de formación e investigación durante mi trayectoria en el mismo.

Agradezco a Agustín Salvia por sus comentarios a lo largo de este trabajo y por brindarme su apoyo en el marco de mi formación durante mi paso por el Observatorio de la Deuda Social Argentina.

También deseo agradecer especialmente a Ianina Tuñón por ser mi mentora y guiarme en mi formación académica, profesional y personal. Es Ianina quien ha sido un gran y fundamental apoyo en momentos especialmente importantes para mí.

Finalmente, deseo agradecer a Santiago Poy, quien ,además de ser el director de esta tesis, ha sido un gran compañero de trabajo en mi paso por el Observatorio. A través de incansables discusiones e incontables espacios de charla, intercambio y amistad, Santiago ha sido un pilar fundamental en mi formación profesional, un gran apoyo en mi desarrollo personal y siempre un punto focal de consulta en mi día a día. El desarrollo de esta tesis no habría sido posible sin la constante guía, insistencia y el detallado seguimiento de Santiago durante todo el proceso de investigación.

Índice

Resumen.....	2
Abstract.....	2
Agradecimientos.....	3
Índice.....	4
1. Introducción	5
2. Revisión de literatura	10
2.1 Los comienzos de la literatura sobre afiliación sindical	10
2.2 Sobre los mecanismos de funcionamiento y el accionar sindical	11
2.3 Evidencia reciente para países en desarrollo y América Latina	16
2.4 El sistema sindical en Argentina y evidencias de prima por afiliación	18
3. Metodología	23
3.1 Fuente de datos y estadísticas descriptivas	23
3.2 Estrategia empírica y metodológica	25
3.3 Sesgo de selección	30
3.4 Regresiones por cuantiles	33
3.5 Limitaciones de la estrategia implementada.....	34
4. Resultados.....	37
4.1 El diferencial salarial bruto y la hipótesis de la compresión salarial	37
4.2 El diferencial medio por mínimos cuadrados ordinarios	38
4.3 Efectos heterogéneos de la afiliación sindical	41
4.4 Selección endógena.....	43
4.5 El efecto de la afiliación sindical a lo largo de la distribución de ingresos	46
5. Conclusiones	50
6. Bibliografía	52
Anexo.....	56
A.1 Modelo sindical sencillo	56
A.2 Corrección de Heckman	57
A.3 Deflactor de ingresos y empalme de las series de datos	57
A.4 Transformaciones logarítmicas sobre los ingresos y sus implicancias.....	59
A.5 Heterogeneidad en los retornos.....	61
A.6 Figuras anexas	63

1. Introducción

A lo largo de la historia argentina los sindicatos han tenido un rol protagónico en el mercado de trabajo como agentes fundamentales en la negociación salarial colectiva. Esta tesis se centra en la capacidad de los sindicatos de fijar salarios por encima del salario de equilibrio competitivo. El abordaje de esta temática resulta de observar que los mercados de trabajo no se comportan de forma puramente competitiva, es decir, el salario de equilibrio no se determina exclusivamente a partir de interacciones entre la oferta y la demanda de trabajo, sino que existen agentes externos –entre otros, los sindicatos– que tienen la capacidad de fijar precios e influir en las reglas e instituciones que afectan tanto a la oferta como a la demanda de trabajo.

La literatura al respecto evidencia distintos mecanismos de acción mediante los cuales los sindicatos logran influenciar la determinación de los salarios. Es posible catalogar estos mecanismos entre aquellos “monopolísticos” y “competitivos” (Mincer, 1981). Entre los primeros se encuentran aquellos que fuerzan un salario por encima del nivel de equilibrio competitivo, tales como las reducción de la oferta laboral por parte de los sindicatos o las amenazas de huelga en las negociaciones colectivas. En la segunda categoría se pueden englobar aquellas actividades y reglas o condiciones laborales adoptadas y negociadas por los sindicatos que no resultan necesariamente incompatibles con la fijación competitiva de los salarios.

En esta misma línea, es posible distinguir dos caras de los sindicatos: la cara *monopólica*, asociada a su poder monopólico para elevar los salarios, y la cara de la *voz colectiva* o de *respuesta institucional*, encargada de representar a los trabajadores organizados. La principal diferencia con las empresas monopólicas es que los sindicatos, a pesar de tener poder de mercado, no fijan precios para maximizar beneficios¹, sino que negocian con los empleadores y las firmas para alcanzar niveles de salario, empleo y beneficios no salariales para sus miembros, los trabajadores. Basados en el problema del *free-rider* dentro de los sindicatos, Blakemore, Hunt & Kiker (1986) plantean la descomposición del diferencial de salario por sindicalización en dos componentes: el *efecto de negociación*, generado por el poder monopólico de los sindicatos para fijar salarios, y el *efecto de afiliación*. Este último se sustenta en la necesidad del sindicato de incentivar a los trabajadores incluidos en el convenio colectivo, pero no afiliados, a afiliarse. Para lograr esto, la forma más directa es que los sindicatos negocien salarios diferenciados para trabajadores afiliados y no afiliados.

Si bien estos modelos han sido desarrollados y testeados, en su mayoría, en países desarrollados, existen también algunas evidencias empíricas para América Latina que dan cuenta de resultados positivos de la sindicalización sobre los salarios. Trabajos como el de Arbache (1998) para Brasil, o Casoni et al (2002)

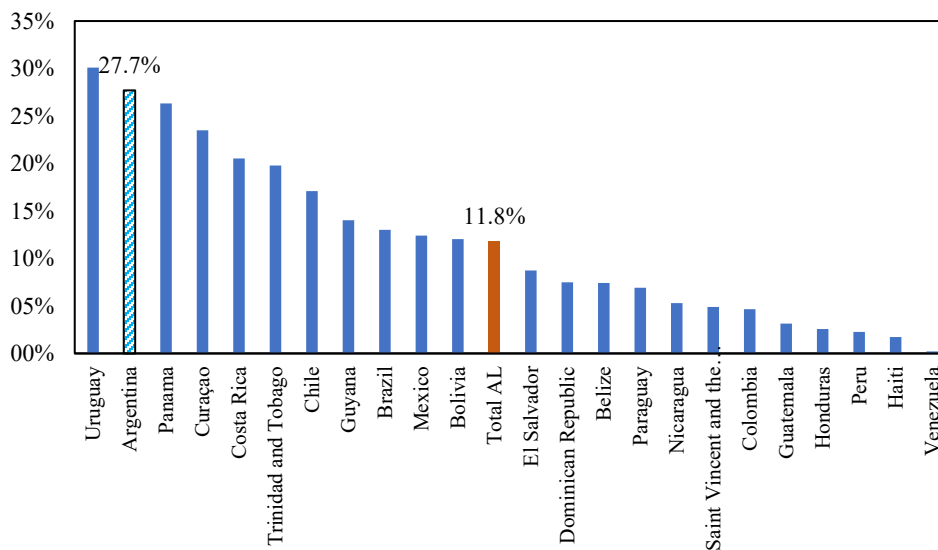
¹ Es posible pensar, sin embargo, en una función de beneficio sindical que dependa del nivel de empleo, salarios y otros beneficios recibidos por los trabajadores afiliados.

para Uruguay estiman un diferencial salarial de entre 5% y 7% aproximadamente. Otros resultados para Bolivia y Chile sugieren primas salariales de entre 0,12 y 0,14 puntos logarítmicos para Bolivia y Chile, respectivamente (Rios-Avila & Hirsch, 2012).

Para Argentina, los antecedentes empíricos son acotados, debido fundamentalmente a restricciones de las fuentes de datos disponibles. El trabajo reciente de Martínez Correa, Lombardo y Bentivegna (2018) halla evidencia de una brecha bruta de 0,15 puntos logarítmicos entre trabajadores afiliados y no afiliados, pero se limita al año 2015 en Argentina. Tomando en cuenta que la última década en la Argentina se implementaron políticas macroeconómicas de distinto signo, con consecuencias disímiles sobre la distribución del ingreso, la pregunta que orienta esta tesis es: ¿cuáles han sido los diferenciales salariales derivados del accionar sindical y qué efectos distributivos han provocado en la Argentina urbana entre 2010-2021? Para responder a esta pregunta, esta tesis se apoya en una fuente de información no explotada hasta el momento con esta finalidad, la Encuesta de la Deuda Social Argentina Serie Bicentenario y Serie Agenda para la Equidad (EDSA-BIC y EDSA-AE), relevada por el Observatorio de la Deuda Social Argentina de la Universidad Católica Argentina. Se trata de una encuesta de hogares y población que cuenta con aproximadamente 5.800 casos por año representativos de los hogares de aglomerados urbanos de más de 80 mil habitantes de la Argentina.

En la Argentina la presencia de los sindicatos ha sido fuerte durante toda su historia, con una tradición basada en sindicatos centralizados con negociación por rama de actividad, el país se sitúa entre las tasas de sindicalización más altas de la región, muy por encima del promedio (Figura 1).

Figura 1- Tasas de sindicalización en América Latina, en porcentaje.

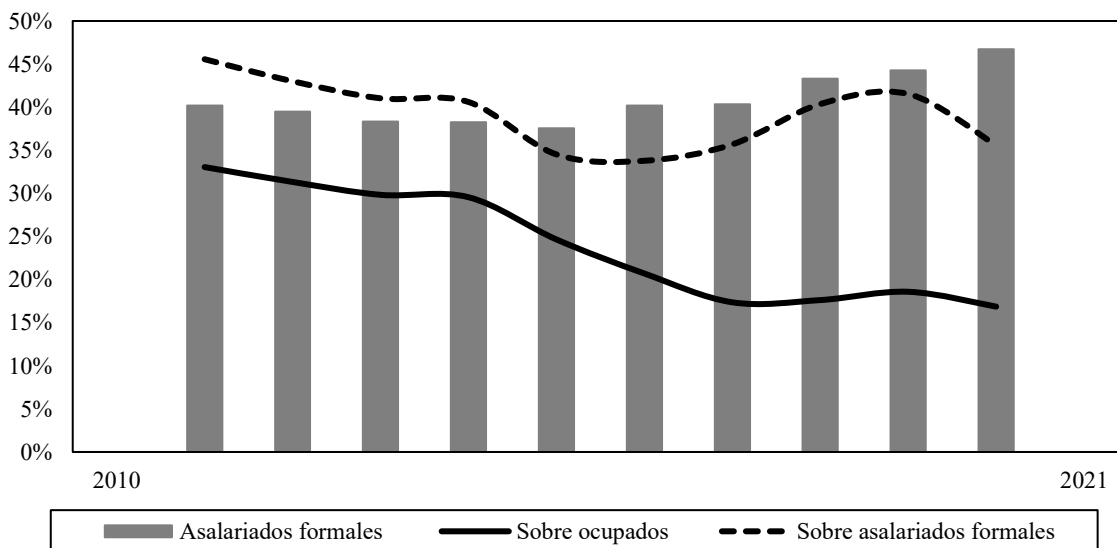


Fuente: Elaboración propia en base a datos de ILO-Stats.

El modelo sindical argentino, de forma similar al europeo, se conforma a partir de tres criterios: (1) unicidad sindical, (2) centralización de la negociación por rama de actividad, y (3) mecanismos de extensión a todos los trabajadores (Trajtemberg, 2009). Como se explica en el trabajo de Trajtemberg, Medwid & Senén González (2010) es posible distinguir tres niveles de centralización: a nivel de cada firma (descentralizado), por rama de actividad (centralización intermedia), o a nivel nacional (centralizada). Los factores jurídico-institucionales influyen en la estructura sindical del país mediante la determinación legal de los actores autorizados a negociar y la extensión y alcance de los acuerdos. En la Argentina actual el estado regula gran parte de la actividad sindical, la normativa vigente le brinda al estado la potestad de otorgarle el *monopolio de la representación* al sindicato con mayor cantidad de afiliados de cada rama de actividad, es decir, existe un sindicato con *personería gremial* centralizando así el poder de negociación frente a las empresas. Durante el período comprendido entre el año 2010 y 2021 se observa que la evolución de la tasa de sindicalización entre los ocupados ha disminuido. En la Figura 2 se puede ver una caída de 10 puntos porcentuales (pp.) de la tasa de afiliación sindical medida sobre los asalariados formales y una caída de 16 pp. si se lo mide sobre el total de los ocupados.

Figura 2 – Tasas de afiliación sindical en Argentina 2010-2021

Medias móviles de tres períodos

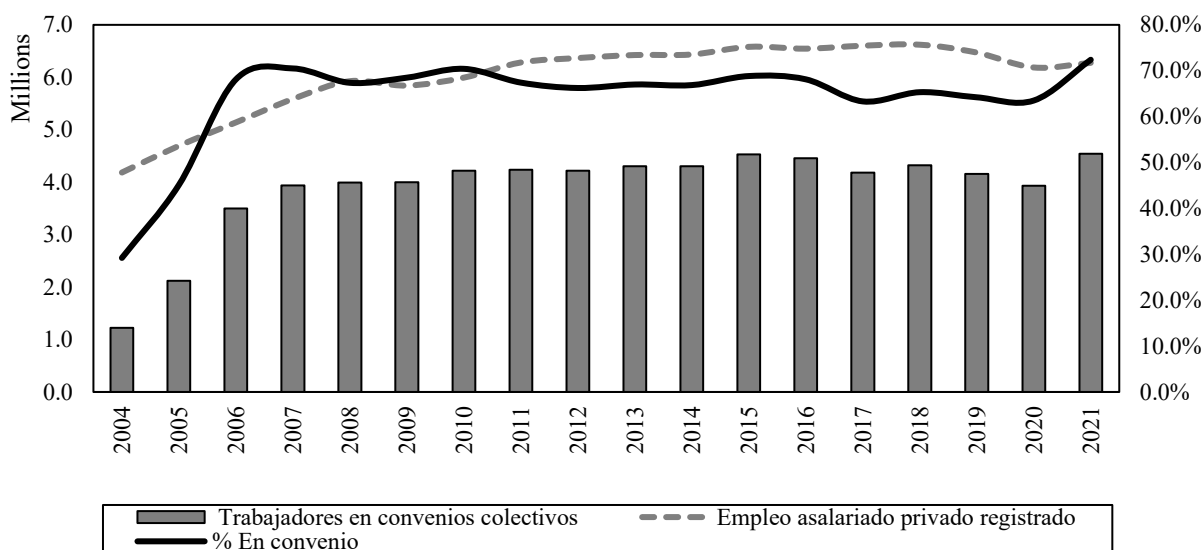


Fuente: Elaboración propia en base a la EDSA-UCA

El diseño institucional de la estructura sindical implica que lo negociado por el sindicato alcanza a todos los trabajadores formales conveniados de dicha rama independientemente de su condición de afiliación (Trujillo-Salazar, 2019). Tomando como fuente los datos del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) de la Argentina se puede ver que a lo largo del período estudiado la proporción de trabajadores enmarcados en convenios colectivos de negociación se mantiene estable en torno al 67% de

los trabajadores asalariados registrados²((Oaxaca, 1973) (Blinder, 1973) (Heckman J. , Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply, 1974) (Blanchflower & Bryson, 2002) (Hirschman, 1971)ver Figura 3). Esto, en conjunto con los las estimaciones previas a partir de la EDSA, permite calcular que aproximadamente el 60% de los trabajadores bajo convenio colectivo se encuentran sindicalizados durante el período estudiado.

Figura 3– Trabajadores alcanzados por convenios colectivos homologados y total de trabajadores asalariados registrados



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de MTEySS - Dirección de Estudios y Relaciones del trabajo

En esta línea, la principal hipótesis que orienta la tesis es que durante el período de estudio los sindicatos han operado sobre la distribución de ingreso generando dos efectos principales: (i) los trabajadores afiliados a sindicatos obtienen, en promedio, un salario superior al recibido por sus pares no sindicalizados. Además, (ii) las políticas promovidas y aplicadas por los sindicatos generan una distribución de salarios más uniforme a partir de la reducción de los retornos a las características sociodemográficas y ocupacionales de la población, disminuyendo así la dispersión salarial entre los trabajadores afiliados.

Contemplando el papel de los sindicatos en Argentina, este trabajo encuentra evidencia del poder de los sindicatos sobre la determinación de los salarios de los trabajadores formales y asalariados entre 2010 y 2021. Mediante modelos de regresión de mínimos cuadrados ordinarios y regresiones por cuantiles se estima que, únicamente considerando a los trabajadores formales y asalariados, y luego de controlar por

² Ver [Negociación Colectiva | Argentina.gob.ar \(trabajo.gob.ar\)](https://trabajo.gob.ar)

características observables, los trabajadores afiliados a sindicatos presentan un ingreso entre 3% y 6% mayor que los trabajadores no sindicalizados. El impacto estimado resulta coherente con los resultados hallados para países de la región. Además, se halla evidencia a favor de la compresión salarial generada por la disminución de la dispersión salarial entre los trabajadores sindicalizados. La estrategia de identificación se basa en una dummy por afiliación sindical.

La tesis se estructura de la siguiente forma. El segundo capítulo realiza una revisión bibliográfica de antecedentes relacionados con la estimación de brechas salariales por sindicalización situando un marco teórico para el análisis de este trabajo. El tercer capítulo explica detalladamente la metodología utilizada para la estimación de la prima salarial y se discuten las limitaciones de los modelos planteados. El cuarto capítulo expone los resultados alcanzados y se los discute en relación con la evidencia empírica existente para la región. La quinta sección corresponde a las conclusiones. La tesis también incluye cinco anexos metodológicos sobre las decisiones adoptadas.

2. Revisión de literatura

2.1 Los comienzos de la literatura sobre afiliación sindical

La literatura sobre las primas salariales por afiliación sindical comienza con el influyente trabajo de Lewis (1963) *Unionism and relative wages in the United States: An empirical Inquiry*, en el cual revisa los trabajos empíricos de principios del siglo XX acerca de la relación entre salarios y sindicalización. Este trabajo, además de revisar artículos previos, indaga en el efecto de la afiliación sindical sobre los salarios relativos, es decir, el salario percibido por determinados sectores y/o industrias en relación con el promedio de la economía. El objetivo era estudiar el efecto de los sindicatos sobre el salario relativo de un grupo de trabajadores; sin embargo, el interés no era comprender el efecto de la sindicalización de este grupo, sino el impacto que tenía la presencia sindical en toda la economía de los Estados Unidos sobre el salario relativo de un grupo en específico (Morris, 1966). Este trabajo es retomado, entre otros, por el mismo Lewis en sus artículos de 1983 y 1986, en los cuales revisa distintas alternativas de estimación de la brecha salarial entre trabajadores incluidos en los convenios colectivos y aquellos que no lo están para el período 1967-1979 a partir de encuestas de hogares para Estados Unidos. Sin embargo, se menciona que las estimaciones para el caso de la afiliación sindical no presentan variaciones relevantes. Lewis (1986) halla lo que considera un límite superior del diferencial salarial de aproximadamente 14%, lo que atribuye a los posibles (y probables) sesgos de variables omitidas en los que se incurre. Se argumenta que el potencial sesgo existente sería positivo debido al signo de la correlación entre las posibles omisiones, como calidad del trabajo y habilidad del trabajador, con la variable de estado de afiliación. Según se explica en el artículo, mayores salarios serán atractivos para trabajadores de mejor calidad, tanto debido a los incentivos por parte de los trabajadores como de la firma, ya que estas buscarán seleccionar a los mejores trabajadores para disminuir los costos laborales.

Como parte de su trabajo en el desarrollo de la literatura sobre el capital humano, Mincer (1981) continúa con el trabajo de Lewis a partir de estimaciones del diferencial salarial mediante ecuaciones de salarios, además de profundizar en las dinámicas de despidos y entrenamiento específico por parte de las firmas. El trabajo de Mincer (1981) constituye un antecedente directo para nuestros propósitos. Utilizando los controles habituales en la literatura de capital humano de Mincer (1974), el estudio utiliza datos de panel para trabajadores de Estados Unidos y estima la prima salarial a partir de observar el cambio en el salario de los trabajadores luego de sindicalizarse. Se hallan ganancias salariales de aproximadamente 15% para los jóvenes (menores de 30 años) y de entre 4% y 12% para los trabajadores de mayor edad debido a la afiliación. Sin embargo, estos resultados son válidos para los trabajadores que cambian de firma al sindicalizarse, mientras que en el caso de quienes se afilian sin cambiar de firma los incrementos salariales son menores. Otra cuestión no trivial en la estimación de la prima por sindicalización es la necesidad de

tomar en consideración el incremento salarial causado por el simple cambio de firma, incluso entre aquellos que no se sindicalizan. De tenerse en cuenta este incremento, el efecto estimado de la afiliación se reduce. En su trabajo, Mincer retoma de Lewis (1958) la dicotomización de los mecanismos de la actividad sindical entre aspectos monopólicos y competitivos del accionar de los sindicatos, tema que abordaremos más adelante.

Otro antecedente significativo es el estudio de Stewart (1983) para el Reino Unido. Se trata del primero en hacerlo a partir de microdatos de encuestas de trabajadores para dicho país. Estudios previos para el Reino Unido utilizaban datos agregados a nivel de industria y/o ocupación, lo que derivaba en problemas tales como la imposibilidad de distinguir diferencias en la prima por industria, la dificultad para incorporar controles ya que son limitados a un nivel tan agregado, además de excluir industrias pequeñas debido a la falta de información. Esto último incurre en sesgos debido a la correlación entre el tamaño de la industria y la densidad de la cobertura sindical. El trabajo de Stewart estima el diferencial salarial sobre la afiliación sindical, a diferencia de trabajos previos que se interesaban en el diferencial entre los trabajadores cubiertos por convenios colectivos de negociación. Esta distinción podría generar una menor prima salarial por afiliación, ya que se estima que el diferencial por cobertura por convenio tiende a ser mayor. Stewart (1983) halla un diferencial bruto de aproximadamente 20%; sin embargo, al permitir que las características de los trabajadores, y los retornos a las mismas, varíen entre afiliados y no afiliados, el diferencial neto atribuible a la sindicalización se estima en 7,7% con 5,5% y 10% como límites inferiores y superiores del intervalo de confianza.

En la sección siguiente se retomarán conceptos teóricos planteados por los autores acerca del mecanismo de acción de los sindicatos, por ahora nos limitaremos a repasar hechos estilizados sobre el diferencial salarial. Existe evidencia sobre la relación entre la magnitud del diferencial salarial y la proporción de trabajadores afiliados. A mayor grado de organización, mayores serán las primas salariales. Sin embargo, el grado de organización no es el único determinante de la magnitud del efecto sobre los salarios de los trabajadores. La prima salarial por afiliación será mayor cuanto mayor sea la capacidad de los sindicatos de presionar al alza los salarios, esto último depende estrechamente de la elasticidad entre la demanda de trabajo y los salarios. En industrias en las que el empleo sea menos sensible ante cambios en los salarios es esperable observar primas salariales mayores para los afiliados (Freeman & Medoff, 1984). En la siguiente sección se indagará con más profundidad en los diversos mecanismos capaces de generar diferenciales salariales por afiliación sindical y sus potenciales consecuencias sobre los mercados de trabajo y productos.

2.2 Sobre los mecanismos de funcionamiento y el accionar sindical

En la teoría económica sobre mercados de trabajo, y bajo el supuesto de mercados competitivos, la dispersión en la distribución de salarios en una economía suele explicarse fundamentalmente a partir de las

diferencias en las características observables de los trabajadores, tales como el nivel educativo y la experiencia laboral, así como también por características inobservables como la habilidad o la productividad. Estas diferencias se deben a que el factor trabajo no es un factor productivo homogéneo y varía entre individuos (Boeri & Van Ours, 2013). Partiendo de dicha base, agregar fricciones en los mercados de trabajo, y romper con los esquemas de mercados laborales competitivos, resulta una extensión lógica de los modelos clásicos. Entre las posibles extensiones de la literatura clásica de mercados de trabajo, la inclusión del accionar de los sindicatos como actores relevantes en los mercados laborales ha permitido estudiar su efecto sobre la determinación de los salarios, y los mecanismos mediante los cuales esto sucede.

Mincer (1981) retoma la idea de Lewis (1958) sobre la categorización de las acciones sindicales en dos grupos: monopólicas y competitivas. En la primera categoría se incluye, por ejemplo, la fijación de salarios por encima del equilibrio competitivo haciendo uso del poder monopólico de los sindicatos a través de restricciones a la oferta laboral y/o amenazas de huelga. Mientras tanto, la segunda categoría refiere a aquellas actividades y reglas o condiciones laborales adoptadas por los sindicatos que no son necesariamente incompatibles con los supuestos básicos de las teorías clásicas de los mercados de trabajo y la fijación de precios competitiva. En esta misma línea, es posible distinguir dos caras de los sindicatos: la cara *monopólica*, asociada a su poder monopólico para elevar los salarios, y la cara de la *voz colectiva* o de *respuesta institucional*, encargada de representar a los trabajadores organizados. La principal diferencia con las empresas monopólicas es que los sindicatos, a pesar de tener poder de mercado, no fijan precios para maximizar beneficios, sino que negocian con los empleadores y las firmas para alcanzar niveles de salario, empleo y beneficios no salariales para sus miembros, los trabajadores. Si se analiza desde la óptica del poder monopólico de los sindicatos, estos solo podrán subsistir en industrias donde las firmas no operen de forma competitiva en el mercado de producto, y/o donde existan firmas con ventajas comparativas en costos en relación con sus competidoras, ya que, de lo contrario, en mercados de producto de competencia perfecta, elevar los salarios por encima de los niveles de equilibrio competitivo derivaría en la desaparición de los mismos (Freeman & Medoff, 1984).

Los mecanismos de ajuste de mercado bajo los supuestos clásicos de competencia perfecta se basan en la libre entrada y salida de los agentes de la economía. Hirschman (1971) plantea que, en los mercados competitivos, la divergencia entre el deseo y la realidad es resuelta por los individuos mediante el ejercicio de su derecho de libre elección. En otras palabras, y ejemplificando una situación de los mercados laborales, ante desacuerdos entre empleado y empleador, el primero siempre tiene la capacidad de renunciar a su trabajo actual y buscar un nuevo empleo en otra firma. Así, el mecanismo de libre elección permite penalizar a los malos empleadores y premiar a los buenos. Bajo esta visión, la participación de instituciones laborales como los sindicatos resulta un impedimento para alcanzar el óptimo de Pareto de la economía.

Sin embargo, Freeman & Medoff (1984) explican que Hirschman (1971) propone un mecanismo de ajuste alternativo a la libre entrada y salida que opera en los modelos clásicos: la *voz colectiva*. Este concepto refiere a la idea de comunicar directamente las demandas, los deseos y las divergencias respecto de las condiciones actuales para poder llegar a un común acuerdo entre partes. La *voz*, en el mercado laboral, se plasma en la negociación entre empleados y empleadores para alcanzar condiciones de trabajo consensuadas en lugar de renunciar y buscar otro empleo, en las economías modernas son los sindicatos el vehículo natural para llevar a cabo la negociación colectiva entre ambas partes. Los autores mencionan dos razones principales por las cuales la negociación colectiva es necesaria y preferida a la negociación individual. Por un lado, una parte importante de los aspectos a negociar son bienes públicos, es decir, serán aprovechados (o no) y afectarán a todos los trabajadores de la firma o industria en cuestión, por lo que resulta relevante que todos los trabajadores tengan la capacidad de negociar democráticamente con los empleadores para alcanzar acuerdos óptimos para el conjunto.

Por otro lado, y quizás aún más relevante en el contexto de esta tesis, la negociación colectiva ofrece protección para el trabajador individual, protección que no logra mediante el accionar solitario en mercados no competitivos. Bajo competencia perfecta el trabajador tiene la capacidad de negociar y su protección se basa la posibilidad de renunciar y conseguir otro empleo a precios de mercado sin mayores impedimentos, sin embargo, sabemos que esta no es la realidad de la mayoría de los mercados de trabajo, por lo que la protección ofrecida por la negociación colectiva a la hora de plantear intereses en común, respaldado por la poder de negociación que ofrece un mayor número de trabajadores organizados resulta fundamental.

El análisis desde la cara monopólica de los sindicatos y en comparación con potenciales equilibrios de competencia perfecta, dejan en evidencia que las ganancias monopólicas de salario por parte de los sindicatos generan ineficiencia económica al incrementar el precio del trabajo por encima del equilibrio competitivo e inducir una menor cantidad de trabajo. Al desplazar los trabajadores de sector su producto marginal en el nuevo sector es menor que bajo el equilibrio competitivo (Freeman & Medoff, 1984). Sin embargo, estas ineficiencias surgen del planteamiento de un modelo básico de la maximización de beneficios del sindicalista, donde la función objetivo de este depende la cantidad de trabajo y los salarios, pero únicamente negociará este último componente.

Más recientemente, la literatura ha procurado adecuar estos modelos clásicos a la realidad actual de los sindicatos. Modelos extendidos proponen la posibilidad de *contratos eficientes*, donde los sindicatos no negocian únicamente por salarios, sino por canastas conjuntas de salario y nivel de empleo (Borjas, 2006). La literatura también aborda modelos más complejos donde la afiliación sindical es endógena, es decir, dependiendo de los resultados obtenidos por los sindicatos, la decisión de afiliación sindical de los trabajadores será variable.

Entonces, habiendo establecido que, en promedio, los sindicatos poseen poder de mercado suficiente para incrementar los salarios por encima de los equilibrios competitivos generando ineficiencias en la economía, es fundamental comprender cuáles son las posibles vías de acción, además de las ya mencionadas amenazas de huelga y restricciones de la oferta laboral como mecanismos de negociación colectiva.

La literatura explora otros posibles mecanismos mediante los cuales la afiliación sindical, y el accionar íntegro de los sindicatos en la economía, deriva en primas salariales para los trabajadores afiliados. Una potencial vía de acción es a través de los efectos indirectos sobre los salarios de los trabajadores no afiliados (Stewart, 1983). Si los sindicatos logran elevar los salarios por encima del nivel competitivo en determinadas industrias esto podría generar un exceso de oferta laboral (causado principalmente por una reducción en la demanda de trabajo) en estos sectores, derivando en un desplazamiento de la oferta laboral hacia industrias no sindicalizadas (o con un menor grado de organización). Esto concluiría eventualmente en un exceso de oferta de trabajo en estas industrias con mecanismos competitivos de determinación de salarios, presionando a la baja los salarios de los trabajadores no sindicalizados. Por otro lado, sin embargo, un efecto de sentido contrario actúa mediante el sistema de precios de los bienes. Costos de contratación más altos, derivados de salarios sindicales por encima del salario de equilibrio competitivo, pueden resultar en precios más elevados, generando una mayor demanda por bienes de industrias no sindicalizadas y, por lo tanto, aumentando la demanda de trabajo, y consecuentemente los salarios, de los trabajadores no sindicalizados (Stewart, 1983).

Desde otro enfoque Budd & Na (2000) indagan y testean distintos motivos que podrían ser causantes de una diferencia salarial entre trabajadores afiliados y no afiliados (ambos enmarcados en convenios colectivos de negociación). Uno de los argumentos fundamentales a la hora de comprender la discriminación salarial hacia los no afiliados se basa en el problema del “free-rider” o polizón, ya que los trabajadores cubiertos por convenio, pero no afiliados al sindicato, gozan de los beneficios obtenidos por el mismo, pero no enfrentan los costos de la afiliación ni contribuyen al objetivo de mantener una cierta cantidad de afiliados para mantener la personería gremial³, lo que constituye un fuerte incentivo a ser discriminado por los miembros afiliados. Basándose en estos principios Blakemore, Hunt & Kiker (1986) plantean la descomposición del diferencial de salario por sindicalización en dos componentes: el *efecto de negociación*, generado por el poder monopólico de los sindicatos para fijar salarios, y el *efecto de afiliación*. Este último se sustenta en la necesidad del sindicato de incentivar a los trabajadores incluidos en el convenio colectivo, pero no afiliados, a afiliarse. La forma más simple de internalizar la externalidad que representa

³ En Argentina la personería gremial se otorga al sindicato de mayor tamaño medido según su cantidad de afiliados. Solo existe un sindicato con personería gremial por rama de actividad, al cual se le otorga la potestad de negociar los aumentos salariales (Trajtemberg et al 2010).

un free-rider es negociar un salario diferencial para afiliados y no afiliados, sin embargo, esto es imposible debido a la ley. Un camino alternativo es la participación del sindicato en tareas y actividades que faciliten e incentiven la capacitación, el ascenso laboral y las oportunidades de sus afiliados, generando implícitamente un diferencial salarial para estos. Los resultados de las estimaciones realizadas en el trabajo de Blakemore et al (1986) arrojan resultados que indican un diferencial total de aproximadamente entre un 15% y 21%, el efecto negociación se estima en un rango de 5% a 12%, mientras que el efecto afiliación se encuentra entre el 6% y 13%.

Otro importante causante de las diferencias salariales entre trabajadores afiliados y no afiliados son las diferencias en las características de estos, tanto las observables como las no observables. Es posible que los sindicalizados exhiban mayores niveles de capital humano como resultado de los programas de capacitación y entrenamiento llevados adelante por los sindicatos. Además, en lo que respecta a las cualidades no observables, la motivación, la habilidad, el compromiso y la intención de permanecer en cierta firma o puesto, pueden correlacionar positivamente con la decisión de afiliación dando como resultado una brecha salarial con los trabajadores no sindicalizados (Budd & NA, 2000). Finalmente, el diferencial salarial por afiliación estimado por los autores se sitúa en el rango del 12%-14%, es decir, sobre el límite superior de la estimación de Blakemore et al (1986).

Bryson (2007) a partir de Blanchflower & Bryson (2002) agrega que es posible que la brecha salarial surja como consecuencia de la dinámica de los ciclos económicos, ya que los sindicatos limitarán la caída del salario real en tiempos de crisis, generando un diferencial respecto de sus contrapartes no cubiertas por convenios y/o no afiliadas.

Yendo más allá del objetivo básico de incrementar los salarios por encima del nivel competitivo, los sindicatos persiguen objetivos de reducción de desigualdad entre sus miembros. En línea con Boeri & Van Ours (2013), es esperable que los sindicatos busquen la implementación de políticas salariales igualitarias. De acuerdo con la teoría, los sindicatos reducirían la dispersión salarial al atenuar los retornos a las habilidades observables e inobservables. En concordancia con esta hipótesis, y al igual que Frandsen (2012), en dicho trabajo se halla evidencia que respalda el incremento de los ingresos en la cola izquierda de la distribución de salarios debido al efecto de los sindicatos, se verifica cierto grado de compresión salarial a partir del aumento de los salarios de los trabajadores menos calificados.

Habiendo estudiado los distintos mecanismos mediante los cuales los sindicatos tienen la capacidad de incidir en la distribución de ingresos la siguiente sección presenta la evidencia más reciente para los países en desarrollo, haciendo foco en América Latina.

2.3 Evidencia reciente para países en desarrollo y América Latina

Distintos métodos econométricos se han utilizado para identificar y estimar la prima salarial en la literatura sindical en países en desarrollo. En India, Bhandari (2010) estima las ganancias por sindicalización para los trabajadores formales e informales mediante una descomposición de Oaxaca-Blinder. La diferencia bruta en salarios arroja una brecha de 23,5% entre los trabajadores sindicalizados y no sindicalizados, sin embargo, aproximadamente el 60% de dicha brecha puede ser explicada a partir de las diferencias en las características observables de los trabajadores, lo que resulta en una prima salarial neta de entre el 8% y 16% dependiendo de la línea de base que se tome.

Si bien el trabajo de Bhandari (2010) permite descomponer la brecha salarial bruta en un componente de discriminación salarial (o prima por afiliación) y una brecha explicada por las características observables, no indaga en la concentración del efecto a lo largo de la distribución de ingreso. El estudio de Blunch & Verner (2004) utiliza regresiones por cuantiles permitiendo que el efecto de afiliación varíe entre los distintos cuantiles para comprender la incidencia de los sindicatos en la distribución. A partir de emparejar datos de encuestas de trabajadores y firmas para Ghana, los autores estiman distintos modelos cuantílicos, controlando por características observables, incluyendo variables que permiten controlar por efectos indirectos causantes del diferencial salarial. Específicamente, incluyen interacciones entre la variable de identificación sindical y los programas de entrenamiento, e interacciones con una variable del grado de sindicalización de la industria para controlar por potenciales efectos de derrame. Dependiendo de la especificación econométrica utilizada encuentran efectos de entre el 41% y el 16% para el decil más bajo de la distribución de ingreso. Si bien se toman los recaudos necesarios, los autores insisten en que, debido a la posibilidad de autoselección basado en inobservables, los resultados no deben ser considerados como una estimación causal.

La literatura existente para América Latina sugiere efectos positivos, aunque modestos, de la afiliación sindical. Entre la evidencia para Latinoamérica se encuentra el trabajo de Arbache (1998) para Brasil. Para el caso de los trabajadores hombres, semi calificados de la industria manufacturera de Brasil, halla una prima salarial por sindicalización en el rango de 4,8% a 7,2% del salario. Además, mediante una descomposición de varianza logra identificar que alrededor del 36% de la brecha salarial se explica por diferencias en características observables. A diferencia del común denominador de la literatura Arbache estima que la dispersión salarial para los trabajadores sindicalizados es mayor que para quienes no están afiliados, a su vez, la afiliación amplifica los retornos en lugar de aplanar la estructura, concordante con una mayor dispersión en los ingresos de este grupo. Mediante datos de panel para el período 1988-1995 Casoni et al (2002) aportan evidencia para Uruguay estimando un efecto del 7,5% de incremento de los salarios para los trabajadores sindicalizados.

Otras metodologías incluyen correcciones para solucionar el problema de la endogeneidad causado por la autoselección mencionada por Blunch & Verner (2004). Si bien este tópico se retomará posteriormente en la sección metodológica cabe mencionar que, por ejemplo, Landerretche, Lillo & Puentes (2011) intentan solucionar esto utilizando métodos de mínimos cuadrados en dos etapas usando datos de panel. En una primera etapa estiman una ecuación de selección para controlar por la endogeneidad de la decisión de afiliación, luego, en una segunda etapa estiman un modelo de efectos fijos por individuo, lo que permite deshacerse de la heterogeneidad no observada. A diferencia de otros trabajos, la estimación inicial arroja un diferencial salarial de 8% a favor de los afiliados, mientras que luego de corregir la endogeneidad la prima se incrementa hasta alcanzar el 20%. Además, encuentran impactos mayores en los trabajadores de menores salarios, consistente con la literatura previa.

Evidencia más reciente para Bolivia y Chile sugiere efectos positivos de la afiliación sindical. Estimaciones de la brecha salarial bruta, entre trabajadores afiliados y no afiliados, ronda el 27% para Bolivia y 24% para Chile. Sin embargo, al descomponer la brecha entre el “efecto estructura” (referente a las diferencias en coeficientes) y el “efecto composición” (referente a las diferencias en dotaciones), mediante regresiones RIF, la prima salarial estimada resulta en 0,116 y 0,139 puntos logarítmicos para Bolivia y Chile respectivamente (Rios-Avila & Hirsch, 2012). Al observar el efecto a lo largo de la distribución de ingresos destacan dos fenómenos: (1) En contraposición a la evidencia para los países desarrollados la brecha bruta presenta una leve tendencia incremental a lo largo de la distribución de ingresos, tanto para Bolivia como para Chile, (2) Si se observa el efecto estructura, el cual permite aislar de forma aproximada el efecto neto de la prima salarial generada por la sindicalización, se puede distinguir una tendencia de U invertida a lo largo de la distribución, con efectos mayores en el centro de la misma. Rios-Avila y Hirsch (2012) explican que esto puede deberse a una combinación entre la compresión salarial generada por los sindicatos y el sesgo de selección de ambos lados de la distribución. En esa línea, destacan que la autoselección entre los trabajadores puede no representar un problema al estimar el efecto de sindicalización en la media o la mediana de la distribución. Los autores concluyen que el poder de los sindicatos para incrementar los salarios y reducir la dispersión de ingresos entre trabajadores trasciende las diferencias económicas e institucionales entre países.

Si bien la mayor parte de la literatura sindical estudia los efectos de la afiliación sobre los incrementos salariales el reciente trabajo de Gutiérrez Rufrancos (2019) analiza, además, el impacto sobre los beneficios no salariales asociados a la afiliación. Trabajos anteriores como Mincer (1981) estiman el efecto sobre la tasa de renuncia, los beneficios complementarios y la capacitación recibida para los trabajadores de Estados Unidos. Utilizando datos de panel sobre las trayectorias laborales de los trabajadores durante el período 2005-2016, Gutiérrez Rufrancos (2019) estima las ganancias (pérdidas) salariales y no salariales asociadas

a afiliarse (desafilarse) un sindicato. La estimación de diferencias en diferencias sin controles arroja como resultado incrementos en los salarios y los beneficios no salariales como consecuencia de la afiliación sindical, y pérdidas en ambos aspectos para quienes dejan los sindicatos. La prima salarial por sindicalización se estima en torno al 3,7% y se intensifica para los trabajadores temporarios (21,4%) mientras que los beneficios no salariales (bonos, vacaciones pagas y pensiones) también reflejan ganancias de entre 3,8% y 13% dependiendo del tipo de beneficio. A su vez, la desafiliación refleja efectos no significativos sobre la pérdida de salario en la muestra general bajo la especificación original (aunque sí para los trabajadores temporarios y/o al realizar controles de robustez). Sin embargo, se estiman pérdidas notorias y significativas en los beneficios no salariales, principalmente en la incidencia de las vacaciones pagas.

2.4 El sistema sindical en Argentina y evidencias de prima por afiliación

Esta sección tiene como objetivo comprender la organización de la estructura sindical argentina en el período de estudio a partir de una breve revisión de la historia reciente sobre las instituciones laborales en el país. Luego se presentan antecedentes sobre la estimación de primas salariales por afiliación sindical para Argentina.

Siguiendo a Trajtemberg (2006) es posible diferenciar dos etapas de la negociación colectiva: una primera etapa entre 1953, año en que se sanciona la Ley 14250 (Ley de Convenciones Colectivas de Trabajo), hasta fines de la década de 1980. Durante esta primera etapa, explica Trajtemberg (2006), la negociación colectiva fue afectada por la crónica y constante inestabilidad institucional. La segunda etapa se puede identificar desde 1988 hasta la actualidad (aunque, debido a la heterogeneidad socioeconómica y política de esta etapa, es posible realizar cierta distinción entre los períodos 1988-2003 y desde 2003 hasta la actualidad). Desde 1988 hasta la actualidad la negociación colectiva se encuentra en plena vigencia institucional, sin embargo, durante la década de los '90 es posible dar cuenta de un fuerte cambio en la composición y objetivo de las negociaciones. Por un lado, la estructura de negociación se vio afectada, ya que las mismas pasaron a ser principalmente a nivel de empresa, no de rama de actividad, además, en cuanto al objetivo de los acuerdos y negociaciones, el contenido no refería a acuerdos salariales, sino que prevalecían las cláusulas de flexibilidad (Trajtemberg, 2011). Según Trajtemberg (2006), la postura adoptada por la mayoría de los sindicatos durante esta época consistió en mantenerse a la defensiva y ser renuentes a negociar condiciones nuevas de trabajo. Esta estrategia tendió a mantener las cláusulas de los convenios colectivos de trabajo negociados en otras épocas gracias a la vigencia de la ultraactividad⁴.

⁴ La ultraactividad de los convenios refiere a la permanencia de las reglas establecidas hasta tanto los mismos sean renovados total o parcialmente.

Cerrando la etapa de la década del '90, a principios de los 2000, la crisis del 2001-2002 comienza a dar lugar a una nueva etapa sindical. Por la crisis, el incremento del desempleo y la caída de la economía llevaron a las negociaciones colectivas a estar dominadas por acuerdos de procedimientos preventivos de crisis⁵. Las temáticas predominantes fueron los despidos de personas, las suspensiones y la reducción de remuneraciones y jornadas de trabajo. Luego de este proceso, la devaluación generó un cambio en precios relativos de los bienes y del empleo, abaratando el costo laboral y el precio de los bienes producidos localmente, impulsando la demanda interna y la contratación de mano de obra, fundamentalmente en el sector industrial. Las nuevas condiciones micro y macroeconómicas dadas derivaron en un impulso de la industria manufacturera lo que permitió al sindicalismo volver a armarse de poder y situar la temática de la negociación colectiva en torno a los aumentos salariales y la recuperación del salario real. En 2004 la sanción de la Ley de Ordenamiento Laboral le otorgó prioridad a la negociación de mayor cobertura de rama o de sector de actividad por sobre la negociación de empresa o de establecimiento. Resumidamente, la evolución de las distintas etapas se puede ver en el cuadro 2 expuesto en Trajtemberg, Medwid & Senén González (2010).

La forma de organización actual de la negociación colectiva en Argentina se puede describir a partir de lo explicado por Trajtemberg (2010, 2011). En el período actual, el Estado se sitúa como un actor principal en las relaciones laborales y entre empresarios, trabajadores y sus representantes sindicales. El Estado participa, por un lado, a través de la normativa que regula la actividad sindical y, por otro lado, garantizando la aplicación y el cumplimiento de la norma cuando alguna de las partes lo solicita. La intervención estatal en este ámbito se refleja claramente a través de la sanción de la Ley de Asociaciones Sindicales (Ley 23.551) en el año 1988, esta contiene dos elementos fundamentales para comprender el modelo sindical actual: (1) la personería gremial y (2) la homologación de convenios y acuerdos colectivos. La personería gremial refiere a la potestad que otorga el Estado al sindicato con mayor cantidad de afiliados de cada rama de actividad o empresa de tener el monopolio de la representación de dichos trabajadores. Es decir, el sindicato con personería gremial es el único autorizado para la firma de convenios colectivos, recaudar las cuotas sindicales a través de las retenciones de los empleadores y administrar sus propias obras sociales. Por otro lado, la homologación de los Convenios Colectivos de Trabajo (CCT) implica que el Ministerio de Trabajo (MTEySS) debe proceder al acto de homologación de estos para que estos se conviertan en un instrumento de cumplimiento obligatorio para sindicatos y empleadores que estén representados (Trajtemberg, Medwid, & Senén González, 2011)

⁵ El PPC constituye un instrumento creado en 1991, por la Ley de Empleo, que obliga a las empresas a informar con anterioridad a las autoridades laborales la aplicación de despidos o suspensiones y/o modificaciones en la jornada laboral de carácter colectivo por causas de fuerza mayor, económicas o tecnológicas, ofreciendo los elementos probatorios que consideren pertinentes (Trajtemberg, 2006).

Siguiendo a Trajtemberg et al. (2011) es posible mencionar el alcance *erga omnes* de los CCT como tercer elemento. Esto implica que la cobertura de los convenios negociados por los sindicatos se extiende a todos los trabajadores incluidos en los convenios colectivos de trabajo, independientemente de la afiliación gremial de los mismos.

Antes de analizar los grados de negociación de los CCT es clave repasar la lógica vertical del sindicalismo argentino. Es posible identificar tres grados de organización sindical según Trajtemberg et al (2011): sindicatos o uniones de primer grado, federaciones de segundo grado (conformadas por sindicatos), y confederaciones de tercer grado (formadas por federaciones). Los sindicatos y las federaciones tienen un rol central en la negociación de los CCT ya que son las que firman los mismos. Sin embargo, en Argentina, la CGT (Confederación General del Trabajo) es la confederación de tercer grado con personería gremial que representa la mayor cantidad de trabajadores. A pesar de que la CGT no negocia los salarios ni las condiciones de trabajo de manera directa, si tiene un rol importante en la escena política.

El grado de centralización de las negociaciones colectivas depende de factores estructurales, pero también de cambios político-económicos. Existen tres grados de centralización: (i) descentralizada, donde la negociación ocurre a nivel de las firmas o sindicatos locales, (ii) centralización intermedia, en estos casos la negociación se da entre sindicatos de rama de actividad y cámaras empresariales de dichas ramas y (iii) centralizada, donde el Estado interviene para lograr acuerdos a nivel de las cúpulas de confederaciones de trabajadores y empleadores. En la Argentina, a excepción del período de los años '90 donde la tendencia fue hacia la descentralización, la negociación es de centralización intermedia y, en el período actual, con tendencias hacia la centralización completa. Tanto la regulación del Estado mediante instituciones como el Consejo del Salario Mínimo Vital y Móvil, o la sanción de leyes como la Ley de Ordenamiento Laboral, como la existencia de un actor sindical organizado por rama de actividad y la organización vertical del sistema sindical, promueven la negociación centralizada.

Luego de haber analizado la estructura sindical argentina y haber recorrido brevemente la historia reciente de las instituciones laborales podemos revisar los antecedentes en la estimación de diferenciales salariales por afiliación sindical y negociación colectiva en Argentina. Cabe señalar que los antecedentes al respecto son escasos. Los trabajos más relevantes en esta temática son los de Casanova y Alejo (2015) y Martínez Correa, Lombardo y Bentivegna (2018).

Casanova y Alejo (2015) realizan sus estimaciones a partir de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), sin contar con una identificación adecuada de los trabajadores sindicalizados, por lo que aproximan el efecto de la negociación colectiva y el salario mínimo a partir de la clasificación de los trabajadores en siete categorías en función del potencial impacto que puedan tener en ellos las instituciones laborales. De los siete grupos conformados, únicamente dos de ellos están alcanzados por la negociación colectiva:

asalariados formales del sector público y asalariados formales del sector privado. Los autores encuentran evidencia que respalda el efecto de la negociación colectiva durante el período 2004-2012 en incrementar los salarios de los trabajadores formales en relación de dependencia y achicar la brecha con los trabajadores de altos ingresos no cubiertos por la negociación colectiva (patrones, directivos y cuentapropistas profesionales). Además, el efecto estructura, es decir, el cambio en la estructura de retornos a los activos personales es consistente con los efectos de la negociación colectiva entre los trabajadores cubiertos. Al reducir las diferencias entre los retornos a trabajadores de un mismo grupo se logra una distribución salarial más homogénea, reduciendo así la dispersión de ingresos entre los trabajadores cubiertos. Es posible identificar un efecto operativo sobre la conformación de los salarios entre los trabajadores cubiertos dado que el salario mínimo ha permanecido por debajo de los salarios mínimos de convenio, lo que permite dar cuenta de los resultados de la negociación colectiva a la hora de beneficiar a los más vulnerables (Casanova y Alejo, 2015).

Esto es consistente con los hallazgos de Martínez Correa, Lombardo y Bentivegna (2018), quienes estiman un impacto mayor en la cola izquierda de la distribución de ingresos, aproximadamente 0,11 puntos logarítmicos entre los deciles 10 y 25, lo que contribuye a disminuir la varianza y reducir los ratios intercuantílicos. A partir de los microdatos de la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES) para los años 2014-2015, mediante regresiones RIF, Martínez Correa et al. (2018) hallan una brecha bruta de 0,198 puntos logarítmicos entre trabajadores con y sin convenio colectivo para la media y, análogamente, una brecha bruta de 0,146 entre sindicalizados y no sindicalizados. Mientras que para el diferencial entre trabajadores con y sin convenio predomina el efecto composición para explicar la brecha bruta, entre los trabajadores sindicalizados y no sindicalizados la mayor parte del diferencial se explica mediante el efecto estructura, es decir, la diferencia en los retornos, reflejando una mayor discriminación salarial ante los trabajadores no sindicalizados. Este trabajo, en comparación al realizado previamente por Casanova y Alejo (2015), mejora la estrategia de identificación de los trabajadores bajo convenio colectivo y/o sindicalizados. La riqueza de los datos de la ENES, a diferencia de la EPH, permite conocer el estado de afiliación de cada trabajador de la encuesta, mejorando así la aproximación realizada por estudios previos a partir de la EPH. Sin embargo, un problema persistente en Argentina es que, debido a la escasez de datos, los análisis se limitan a datos de corte transversal, sin la posibilidad de utilizar datos de panel.

Una limitación de estos antecedentes es que, o bien cuentan con una estrategia de identificación indirecta, o bien deben limitarse a período puntual de tiempo con datos de corte transversal. En este sentido, la presente tesis se propone extender el análisis realizado por Martínez Correa et al (2018) a un período más extenso, dada la disponibilidad de una fuente de datos alternativa, aún no explotada para estas temáticas, la Encuesta de la Deuda Social Argentina (EDSA). Se trata de una encuesta llevada a cabo por el Observatorio

de la Deuda Social Argentina de la Universidad Católica Argentina (ODSA-UCA), para la que emplearemos microdatos del período 2010-2021.

3. Metodología

3.1 Fuente de datos y estadísticas descriptivas

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta de la Deuda Social Argentina (EDSA) del Observatorio de la Deuda Social Argentina (ODSA). La EDSA se puede dividir en dos series a su vez, la Serie Bicentenario que abarca del año 2010 al 2016, y la serie Agenda para la Equidad que se extiende desde el año 2017 al 2021. La serie Bicentenario utiliza como referencia el marco muestral del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas del año 2001, mientras que la serie Agenda para la Equidad se basa en el censo del 2010. Mediante ponderadores incluidos en las bases de datos de la EDSA es posible calibrar ambas series de datos al marco muestral del 2001 logrando que sean comparables ambos períodos de tiempo.

La EDSA es una encuesta de hogares que se realiza continuamente desde el 2010 una vez por año. Entre 2010 y 2015 se realizó durante el último cuatrimestre del año y, a partir de entonces, en el cuatrimestre comprendido entre los meses de julio y octubre. A través de un diseño muestral aleatorio estratificado cuenta con representatividad nacional urbana para 20 aglomerados urbanos de más de 80 mil habitantes. La EDSA se aplica aproximadamente 5.760 hogares por año en los que residen alrededor de 20.000 personas. Para los adultos de 18 años que responden la encuesta se aplican preguntas específicas sobre ocupación e ingresos que se emplean aquí.

A los propósitos de este trabajo la muestra fue restringida únicamente a los trabajadores asalariados y registrados⁶ de 18 años y más con horas trabajadas e ingresos positivos. Además, se decidió eliminar de la muestra las observaciones atípicas para evitar distorsiones, se optó por recortar la cola derecha de la distribución de ingresos de forma de descartar las observaciones extremas con ingresos por encima del percentil 99 (255 observaciones). La muestra final comprende un total de 14.983 individuos, con un promedio de 1.249 individuos por año entre el 2010 y 2021.

La Encuesta de la Deuda Social Argentina, a diferencia de otras fuentes de información, permite la identificación directa de trabajadores afiliados a sindicatos. Durante el período 2010-2016, la estrategia de identificación consistía en dos preguntas incluidas en el formulario: a) *La gente suele formar parte de diferentes “grupos o instituciones”. En los últimos 12 meses usted formó parte o participó de sindicatos/gremios/asociaciones profesionales?* b) *Respecto a su ocupación principal ... ¿Está usted afiliado a un sindicato por ese trabajo (en caso de ser asalariado) o a un gremio (cuenta propia, patrón o empresario)?* En la serie Agenda para la Equidad la estrategia de identificación se reduce únicamente a la pregunta b), por lo tanto, en este trabajo se construye una serie homogeneizada a partir de esta última

⁶ Siguiendo la literatura se consideran trabajadores registrados aquellos que realizan aportes al sistema jubilatorio.

pregunta. La encuesta, sin embargo, no permite la identificación de la población comprendida bajo convenios colectivos de trabajo lo que dificulta la discriminación del efecto generado puramente por la afiliación sindical y no por la pertenencia al marco del convenio.

Si bien la cobertura por convenio colectivo puede no ser de conocimiento del trabajador, la afiliación sindical si lo es, lo que permite una clara discriminación de los afiliados, minimizando el error de exclusión de dicho grupo, esta cuestión será abordada en más detalle en el apartado siguiente al discutir la estrategia empírica y metodológica.

En la tabla 1 se presentan estadísticas descriptivas de los afiliados y no afiliados, este último grupo, a su vez, se exhibe a partir de la muestra recortada (únicamente asalariados registrados) y en su totalidad.

Tabla 1 – Estadísticos descriptivos de los grupos
Sobre trabajadores asalariados formales

	No afiliado (*)	Afiliado
Salario mensual a precios 2021 (en logs) [¥]	11,15	11,22
Salario mensual a precios 2021	78.568	82.073
Mujer	40,0%	33,6%
Edad	38,3	39,6
Firma <= 5 empleados	18,7%	12,3%
Sector público	29,0%	36,6%
Educación		
Secundaria completa	77,5%	69,7%
Terciario - Universitario completo	31,9%	27,3%
Estrato Socio-ocupacional		
Medio profesional	22,3%	16,2%
Medio no profesional	44,4%	42,2%
Bajo integrado	28,0%	34,9%
Bajo marginal	5,3%	6,6%
Nivel socioeconómico		
Medio alto	45,6%	39,8%
Medio bajo	32,5%	35,3%
Bajo	15,6%	17,7%
Muy bajo	6,3%	7,2%
Región urbana		
CABA	20,1%	15,5%
Conurbano Bonaerense	41,5%	45,7%
Otras áreas metropolitanas	20,2%	21,9%
Resto Urbano del país	18,2%	16,9%
Población total	60,3%	39,7%

(*) Asalariados formales no afiliados

(¥) Debido a los altos niveles de inflación experimentados en la Argentina durante el período estudiado se optó por normalizar los ingresos y precios a valores del 2021 utilizando el IPC como deflactor.

Contrastando el período completo 2010-2021 se puede ver que los salarios de los afiliados son levemente mayores, 6% mayores aproximadamente, si se lo compara con los trabajadores no afiliados asalariados registrados. Dicha diferencia resulta estadísticamente significativa.

Los asalariados formales (incluyendo afiliados y no afiliados) representan un 40% de la población ocupada, estos perciben salarios hasta 53% mayores a los trabajadores no registrados. A su vez, si se considera el diferencial únicamente entre trabajadores sindicalizados y trabajadores no registrados, este se eleva a 57% aproximadamente. La alta proporción de la brecha salarial explicada por efecto de la formalización de los ocupados evidencia la necesidad de restringir la muestra con el objetivo de lograr aislar de forma precisa el impacto de la sindicalización en el salario de los trabajadores.

También se pueden observar diferencias significativas en características sociodemográficas como la composición por sexo y edad de los grupos, específicamente se registra una menor proporción de mujeres entre la subpoblación sindicalizada, al igual que un mayor promedio de edad. En lo que respecta a la composición por sector se puede ver que los trabajadores afiliados tienen mayor probabilidad de trabajar en firmas de mayor tamaño, y mayor probabilidad de trabajar en el sector público que los no afiliados. Asimismo, los trabajadores sindicalizados son menos educados considerando tanto el umbral de secundario completo como el de terciario o universitario completo. Como se verá luego, se comprueba que los sindicatos tienden buscar una distribución de ingresos más igualitaria entre sus miembros, esto se refleja en menores retornos a la educación y edad entre dicho grupo.

A continuación, se describe la metodología utilizada para la identificación del efecto de la afiliación sindical sobre los salarios, además, se discute la elección de la variable dependiente, así como también el vector de covariables de control utilizado.

3.2 Estrategia empírica y metodológica

Enmarcando este trabajo en la literatura sobre capital humano y siguiendo a Mincer (1974) se busca estimar el efecto de la afiliación sindical sobre el salario a partir de la construcción de ecuaciones mincerianas de salarios de la forma

$$W_i = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad [1]$$

Donde W_i es el salario mensual en logaritmos, U_i es una dummy que identifica a los trabajadores afiliados a sindicatos y X_i es un vector de covariables de control que permiten aislar el efecto de la afiliación sindical capturando los retornos del mercado a características observables. De esta forma es posible cuantificar el diferencial salarial generado por la afiliación a partir de δ , ya que es el efecto marginal de la afiliación.

La literatura discute sobre las implicancias de la elección de la variable dependiente, principalmente se debate entre la utilización de la variable de salario anual, mensual, semanal o salario por hora. Si bien trabajos anteriores optan frecuentemente por el salario semanal como variable de ingresos (Andrews, Stewart, Swaffield, & Upward, 1998), esto puede no resultar lo más adecuado para la Argentina. Como se explica previamente, el diferencial salarial que surge como consecuencia de la afiliación sindical se atribuye fundamentalmente al mayor poder de negociación por parte de los trabajadores afiliados y a la capacidad del sindicato de fijar salarios por encima de los niveles competitivos (Borei & van Ours, 2008). Por lo tanto, considerando que en la Argentina la negociación y determinación de los salarios ocurre principalmente de forma mensual, los argumentos para utilizar medidas anuales o semanales parecen irrelevantes. Por cuestiones de estabilidad de los ingresos y de las horas trabajadas se opta por utilizar el ingreso mensual en lugar del ingreso por hora⁷. Otro punto a tener en cuenta con relación a la elección de la variable de ingresos es la limitación que impone la EDSA para discriminar ingresos provenientes de la ocupación principal de ingresos provenientes de ocupaciones secundarias. Esto supone un problema ya que la condición de afiliación sindical refiere a la ocupación principal. Sin embargo, a partir de análisis realizados con la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) fue posible detectar que los ingresos provenientes de actividades secundarias representan un monto no significativo en el total de los ingresos laborales, específicamente, entre el 2% y 4% del total de ingresos laborales para los asalariados registrados.

La identificación del efecto de la afiliación sindical es una discusión recurrente y aún no saldada en la literatura relacionada. Es posible diferenciar dos problemáticas en simultáneo, por un lado, se da el debate sobre la a) diferenciación entre afiliación sindical y cobertura por convenio colectivo, mientras que en paralelo se aborda el dilema de la b) decisión de afiliación y las dificultades asociadas a la endogeneidad causada por la autoselección de los trabajadores sindicalizados.

La literatura relacionada se cuestiona sobre la utilización de las distintas variables existentes para estimar el efecto del poder de negociación de los sindicatos sobre el salario, sin embargo, la disponibilidad de datos constituye una de las principales restricciones a la hora de identificar los distintos grupos. Bajo disponibilidad perfecta de información de los individuos resultaría óptimo estimar un modelo incluyendo variables de cobertura por convenio colectivo y por afiliación sindical. En estos casos, la interpretación del diferencial estimado depende estrechamente de la especificación econométrica del modelo (Andrews, Stewart, Swaffield, & Upward, 1998). Siguiendo con esta lógica es posible plantear dos grandes líneas:

⁷ La EDSA, al igual que la mayoría de las encuestas de hogares, preguntan por la cantidad de horas trabajadas en la última semana. Esto, sin embargo, está sujeto a una gran variabilidad dependiendo de la respuesta obtenida (la contabilización de horas extra, ya sean pagas o no pagas, por ejemplo).

modelos de una única ecuación y modelos de dos ecuaciones. Los modelos de única ecuación consisten en la estimación de

$$\ln w_i = \alpha + \delta_1 U_i + \delta_2 C_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad [2]$$

De forma que

	$U=0$	$U=1$
$C=0$	0	0
$C=1$	δ_2	δ_1

Fuente: Adaptado de Andrews, Stewart, Swaffield, & Upward (1998).

Donde δ_2 representa el diferencial por cobertura de convenio colectivo, δ_1 el diferencial total de la afiliación sindical y, finalmente, la prima salarial generada únicamente por afiliación sindical se captura mediante $\delta_2 - \delta_1$. Los modelos de múltiples ecuaciones contemplan, en su mayoría, que ante la disponibilidad de ambos datos es posible estimar ecuaciones separadas según distintas combinaciones de $(U_i; C_i)$ para estimar diferenciales salariales permitiendo variación en los retornos de las X_i a través de las condiciones de cobertura. Este enfoque se utiliza habitualmente en descomposiciones econométricas a partir del método desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973).

En la Argentina la cobertura por convenio de negociación colectiva alcanza al 49,4% de los asalariados según la OIT⁸, la tasa de sindicalización de los asalariados, en base a la misma fuente, es del 27,7% para el 2014. Siguiendo a Martínez Correa, Lombardo, & Bentivegna (2018) la tasa de cobertura por convenio colectivo relevada por la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES) en 2014 alcanza al 41,9% de los asalariados privados, mientras que la tasa de afiliación sindical toma valores del 25,3% para el mismo universo. Por lo tanto, sería óptimo poder estimar la ecuación previamente definida (ecuación [2]), sin embargo, debido a la escasa disponibilidad de datos en el país, no se cuenta con datos de cobertura por convenio de negociación colectiva, es decir, que únicamente es posible estimar lo que la literatura denomina *diferencial total por afiliación sindical* y no la prima salarial generada únicamente por la afiliación asilando el efecto causado por la cobertura bajo convenio.

Con el objetivo de capturar más precisamente el efecto de la afiliación y no el diferencial total se limitó la muestra como se detalló previamente. Debido al alto grado de informalidad laboral entre los trabajadores asalariados del país, en el caso argentino el diferencial total no refleja únicamente el efecto convenio, sino

⁸ Los datos más actualizados son para el 2018 y se presentan en www.ilos.org/ilostat.

también el efecto formalidad si se lo estima sobre la base del total de asalariados. Sin embargo, partiendo de la premisa de que la formalidad laboral es condición necesaria, aunque no suficiente, para la afiliación sindical, el recorte de la muestra a la subpoblación de asalariados registrados resulta prudente y necesario.

El recorte de la muestra condiciona y altera la interpretación del diferencial salarial a estimar. Como mencionamos previamente, solo será posible estimar un aproximado del diferencial total por afiliación sindical, ya que el coeficiente que acompañe a la variable de identificación sindical estará capturando

$$E[Y_i | U_i = 1, \mathbf{X}, AR = 1] - E[Y_i | U_i = 0, \mathbf{X}, AR = 1]$$

Nótese que al recortar la muestra el efecto se condiciona únicamente a los asalariados registrados (*AR*). Además, es importante notar que el diferencial estimado debe ser considerado como un límite superior del efecto por afiliación debido a las restricciones enfrentadas. Bajo el supuesto de que todos los trabajadores asalariados registrados están alcanzados por los acuerdos logrados a partir de la negociación colectiva, la prima salarial estimada podría ser interpretada como el efecto de la afiliación sindical. Sin embargo, de existir trabajadores asalariados registrados no enmarcados en convenios colectivos de negociación salarial, es posible suponer que cierta proporción del diferencial observado sería explicado por el efecto convenio y no por el efecto sindicalización, reduciendo la brecha $\delta_2 - \delta_1$. A mayor proporción de trabajadores no enmarcados en convenios colectivos, mayor es la probabilidad de que la prima salarial estimada se deba a un efecto convenio y no a un efecto sindicalización.

Siguiendo la literatura precedente sobre diferenciales salariales por afiliación sindical y la referente a teorías de capital humano (Mincer, 1958; Becker, 1962) se incluye un vector de covariables necesarias para la apropiada identificación del efecto de afiliación.

Los controles utilizados son los habituales en la literatura sobre capital humano, en Mincer (1958), Becker (1962) y Mincer (1974), trabajos seminales en este aspecto, se desarrolla sobre la posibilidad de descomponer y explicar una proporción considerable de la variación salarial a partir de las características observables de los individuos tales como la edad, los años de educación y la experiencia laboral, entre otras. La literatura sobre primas salariales mediante la utilización de ecuaciones de salario utiliza habitualmente la edad, edad al cuadrado para capturar los efectos no lineales, variables de educación, experiencia laboral y rama de actividad. Además, a pesar de no haberse incluido inicialmente en la especificación del modelo de capital humano, usualmente se introduce una variable dicotómica de sexo del individuo para dar lugar a interceptos diferenciales contemplando la brecha de género.

En los países en desarrollo, además, el alto grado de informalidad laboral obliga a incluir dummies para capturar los diferenciales salariales debidos a la inserción en la economía formal (Trujillo-Salazar, 2019), (Poy, Salvia, & Donza, Heterogeneidad y fragmentación del mercado de trabajo (2010-2018)- 1a ed, 2019)]

sin embargo, en este trabajo se optó por un recorte muestral, tal como se explicó previamente. Otro factor de suma importancia en la Argentina es la diferenciación del sector público y el privado. Mientras que el empleo público representa aproximadamente un 18% del total de la población ocupada (Diéguez & Gasparin, 2016)⁹ al analizar la distribución entre sector público y privado de los trabajadores afiliados a sindicatos, más del 36% de los mismos se insertan en el empleo estatal¹⁰. Además, la incidencia de la sindicalización resulta mayor entre los empleados públicos que entre los trabajadores del sector privado, siendo hasta un 23% más alta (36,9% en el sector privado y 45,4% en el sector privado). Para aislar posibles efectos asociados a la mayor incidencia del empleo público se introduce una variable identificadora de empleados estatales en el modelo.

En su trabajo de 1998 Andrews, Stewart, Swaffield, y Upward destacan la importancia de incluir variables que controlen por el tamaño de la firma ya que se presenta una correlación positiva y significativa entre dicha variable, la tasa de sindicalización dentro de la firma y el salario percibido por los trabajadores¹¹. Por lo tanto, de no incluirse un control por tamaño del establecimiento, dada la estructura de correlaciones especificada, se incurriría en un sesgo positivo del estimador de la prima salarial debido a la omisión de variables. Siguiendo la especificación econométrica planteada previamente, es posible formalizar el problema como

$$W_i = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + \gamma F_i + \epsilon_i \quad [3]$$

Donde F es una variable indicadora del tamaño de la firma. En este contexto, bajo los supuestos clásicos de MCO, los estimadores serán insesgados siempre y cuando se cumpla la exogeneidad de los regresores, es decir,

$$E[\epsilon | X, U, F] = E[\epsilon] = 0$$

El modelo omitiendo F se puede escribir como

$$W_i = \tilde{\alpha} + \tilde{\delta} U_i + \tilde{\beta} X_i + \mu_i \quad [4]$$

⁹ 15% según estimaciones propias en base a la Encuesta de la Deuda Social Argentina para el promedio del período 2010-2021.

¹⁰ Nótese que debido al recorte de la muestra solo se consideran los trabajadores asalariados, excluyendo a los trabajadores autónomos contratados enmarcados en regímenes de monotributo que conforman el 33% del empleo público ([Los regímenes laborales en el Estado varían por organismo y naturaleza jurídica de cada programa o contrato \(cippec.org\)](#))

¹¹ Mientras que en las firmas pequeñas (5 o menos empleados) la tasa de afiliación es del 30%, en las firmas de mayor tamaño la tasa de afiliación asciende a 42%.

Con $\mu \equiv \gamma F + \epsilon$ de forma que si F no presenta correlación con los regresores el modelo seguirá bien especificado, sin embargo, si F se encuentra correlacionada con las variables explicativas (U, X) , entonces los estimadores de MCO no serán consistentes ni insesgados. Siguiendo el desarrollo de Wooldridge (2001) llegamos a que

$$\tilde{\delta} = \delta + \gamma \left[\frac{Cov(U, F)}{Var(U)} \right] \quad [5]$$

De los datos se desprende que $\gamma > 0$ y que $Cov(U, F) > 0$, por lo tanto, la omisión del tamaño de la firma llevaría a incurrir en sesgos positivos en el estimador de prima salarial.

Finalmente, se incluyen efectos fijos por año y región para controlar por la pérdida de salario real en un contexto sumamente inflacionario, y las diferencias salariales regionales a lo largo del país.

3.3 Sesgo de selección

El modelo implementado busca cuantificar las diferencias salariales entre los trabajadores sindicalizados y aquellos que no lo están mediante la estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de una ecuación de ingresos, tal como se expuso en la subsección previa. Sin embargo, la estimación de la ecuación de salarios [1] especificada presenta dos problemas principales:

- I. La conformación de una submuestra producto del recorte muestral realizado sobre los trabajadores asalariados registrados.
- II. La endogeneidad de la variable de afiliación sindical generada por la decisión individual de autoseleccionarse dentro de dicha categoría por parte de los trabajadores.

Ambos puntos hacen referencia a dos variaciones de un mismo problema: el sesgo de selección. En (I), si bien la submuestra se recorta intencionalmente a los propósitos de este estudio, ya que únicamente esta subpoblación tiene posibilidad de afiliarse debido a sus condiciones laborales, el recorte de la muestra impone que únicamente se observen los salarios de los trabajadores asalariados registrados y no de aquellos insertos en el sector informal o trabajadores autónomos. Esto no ocurre como resultado de un proceso aleatorio, sino de la autoselección de los trabajadores en cada sector como consecuencia de la maximización de su función de utilidad individual.

En el punto (II) se incurre en un problema similar al detallado previamente. La segmentación entre trabajadores afiliados y no afiliados no surge de una aleatorización, sino de un proceso de decisión individual, mediante el cual los agentes maximizan su función de utilidad de forma que aquellos quienes deriven mayor utilidad de la afiliación optarán por sindicalizarse, y quienes no se afilien será como consecuencia de que no es la decisión óptima bajo un esquema de maximización. A diferencia de lo

sucedido en el caso (I), los salarios de todos los trabajadores son observables (sindicalizados y no sindicalizados).

El trabajo de Heckman (1976), sobre la determinación de la oferta laboral de las mujeres, desarrolla un procedimiento para la corrección de los estimadores por MCO bajo autoselección de los individuos. Siguiendo el desarrollo de Heckman es posible entender que los trabajadores enfrentan la decisión de trabajar en el sector formal o informal (sindicalización o no sindicalización) mediante la maximización de su función de utilidad. Si bien dicha función no es observable, sí lo es el resultado de la decisión. Matemáticamente, supongamos la ecuación

$$z_i^* = \gamma H_i + \mu_i \quad [6]$$

Donde z_i^* representa la diferencia entre la utilidad de trabajar en el sector formal y el sector informal del individuo i , a su vez, H_i es un vector de covariables que explican dicha diferencia. La ecuación de interés, al igual que antes, es

$$W_i = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad [7]$$

Sin embargo, dado que el modelo solo se estima sobre la población formal asalariada, W_i se observa únicamente si $z_i^* > 0$. A pesar de que z_i^* no es observada, su versión binaria z_i sí lo es y asume valor $z_i = 0$ si $z_i^* \leq 0$ y valor $z_i = 1$ cuando $z_i^* > 0$. De esta forma, la ecuación [7] se presenta como

$$E[W_i|U_i, X_i, z_i = 1] = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + E[\epsilon_i|U_i, X_i, z_i = 1] \quad [8]$$

Asumiendo que los errores siguen una distribución normal bivariada de la forma $g(\epsilon_i, \mu_i)$ y utilizando los resultados de la esperanza condicionada de una distribución normal bivariada, entonces es posible reescribir la ecuación [8] como

$$E[W_i|U_i, X_i, z_i = 1] = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + E[\epsilon_i|U_i, X_i, \mu_i > -\gamma H_i]$$

$$E[W_i|U_i, X_i, z_i = 1] = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_u) \quad [9]$$

Donde $\beta_\lambda = \rho\sigma_\epsilon$, $\alpha_u = -\frac{\gamma H_i}{\sigma_\mu}$ y $\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi(\alpha_u)}{1-\Phi(\alpha_u)}$, siendo $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ las funciones de densidad y distribución de una variable normal estándar evaluadas en el punto de truncamiento estandarizado, es decir, donde $z_i^* > 0$ ($z_i = 1$)¹².

Luego, es posible estimar un modelo Probit para cuantificar los parámetros de la ecuación de selección y construir la inversa de la razón de Mills (λ_i) definida previamente. La misma es una función monótona decreciente de la probabilidad de que un individuo sea seleccionado en la submuestra (Heckman J. , 1979), en este caso, trabajar en el sector formal. La inversa de la razón de Mills, por lo tanto, se puede interpretar como la inversa de la probabilidad de pertenecer al sector formal en el modelo.

Heckman (1979) sugiere realizar un procedimiento en dos etapas que consiste en (1) estimar un modelo Probit para modelar la probabilidad de trabajar en el sector formal (en este caso) como función de ciertas variables explicativas de la decisión laboral utilizando el total de la muestra (formales e informales). Luego (2) a partir de los γ estimados de la ecuación de selección, es posible computar la inversa de Mills según lo explicado previamente.

A partir de la ecuación [9] queda claro que al estimar la ecuación únicamente sobre los trabajadores registrados asalariados sin ningún tipo de control sería el equivalente a un sesgo por variables omitidas al excluir $\lambda(\cdot)$.

En lo que respecta a la problemática de la endogeneidad en la afiliación sindical se utiliza el mismo método, llamado “funciones de control” en White & Raitzer (2017). Al igual que lo implementado para abordar la problemática del sesgo de selección generado por el recorte muestral, se plantea una ecuación de selección que define la elección de los agentes entre sindicalizarse y no hacerlo. Como se menciona previamente, la decisión de afiliación se dará cuando la utilidad derivada de hacerlo sea mayor que la utilidad de no sindicalizarse, formalmente

$$U_i = \begin{cases} 1 & \text{si } U_1(\cdot) > U_0(\cdot) \\ 0 & \text{si } U_1(\cdot) \leq U_0(\cdot) \end{cases}$$

Donde $U_1(\cdot)$ es la utilidad derivada de sindicalizarse y $U_0(\cdot)$ la de no hacerlo. Entonces, de forma análoga al problema anterior, es posible definir una ecuación donde $s_i^* = U_1(\cdot) - U_0(\cdot) = \omega K_i + v_i$ y, por lo tanto, $s_i = 1$ si $s_i^* > 0$ y 0 en caso contrario. De esta forma, la autoselección genera una sobreestimación del coeficiente de afiliación sindical de no corregir por la endogeneidad causada. Siguiendo a Greene (2000) el tratamiento de este problema se aborda de forma similar al anterior.

¹² Ver anexo para una descripción más detallada del método de Heckman (1979).

$$E[W_i|X_i, U_i] = \begin{cases} E[W_i|X_i, U_i = 1] = X_i\beta + \delta + E[\epsilon_i|X_i, v_i > -\omega K_i] & \text{si } U_i = 1 \\ E[W_i|X_i, U_i = 0] = X_i\beta + E[\epsilon_i|X_i, v_i \leq -\omega K_i] & \text{si } U_i = 0 \end{cases} \quad [10]$$

Entonces, es posible definir la esperanza matemática del salario de cada individuo como,

$$E[W_i|X_i, U_i] = \begin{cases} E[W_i|X_i, U_i = 1] = X_i\beta + \delta + \beta_\lambda \left[\frac{\phi(-\omega K_i)}{\Phi(\omega K_i)} \right] & \text{si } U_i = 1 \\ E[W_i|X_i, U_i = 0] = X_i\beta + \beta_\lambda \left[\frac{-\phi(\omega K_i)}{1 - \Phi(\omega K_i)} \right] & \text{si } U_i = 0 \end{cases} \quad [11]$$

Por lo tanto, el diferencial salarial se expresa de la siguiente forma

$$E[W_i|X_i, U_i = 1] - E[W_i|X_i, U_i = 0] = \delta + \beta_\lambda \left[\frac{\phi_i}{\Phi_i(1 - \Phi_i)} \right] \quad [12]$$

Donde ϕ_i es la función de densidad normal evaluada en ωK_i para el individuo i , y Φ_i la función de distribución acumulada de la normal evaluada en el mismo punto. De omitirse la corrección por autoselección en la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios original [7], entonces la diferencia capturada en [12] es estimada por δ . Sin embargo, debido a que se asume que todos los términos son positivos en [12], entonces en la estimación por MCO [7] se estaría sobreestimando δ . Nótese, además, que como $\beta_\lambda = \rho\sigma_\epsilon$, entonces a mayor correlación (ρ) entre los errores de las ecuaciones (ecuación de salarios y ecuación de selección), mayor será la sobreestimación de δ (Greene, 2000).

3.4 Regresiones por cuantiles

La estimación por MCO permite identificar el efecto promedio de la afiliación sindical sobre los salarios de los trabajadores formales asalariados, sin embargo, existe evidencia de que la sindicalización genera mayores impactos en la cola izquierda de la distribución de ingresos [(Martinez Correa, Lombardo, & Bentivegna, 2018), (Blunch & Verner, Asymmetries in the Union Wage Premium in Ghana, 2004)]. La literatura sobre primas salariales recurre a distintos métodos para identificar la asimetría del efecto a lo largo de la distribución de ingreso, en este trabajo se implementan regresiones por cuantiles con el objetivo de distinguir las diferencias existentes y testear si para el período estudiado los impactos de la afiliación son mayores entre los trabajadores de menores ingresos.

Mientras que la función de pérdida de la estimación por MCO consiste en la suma de los residuos al cuadrado, cuando la función de pérdida es sobre la suma del valor absoluto de los errores, el predictor óptimo es la mediana condicional de la distribución (Cameron & Trivedi, 2005). En el caso de la regresión por cuantiles, la función de pérdida es la suma asimétrica del valor absoluto del error, la misma asigna

distinta ponderación según si la predicción está por encima o por debajo del valor observado, por lo tanto, el estimador óptimo es el cuantil condicional. Entonces, para una variable continua y , el cuantil poblacional q es el valor μ_q tal que y es menor o igual que μ_q con probabilidad q , es decir,

$$q = \Pr[y_i \leq \mu_q] = F_y(\mu_q)$$

Y el cuantil condicional

$$q = \Pr[y_i \leq \mu_q | X] = F_y(\mu_q | X)$$

Formalmente, la regresión por cuantiles consiste en minimizar

$$\min_{\beta_q} \sum_{i: y_i \geq x_i \beta} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i \beta} (1 - q) |y_i - x_i' \beta_q| \quad [13]$$

Donde q es el cuantil de la distribución que se desea estimar. Nótese que, en este caso, los coeficientes β_q están indexados por el cuantil, indicando que para cada caso el efecto marginal estimado será distinto y no constante a lo largo de toda la distribución de la variable dependiente como en el caso de la estimación por MCO.

A partir de la estimación de la ecuación previa se puede encontrar el efecto marginal de la afiliación sindical sobre los salarios para distintos puntos a lo largo de la distribución condicionada de salarios. Permitirá hallar

$$\frac{\partial Q_q(W_i | U_i, X_i)}{\partial U_i} = \delta_q = \delta + \gamma Q_q(\varepsilon) \quad [14]$$

Donde el efecto de la afiliación sindical en cada cuantil q depende de un término fijo δ más un efecto aditivo que surge del efecto marginal sobre el cuantil del error condicional debido al término de heterocedasticidad aditiva presentado en el modelo (Cameron & Trivedi, 2005)

$$W_i = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = (\delta U_i + \beta X_i) \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim \text{iid}[0, \sigma^2]$$

3.5 Limitaciones de la estrategia implementada

Previo al análisis de los resultados obtenidos, es necesario reconocer ciertas limitaciones que los datos y la metodología planteada no podrán abordar. En primer lugar, tal como se mencionó anteriormente, la

identificación del efecto de afiliación sindical no es pura, es decir, a pesar del recorte muestral realizado sobre la población de trabajadores registrados y asalariados, no es posible asegurar que el efecto capturado por la variable de sindicalización pueda entenderse completamente como un efecto causal de la afiliación. Además, la falta de datos sobre la inclusión en convenios colectivos de trabajo no permite discriminar el aumento salarial generado por la negociación colectiva independiente de la afiliación sindical. La imposibilidad de identificar los trabajadores conveniados implica no lograr desagregar el efecto total de la sindicalización entre sus dos componentes (efecto convenio y efecto sindicalización), tal como se explica previamente.

En segundo lugar, se debe tener en cuenta la influencia de variables inobservables sobre el salario y sobre la decisión de afiliación, además de la decisión de participación en el mercado de trabajo formal. Desde el trabajo seminal de Mincer (1974) se ha estudiado y explorado la endogeneidad en la ecuación de salarios presentada bajo el enfoque de capital humano y sus problemas de estimación. Tal como se plantea en Heckman, Lochner & Todd (2003) en los modelos econométricos como el especificado en este trabajo, la ecuación de salarios a estimar presenta problemas de endogeneidad debido a la correlación existente entre el término de error de la ecuación, el nivel de educación alcanzado y el ingreso [ver Griliches (1977), Willis & Rosen (1979), Willis (1986), Card(1995), entre otros]. Este mismo problema se puede extender a la relación entre los ingresos, la decisión de afiliación sindical y los inobservables, contenidos en el error, que influyen ambas variables. Es posible que exista una motivación política, convicciones sociales y otros determinantes no observables que definan la decisión de afiliación sindical que no logran ser capturados en el modelo de la función de utilidad planteada, y posteriormente estimada mediante una regresión logística. Esto podría estar causando potenciales sesgos en los coeficientes estimados y, por lo tanto, en el efecto de afiliación sindical.

Un tercer punto a tener en cuenta es la falta de un modelo complementario que permita comprender de forma integral los beneficios laborales, extra-salariales, de la afiliación sindical.

Como una cuarta limitación de la estrategia empírica utilizada cabe destacar que, bajo la primera especificación econométrica de esta tesis, la estimación de la prima salarial por MCO impone una restricción de uniformidad de los efectos marginales a lo largo de toda la distribución de ingresos (Trujillo-Salazar, 2019). Si bien dicha limitación es superada mediante la implementación de regresiones cuantílicas al abandonar el supuesto de homogeneidad en los retornos, las regresiones por cuantiles condicionales (CQR) utilizadas en este trabajo implican que los coeficientes no pueden ser interpretados de manera global a lo largo de toda la distribución, ya que la relación entre la variable dependiente e independiente puede modificarse a través de los cuantiles (Trujillo-Salazar, 2019).

Finalmente, la calidad de los datos representa otra limitación importante. Si bien la encuesta utilizada para este trabajo cuenta con la variable de afiliación, la imposibilidad de controlar el efecto de convenio, y la falta de una estructura de panel robusta para controlar la heterogeneidad no observada en la decisión de afiliación constituyen limitaciones en la estrategia empírica.

4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las ecuaciones de salario estimadas para el caso argentino a partir de la Encuesta de la Deuda Social Argentina (2010-2021). En primer lugar, se analiza el diferencial salarial bruto entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados y se evalúa la hipótesis de compresión salarial. En segundo lugar, se analizan los resultados de la ecuación de salarios estimada por MCO para capturar el diferencial de salarios promedio de la distribución de ingresos entre los trabajadores registrados asalariados afiliados y no afiliados controlando por covariables. En tercer lugar, se estudian las diferencias entre las estructuras de retornos de trabajadores sindicalizados y no sindicalizados y la heterogeneidad del efecto de afiliación. En cuarto lugar, como se explicó previamente, debido a la autoselección que exhibe el modelo planteado, se implementan las correcciones correspondientes y se presentan los resultados de los modelos de probabilidad estimados para el trabajo asalariado formal y la decisión de afiliación, junto con la ecuación de salarios con ambos controles introducidos. Finalmente, para levantar el supuesto de uniformidad de los efectos marginales impuesto por MCO se presentan las estimaciones realizadas mediante regresiones por cuantiles.

4.1 El diferencial salarial bruto y la hipótesis de la compresión salarial

Una primera aproximación del diferencial salarial por afiliación sindical surge de estimar la diferencia en los log-ingresos entre grupos. Se trata de un análisis del diferencial salarial bruto, es decir, sin controlar por covariables. Al repetir este ejercicio para todos los años es posible hallar la evolución de la brecha bruta por afiliación.

Además de brindar información descriptiva de interés, los datos permiten poner a prueba la “hipótesis de la compresión salarial” mencionada, entre otros, por Mincer (1981), Stewart (1983) y, para el caso argentino, retomada por Alejo y Casanova (2015) y luego por Martínez Correa, Lombardo y Bentivegna (2018). Para capturar la magnitud de este efecto en una única medida se consideró el ratio de los coeficientes de variación de ambas distribuciones, ya que permite la comparación entre dos medidas estandarizadas de dispersión de la variable de ingresos. El indicador de compresión, al que denotamos con ρ , se puede formalizar del siguiente modo:

$$\rho = \frac{CV_U}{CV_{NU}} \quad [15]$$

Donde, CV_U es el coeficiente de variabilidad de los sindicalizados y CV_{NU} es el coeficiente de variabilidad de los no sindicalizados. De esta forma, un valor menor a 1 indica menor dispersión en los ingresos laborales de los trabajadores afiliados, y un valor mayor a 1 una dispersión mayor por parte de este grupo. Como se

ve en la tabla 2, el indicador de compresión salarial es consistentemente menor que 1 a lo largo de todo el período analizado, con excepción del año 2015. El promedio para el total del período es de 0,9.

La tabla 2 presenta los resultados de dicha estimación. Es posible notar que el diferencial salarial bruto se mantiene a lo largo de todo el período estudiado, aunque con variaciones significativas en su magnitud. La prima por sindicalización más alta es estimada en el año 2012, seguida por el 2012, 2011 y 2021 correspondientemente. Para el promedio del período el diferencial estimado es de 6,6%, este valor concuerda con los resultados estimados para la región (Arbache, 1998; Casoni et al, 2002; Landerretche, Lillo & Puentes, 2011; Gutiérrez Rufrancos, 2019).

Tabla 2 – Ingreso laboral a precios constantes del 2021 en logaritmos
Sobre trabajadores asalariados formales afiliados y no afiliados

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	Total
No afiliados*													
Media	11,22	11,26	11,23	11,22	11,20	11,15	11,21	11,26	11,06	11,06	11,05	10,90	11,15
SD	0,49	0,52	0,47	0,52	0,46	0,52	0,53	0,50	0,55	0,49	0,46	0,39	0,50
CV	4,4%	4,6%	4,2%	4,7%	4,1%	4,7%	4,8%	4,4%	5,0%	4,4%	4,2%	3,6%	4,5%
Afiliados													
Media	11,21	11,33	11,35	11,31	11,24	11,19	11,26	11,28	11,13	11,11	11,06	10,97	11,22
SD	0,43	0,45	0,42	0,44	0,42	0,53	0,47	0,42	0,49	0,43	0,44	0,37	0,46
CV	3,9%	4,0%	3,7%	3,9%	3,7%	4,7%	4,2%	3,7%	4,4%	3,8%	4,0%	3,4%	4,1%
Total													
Media	11,22	11,29	11,27	11,26	11,22	11,17	11,22	11,27	11,09	11,08	11,05	10,92	11,18
SD	0,46	0,49	0,46	0,49	0,44	0,52	0,52	0,47	0,53	0,47	0,45	0,38	0,49
CV	4,1%	4,3%	4,1%	4,4%	3,9%	4,7%	4,6%	4,2%	4,8%	4,2%	4,1%	3,5%	4,4%
Diferencial salarial	-1,5%	7,6%	12,7%	8,9%	5,0%	3,9%	5,5%	1,4%	6,8%	5,3%	0,8%	7,4%	6,6%
Compresión salarial	0,88	0,86	0,88	0,83	0,91	1,00	0,88	0,85	0,88	0,87	0,96	0,94	0,90

(*) Trabajadores asalariados registrados no afiliados.

4.2 El diferencial medio por mínimos cuadrados ordinarios

La estimación mínimo-cuadrática del modelo especificado en la ecuación [1] arroja como resultado un diferencial medio de 4,8% asociado a la afiliación sindical a lo largo del período evaluado (Tabla 3). En la Tabla 3 se puede apreciar como el efecto de prima sindical varía a medida que se incorporan covariables de control partiendo de un modelo básico (columna 1) que funciona como un test de diferencia de medias. Luego, la columna (2) incorpora efectos fijos temporales para aislar la influencia de las variaciones macroeconómicas sobre el salario a lo largo del período, además de una dummy para permitir interceptos diferenciales por sexo, y sucesivamente se van incorporando los otros controles especificados. En todos los casos el coeficiente δ que acompaña a la variable sindicalización es estadísticamente significativo con un p-valor inferior a 0,01.

Un análisis detenido de los coeficientes estimados en el modelo (5) permite ver que, para los trabajadores asalariados registrados del período 2010-2021, cada año extra de edad tiene un efecto positivo y decreciente sobre los salarios. Además, se puede observar que completar la secundaria aumenta el salario en

aproximadamente un 20% en relación con menores niveles educativos, mientras que terminar la universidad se asocia con salarios hasta 42% mayores aproximadamente. A su vez, trabajar en firmas pequeñas, de 5 o menos empleados, se asocia con menores niveles de salario, al igual que el trabajo en el sector público. Si se observan los distintos coeficientes de R^2 para los modelos estimados se evidencia que la incorporación de la edad y las variables educativas incrementan la capacidad explicativa de la variabilidad de los log-ingresos, ya que entre el modelo (2) y (3), al introducir la variable de edad, el coeficiente de determinación se incrementa de 0,02 a 0,11, y, entre el modelo (3) y (4), al sumar los controles por nivel educativo, el R^2 alcanza el 0,24. El modelo final (7) permite explicar el 27% de la varianza de los log-salarios.

Si bien el efecto de sindicalización resulta pequeño, el coeficiente es estadísticamente distinto de cero, lo que permite concluir que, condicionando en características sociodemográficas, la afiliación sindical genera un aumento promedio del 4,8% sobre los salarios de los trabajadores formales. Sin embargo, los resultados de la tabla 3 no incorporan en la especificación econométrica los controles por el sesgo de selección previamente discutidos en el capítulo anterior.

Tabla 3 – Estimación por MCO del efecto de la afiliación sindical
Sobre trabajadores asalariados registrados

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Afiliación sindical	0.0641***	0.0559***	0.0241**	0.0484***	0.0379***	0.0411***	0.0483***
	(0.0121)	(0.0120)	(0.0116)	(0.0105)	(0.0106)	(0.0105)	(0.0103)
Sexo (Mujer)		-0.130***	-0.141***	-0.219***	-0.212***	-0.207***	-0.213***
		(0.0134)	(0.0125)	(0.0114)	(0.0113)	(0.0115)	(0.0111)
Edad			0.0355***	0.0281***	0.0268***	0.0275***	0.0292***
			(0.00450)	(0.00354)	(0.00352)	(0.00349)	(0.00327)
Edad ²			-0.000335***	-0.000251***	-0.000235***	-0.000240***	-0.000264***
			(5.61e-05)	(4.30e-05)	(4.29e-05)	(4.24e-05)	(3.93e-05)
Secundaria completa				0.233***	0.227***	0.229***	0.207***
				(0.0128)	(0.0128)	(0.0128)	(0.0126)
Terciario – Universitario completo				0.479***	0.462***	0.472***	0.414***
				(0.0151)	(0.0150)	(0.0154)	(0.0151)
Firma ≤ 5 trabajadores					-0.136***	-0.144***	-0.149***
					(0.0143)	(0.0148)	(0.0143)
Sector público						-0.0426***	-0.0424***
						(0.0128)	(0.0124)
Aglomerado urbano (Ref=CABA)							-0.213***
Aglomerado (Conurbano Bonaerense)							(0.0181)
Aglomerado (Otras grandes áreas)							-0.242***
							(0.0171)
Aglomerado (Resto urbano)							-0.169***
							(0.0185)
Afiliación (variable alternativa)							
Constante	11.15***	11.20***	10.44***	10.38***	10.43***	10.43***	10.59***
	(0.00846)	(0.00884)	(0.0915)	(0.0726)	(0.0721)	(0.0715)	(0.0679)
Observations (N)	14,894	14,894	14,894	14,894	14,893	14,893	14,893
R-squared	0.004	0.021	0.113	0.235	0.245	0.246	0.274
Solo asalariados	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Solo registrados	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Control por años	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.3 Efectos heterogéneos de la afiliación sindical

En esta sección se estudia la heterogeneidad del efecto por afiliación sindical a través de distintas características sociodemográficas y ocupacionales de los trabajadores: sexo, nivel educativo, sector de inserción laboral (público o privado), tamaño de la firma y lugar de residencia. Se exponen los resultados del siguiente ejercicio: se estima una única ecuación de salarios con la dummy de identificación en interacción con las características individuales de los trabajadores. En este caso, la ecuación [1] se transforma en:

$$W_i = \alpha + \delta_1 U_i + \delta_2 G_i + \delta_3 (U_i \cdot G_i) + \beta X_i + \epsilon_i \quad [16]$$

Donde G_i representa la fuente de heterogeneidad, ya sea el sexo, nivel educativo, sector de inserción, tamaño de la firma o región urbana. Además, en el anexo se pueden hallar modelos de ecuaciones separadas según condición de afiliación, lo que permite plasmar más claramente las diferencias en las estructuras de retornos a las características no observables (ver Tabla A.5 y figura A.5).

A partir de la ecuación [16] encontramos que, como resultado de los mecanismos igualadores por parte de los sindicatos, logran atenuar los retornos asociados a la edad, educación, experiencia laboral, sexo y otras cualidades sociodemográficas, generando así una distribución de ingresos más igualitaria. Estos resultados son congruentes con hallazgos presentados por Boeri & Van Ours (2013) y Martínez Correa, Lombardo, & Bentivegna (2018) entre otros.

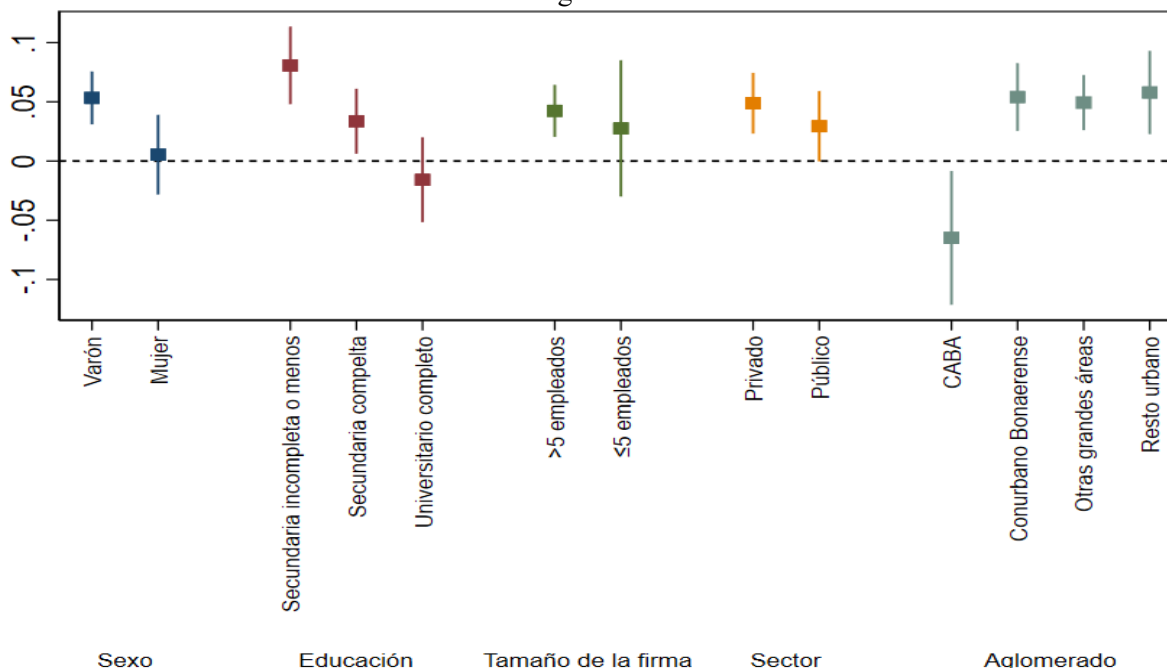
A continuación, la figura 5 presenta los resultados de los efectos heterogéneos estimados a partir de la interacción de las características sociodemográficas y ocupacionales de los trabajadores con la variable de sindicalización (ecuación [16]). Los resultados hallados son coherentes con la teoría y la literatura previamente recorrida. La prima por afiliación sindical resulta mayor entre los trabajadores menos educados, se puede observar un efecto decreciente a medida que se incrementa el nivel educativo, siendo estadísticamente indistinta de cero la prima salarial para los trabajadores con formación universitaria. De esta forma, al incrementar proporcionalmente más los salarios de los trabajadores menos educados, se logra suavizar la distribución de ingresos y disminuir los retornos a características individuales, reduciendo así la varianza en la distribución salarial. Sin embargo, destaca la heterogeneidad en el efecto por sexo, siendo significativamente menor para las mujeres sindicalizadas que para los hombres, esto no concuerda con la teoría.

Al segmentar por tamaño de la firma se puede ver que la prima salarial es mayor entre los trabajadores de firmas de mayor tamaño, de forma coherente con la teoría y la evidencia empírica previa (Blunch & Verner, *Asymmetries in the Union Wage Premium in Ghana*, 2004). El efecto de afiliación no resulta estadísticamente significativo entre los trabajadores de firmas pequeñas (de 5 o menos trabajadores). A su

vez, la evidencia indica que la prima salarial es levemente mayor para los trabajadores del sector privado con relación a los del sector público, siendo dicha diferencia estadísticamente significativa.

Finalmente, al analizar la región de residencia es notable que los trabajadores de CABA reciben una penalización por la afiliación sindical. Para estos su salario disminuye aproximadamente un 6% debido a la sindicalización. Sin embargo, no se debe perder de vista que, debido a las limitaciones de los datos no es posible introducir controles por rama de actividad, lo que podría estar interfiriendo con estos efectos. Además, es fundamental notar que existen diversos factores que intervienen en la composición del diferencial estimado para CABA; la mayor tasa de ocupación femenina en dicha región (11pp mayor que el promedio nacional) induce una caída en la prima salarial debido a la menor prima obtenida por las mujeres. A su vez, CABA cuenta con trabajadores con mayores tasas de educación (92% de trabajadores con secundario completo y 54% con universitario completo con relación al 74% y 30% del promedio nacional) y una mayor proporción de empleo público (5pp más que el promedio) que contribuyen a disminuir el diferencial medio de la región como consecuencia de los menores diferenciales estimados para estos subgrupos, ya explicados previamente. Por otro lado, los trabajadores en el Conurbano bonaerense, otras áreas metropolitanas y el resto urbano del país relevado por la EDSA-UCA reciben primas salariales por afiliación en torno al 5%.

Figura 5 – Efectos heterogéneos de la afiliación sindical
Efectos marginales estimados



4.4 Selección endógena

Al incluir la corrección de Heckman para abordar el problema de endogeneidad existente se observa una disminución en el coeficiente de afiliación llevando el diferencial salarial para los sindicalizados al 4,3% luego de corregir por la selección muestral sobre asalariados registrados. Finalmente, al controlar por la endogeneidad existente como consecuencia de la autoselección causada por la decisión individual de afiliación, el incremento salarial generado por la sindicalización aumenta a 6,3% El coeficiente sigue siendo estadísticamente significativo (ver tabla 4).

El coeficiente asociado a la selección muestral sobre los asalariados registrados (λ_1) es significativo y con signo negativo. La prueba de significancia sobre este coeficiente funciona como un test de endogeneidad, por lo tanto, la estimación indica la existencia de un efectivo sesgo de selección causado por el recorte muestral realizado (Wooldridge, 2001).

Siguiendo la misma lógica es posible verificar que la autoselección dentro del grupo de trabajadores afiliados genera problemas de endogeneidad ya que λ_2 resulta ser estadísticamente significativo una vez que se realiza la corrección por la selección muestral sobre trabajadores asalariados registrados.

La interpretación del signo de λ_1 permite analizar el tipo de sesgo de selección existente. Recordando que

$$\beta_{\lambda_1} = \rho_1 \sigma_1$$
$$\rho_1 = \text{corr}(\epsilon_i, v_i)$$

Es decir, que el signo del coeficiente depende de la correlación entre los factores inobservables que determinan el salario y la participación en el sector asalariado formal de los trabajadores. Por lo tanto, el signo negativo asociado a λ_1 implica que los factores no observados que fomentan la participación laboral en el sector formal correlacionan de forma inversa con los factores inobservables que incrementan el salario. Por lo tanto, de no controlar por la selectividad de la muestra los salarios se estarían sesgando positivamente. Al controlar por la selectividad muestral sobre los trabajadores formales asalariados, la prima por afiliación sindical cae. En el caso clásico de sesgo de selección planteado por Heckman (1976) es posible interpretar el signo asociado al coeficiente de λ_1 (Dolton & Makepeace, 1987), dado que λ_1 es una función inversa de la probabilidad de ser formal y asalariado (en este caso), se puede ver que, a mayor probabilidad de ser formal y asalariado, menor será lambda y, por lo tanto, debido al signo negativo que acompaña al coeficiente β_{λ_1} se puede ver que una menor probabilidad de ser formal y asalariado se traduce en menores salarios $\left[\left(\uparrow \lambda_1 = \frac{\phi(\cdot)}{\text{Pr}(\text{Formal y Asalariado})} \right) \Rightarrow \downarrow w \right]$. Sin embargo, esto no es válido cuando se incorporan controles como los realizados para el caso del sesgo de selección por afiliación sindical, ya que el signo del coeficiente dependerá de la estructura de la ecuación de salarios de cada sector (afiliado y no afiliado).

La incorporación de λ_1 y λ_2 permite ver caídas en los coeficientes estimados para el sexo, la edad, el nivel educativo y el tamaño de la firma, además de la afiliación sindical. Esto resulta consistente con la existencia de sesgo por selectividad. Antecedentes en la región muestran que Landerretche et al (2011) corrigen por endogeneidad sus estimaciones para Chile y hallan un diferencial neto en el rango de 18.6% a 24%, mayor a la prima estimada sin corrección. Por otro lado, Budd & Na (2000), utilizando la Current Population Survey (CPS) para los años 1983-1993 en Estados Unidos realizan correcciones por endogeneidad a través de dos metodologías distintas, utilizan el método de Heckman y el método de variables instrumentales. Los autores hallan que al permitir la selección endógena de sindicalización el diferencial salarial se incrementa. Lanot & Walker (1998) hallan resultados consistentes con esto último para el Reino Unido, luego de hacer endógena la decisión de afiliación el diferencial se incrementa. El método de corrección de endogeneidad de Heckman, sin embargo, ha sido criticado por la inestabilidad en sus parámetros entre distintos estudios (Landerretche et al, 2011).

En concordancia con los hallazgos para los países de la región, al permitir la selección endógena de la afiliación, la incorporación de λ_2 en la ecuación de salarios tiene un impacto estadísticamente significativo, evidenciando la presencia de autoselección. Además, acorde a lo exhibido por estudios recientes para América Latina, la corrección por endogeneidad incrementa el diferencial salarial medio, lo que implica que sin dicho control por inobservables los salarios se encontrarían sesgados negativamente. Es posible inferir, por lo tanto, que al no controlar por la endogeneidad de la elección se subestima la prima salarial por afiliación, esto implica selectividad negativa en los sindicatos según las palabras de Budd & Na (2000). Es decir, aquellos trabajadores con menor habilidad y factores inobservables que decrecientan el salario se afilian a sindicatos para conseguir salarios más altos.

Luego, analizando los determinantes de la afiliación sindical es posible dar cuenta de una menor probabilidad por parte de las mujeres. Además, la probabilidad de sindicalización disminuye a medida que aumenta el nivel educativo. Haber estado desempleado recientemente también influye negativamente sobre la probabilidad de afiliación, al igual que la precariedad laboral. En contraste, a medida que se incrementa la edad, aumenta la probabilidad de afiliación, lo mismo sucede al ser jefe de hogar y, lógicamente, al expresar mayor confianza en los sindicatos.

Tabla 4 – Estimación del efecto por afiliación sindical corregida con Heckman

	Asalariados registrados	Afiliación sindical	Log-Salario mensual	Log-Salario mensual
Afiliación sindical			0.0427*** (0.0103)	0.633*** (0.131)
Sexo (Mujer)	-0.246*** (0.0264)	-0.139*** (0.0369)	-0.168*** (0.0122)	-0.144*** (0.0130)
Edad	0.0582*** (0.00646)	0.0513*** (0.00883)	0.0166*** (0.00359)	0.00891** (0.00398)
Edad ²	-0.000839*** (7.70e-05)	-0.000563*** (0.000103)	-0.000101** (4.38e-05)	-0.0000272 (4.60e-05)
Secundaria completa	0.411*** (0.0253)	-0.182*** (0.0397)	0.135*** (0.0151)	0.193*** (0.0198)
Terciario - Universitario completo	0.0848*** (0.0329)	-0.132*** (0.0402)	0.197*** (0.0127)	0.225*** -0.0126
Aglomerado urbano (Ref=CABA)				
Aglomerado (Conurbano Bonaerense)	0.0939 (0.0725)	0.152*** (0.0579)	-0.201*** (0.0181)	-0.239*** (0.0212)
Aglomerado (Otras grandes áreas)	0.0673 (0.0594)	0.158*** (0.0540)	-0.230*** (0.0171)	-0.269*** (0.0199)
Aglomerado (Resto urbano)	0.0195 (0.0471)	0.0206 (0.0584)	-0.160*** (0.0185)	-0.167*** (0.0187)
Sector público	1.427*** (0.0437)	0.282*** (0.0373)	-0.233*** (0.0248)	-0.225*** (0.0248)
Firma ≤ 5 trabajadores			-0.143*** (0.0144)	-0.140*** (0.0145)
λ_1 (Asalariados registrados)			-0.258*** (0.0292)	-0.165*** (0.0360)
λ_2 (Afiliación sindical)				-0.368*** (0.0804)
Desempleo frecuente	-0.772*** (0.0285)	-0.256*** (0.0579)		
Jefe de hogar	0.175*** (0.0279)	0.0730* (0.0403)		
Quiere cambiar de empleo		-0.000229 (0.000443)		
Tipo de empleo, empleo precario		-0.493*** (0.151)		
Confianza en sindicatos (positiva)		0.469*** (0.0932)		
Proporción de trabajadores asalariados registrados por aglomerado y año	1.715*** (0.538)			
Constante	-2.245*** (0.286)	-1.090*** (0.185)	10.60*** (0.0702)	10.89*** (0.0993)
Observations (N)	38,657	14,859	14,851	14,851
R-squared			0.273	0.285
Muestra	Ocupados	Asalariados Formales	Asalariados Formales	Asalariados Formales
Control por años	SI	SI	SI	SI

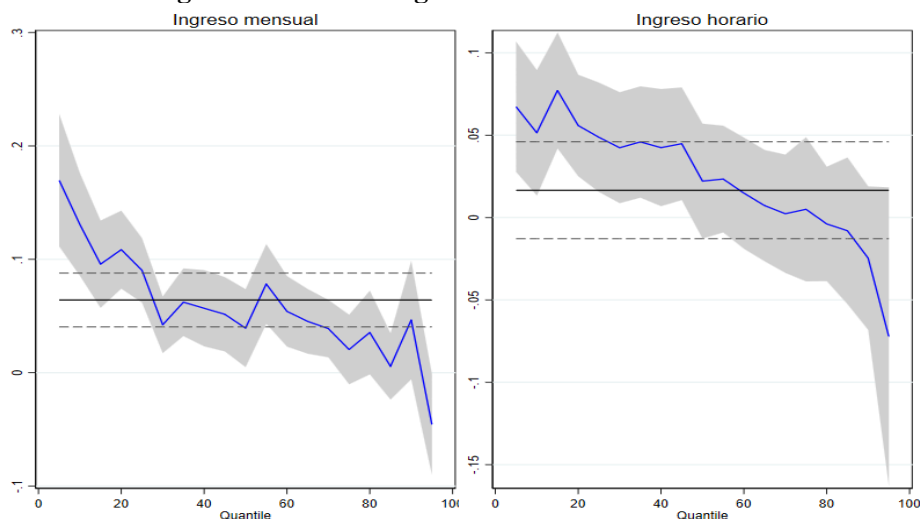
Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.5 El efecto de la afiliación sindical a lo largo de la distribución de ingresos

El diferencial salarial generado por la afiliación sindical no es de igual magnitud a lo largo de toda la distribución de ingresos. La literatura evidencia incrementos porcentuales mayores concentrados en la cola izquierda de la distribución de ingresos. Esto es consistente con los objetivos de compresión salarial y de reducción de la desigualdad perseguidos por los sindicatos. Tal como se menciona previamente, los sindicatos persiguen políticas de igualación de salarios al reducir los diferenciales salariales por educación, habilidad y otros atributos personales (Borei & van Ours, 2008).

Figura 6- Efecto marginal de la afiliación sindical



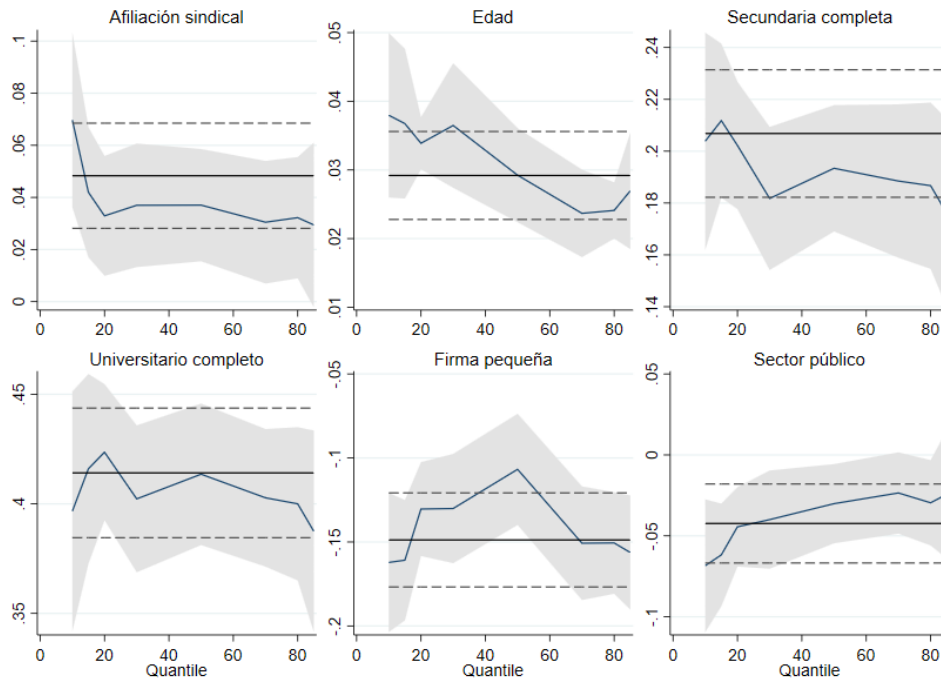
Mediante regresiones por cuantiles fue posible detectar la heterogeneidad del efecto de afiliación sindical a lo largo de la distribución de ingresos, incrementándose entre la población de menores salarios. La figura 6 presenta una primera aproximación al efecto cuantílico detectado. Se exhibe el efecto marginal de la afiliación sindical sobre el logaritmo de los salarios mensuales y los salarios por hora¹³ sin controlar por otras covariables. En ambos casos se puede apreciar una estructura decreciente del efecto, a medida que incrementa la posición en la distribución de ingresos disminuye el efecto marginal de la afiliación. Esta primera estimación sin controles permite dar cuenta del impacto diferencial de la sindicalización para distintos niveles de ingreso. Mientras que entre el 20% de los trabajadores con menores remuneraciones el ingreso se incrementa más de un 10% sobre el salario mensual, el efecto para el trabajador mediano es de apenas 3% y nulo para el 20% de los trabajadores con mayores ingresos. Sin embargo, la omisión de covariables en la ecuación estimada en la figura 6 no permite considerar las diferencias en la conformación

¹³ Si bien no se utiliza esta medida de ingresos para estudiar el fenómeno en este trabajo, resulta de interés identificar que, sin incluir covariables en la regresión, el efecto de la afiliación presenta una estructura decreciente a medida que se incrementa la posición en la distribución de ingreso.

de los grupos (afiliados y no afiliados), por lo que resulta necesario estimar la ecuación con los controles previamente especificados.

La figura 7 presenta la estimación de la ecuación completa, incluyendo todas las covariables detalladas en el apartado metodológico. Se presenta el efecto marginal de cada variable sobre el logaritmo del salario mensual para distintos cuantiles de la distribución de ingresos.

Figura 7– Efecto marginal sobre la distribución de ingresos



La línea negra sólida muestra la estimación mínimo-cuadrática (sin la corrección de Heckman), y las líneas punteadas los límites del intervalo de confianza, la curva azul refleja el efecto de la regresión por cuantiles para cada cuantil de la distribución de ingresos entre el percentil 10 y el 90, a su vez, el área sombreada es el intervalo de confianza de dicha estimación.

La figura permite dar cuenta de la existencia de un efecto de afiliación consistente y levemente decreciente a lo largo de toda la distribución de ingresos. Sin embargo, la estimación mediante esta metodología parece reflejar que no se evidencian diferencias significativas entre el efecto medio estimado por MCO y el efecto cuantílico para ningún percentil de la distribución. Es decir, la diferencia entre los coeficientes estimados por CQR y MCO no es estadísticamente significativa. Gráficamente esto se refleja en como la curva azul (estimación por CQR) queda contenida dentro de las líneas punteadas que representan el intervalo de confianza de la estimación por MCO.

La estimación por MCO sobreestima el efecto de la afiliación sindical para los trabajadores cuyo salario se encuentra por encima del percentil 20 de la distribución de salario de los trabajadores asalariados registrados, y lo subestima para los salarios inferiores en la cola izquierda de la distribución.

A partir del análisis de los coeficientes cuantílicos estimados en la figura 7 y la tabla 4 es posible suponer cierto mecanismo de acción de los sindicatos. Una tendencia como la observada en el panel *Afiliación sindical* de la figura 7 representa un mayor incremento salarial (en términos porcentuales) entre los trabajadores de salarios más bajos, que entre los más ricos. Específicamente, la tabla 4 permite ver que los coeficientes estimados para $q(10)$, $q(15)$, $q(85)$ y $q(90)$ revelan un efecto de la afiliación de 6,9% y 4,2% en los percentiles más bajos y 2,9% y 4,2% en los percentiles más altos de la distribución¹⁴. Es decir, un trabajador percibirá un incremento salarial mayor de afiliarse a un sindicato si se encuentra entre los deciles de ingreso más bajos. Por el contrario, quienes ya cuenten con salarios más altos registrarán impactos menores de la sindicalización. Los resultados presentados en la tabla 4 concuerdan con la evidencia empírica previa para Argentina, como ya se mencionó previamente, pero también con estudios similares para países en desarrollo, como el caso de Ghana donde se halla que el efecto de la sindicalización se concentra fundamentalmente en la cola izquierda de la distribución (Blunch & Verner, 2004).

Como se explicó anteriormente, los sindicatos tienen la capacidad de incidir en los salarios a través de diversos medios. La tendencia decreciente del efecto de sindicalización a medida que se incrementa la posición relativa en la distribución de salario resulta consistente con la capacidad de los sindicatos de operar sobre un aumento de los salarios mínimos de convenio, además de reducir la dispersión salarial atenuando los retornos al capital humano. Casanova y Alejo (2015) hallan que la negociación colectiva en Argentina tiene un efecto operativo sobre la conformación de los salarios de los trabajadores cubiertos debido a que el salario mínimo permanece por debajo de los mínimos de convenio.

¹⁴ Nótese que el efecto decreciente se pierde en el percentil 90, esto puede deberse a distorsiones como consecuencia de la estimación por mínimas desviaciones absolutas (LAD)

Tabla 4 – Regresiones por cuantiles

Percentil	Q (10)	Q (15)	Q (20)	Q (30)	Q (40)	Q (50)	Q (60)	Q (70)	Q (80)	Q (85)	Q (90)
Afiliación sindical	0.0697***	0.0420***	0.0329***	0.0370***	0.0248**	0.0370***	0.0355***	0.0305**	0.0322***	0.0295*	0.0423**
	(0.0171)	(0.0127)	(0.0117)	(0.0121)	(0.0109)	(0.0110)	(0.0112)	(0.0120)	(0.0119)	(0.0161)	(0.0189)
Sexo (Mujer)	-0.293***	-0.243***	-0.229***	-0.201***	-0.194***	-0.197***	-0.186***	-0.168***	-0.176***	-0.182***	-0.180***
	(0.0196)	(0.0164)	(0.0137)	(0.0132)	(0.0113)	(0.0122)	(0.0118)	(0.0125)	(0.0120)	(0.0155)	(0.0183)
Edad	0.0380***	0.0367***	0.0339***	0.0365***	0.0311***	0.0292***	0.0229***	0.0237***	0.0241***	0.0270***	0.0240***
	(0.00611)	(0.00557)	(0.00193)	(0.00463)	(0.00389)	(0.00349)	(0.00405)	(0.00325)	(0.00209)	(0.00433)	(0.00459)
Edad ²	-0.000388***	-0.000368***	-0.000329***	-0.000356***	-0.000283***	-0.000254***	-0.000176***	-0.000196***	-0.000197***	-0.000231***	-0.000204***
	(7.89e-05)	(7.05e-05)	(2.28e-05)	(5.86e-05)	(4.91e-05)	(4.36e-05)	(4.95e-05)	(3.79e-05)	(2.25e-05)	(5.24e-05)	(5.17e-05)
Secundaria completa	0.204***	0.212***	0.202***	0.182***	0.193***	0.193***	0.194***	0.188***	0.187***	0.176***	0.186***
	(0.0214)	(0.0152)	(0.0125)	(0.0141)	(0.0123)	(0.0124)	(0.0131)	(0.0151)	(0.0164)	(0.0185)	(0.0233)
Terciario-Universitario completo	0.397***	0.416***	0.424***	0.402***	0.407***	0.414***	0.433***	0.403***	0.400***	0.387***	0.403***
	(0.0279)	(0.0221)	(0.0158)	(0.0171)	(0.0152)	(0.0165)	(0.0167)	(0.0160)	(0.0178)	(0.0235)	(0.0241)
Firma ≤ 5 trabajadores	-0.162***	-0.161***	-0.130***	-0.130***	-0.130***	-0.107***	-0.119***	-0.151***	-0.151***	-0.156***	-0.146***
	(0.0211)	(0.0183)	(0.0142)	(0.0166)	(0.0144)	(0.0169)	(0.0118)	(0.0172)	(0.0154)	(0.0173)	(0.0256)
Sector público	-0.0684***	-0.0618***	-0.0444***	-0.0400***	-0.0304**	-0.0301**	-0.0337**	-0.0235*	-0.0296**	-0.0244	-0.0142
	(0.0209)	(0.0162)	(0.0125)	(0.0155)	(0.0119)	(0.0125)	(0.0139)	(0.0128)	(0.0134)	(0.0202)	(0.0201)
Aglomerado urbano (Ref=CABA)											
Aglomerado (Conurbano Bonaerense)	-0.225***	-0.201***	-0.193***	-0.196***	-0.187***	-0.212***	-0.210***	-0.234***	-0.230***	-0.234***	-0.223***
	(0.0262)	(0.0183)	(0.0156)	(0.0231)	(0.0178)	(0.0201)	(0.0194)	(0.0195)	(0.0163)	(0.0283)	(0.0282)
Aglomerado (Otras grandes áreas)	-0.258***	-0.233***	-0.220***	-0.229***	-0.228***	-0.243***	-0.237***	-0.246***	-0.253***	-0.249***	-0.240***
	(0.0240)	(0.0163)	(0.0146)	(0.0218)	(0.0168)	(0.0194)	(0.0176)	(0.0185)	(0.0149)	(0.0272)	(0.0235)
Aglomerado (Resto urbano)	-0.257***	-0.223***	-0.196***	-0.198***	-0.187***	-0.184***	-0.162***	-0.159***	-0.133***	-0.112***	-0.0839***
	(0.0290)	(0.0187)	(0.0178)	(0.0238)	(0.0182)	(0.0213)	(0.0208)	(0.0200)	(0.0203)	(0.0290)	(0.0296)
Constant	9.995***	10.11***	10.21***	10.26***	10.43***	10.56***	10.78***	10.92***	11.01***	11.04***	11.18***
	(0.122)	(0.112)	(0.0420)	(0.0920)	(0.0795)	(0.0711)	(0.0887)	(0.0725)	(0.0425)	(0.0927)	(0.101)
Observations	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893	14,893
Solo asalariados	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Solo registrados	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Control por años	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. Conclusiones

Bajo el marco teórico de la literatura sobre capital humano, principalmente desarrollada por Mincer (1958, 1974) y Becker (1962), este trabajo busca contribuir a la literatura originada por Lewis (1963) sobre diferenciales salariales por afiliación sindical. Las primas por sindicalización han sido ampliamente estudiadas desde el trabajo seminal de Lewis (1963) por distintos autores y mediante distintos métodos.

La presente tesis demuestra que los sindicatos operan activamente sobre la distribución de ingresos entre los trabajadores asalariados formales en la Argentina durante el período 2010-2021. Además de comprobar la existencia de un diferencial salarial positivo para los trabajadores sindicalizados, mediante los métodos implementados fue posible verificar que los sindicatos afectan los salarios en busca de una distribución de ingresos más equitativa.

En Latinoamérica los estudios más relevantes en el último período de tiempo han reflejado diferenciales salariales positivos a favor de los trabajadores sindicalizados en torno a un 4%-7% de incremento. Diferentes metodologías han sido implementadas para la estimación de dichas brechas, entre los trabajos más recientes se encuentran el estudio realizado por Landerretche, Lillo & Puentes (2011) para Chile y Bolivia, utilizando mínimos cuadrados en dos etapas con datos de panel para abordar la problemática de la endogeneidad en la decisión de afiliación. Gutiérrez Rufrancos (2019), por otro lado, utiliza un modelo de efectos fijos con datos de panel para estimar la prima salarial asociada a la transición laboral desde y hacia empleos sindicalizados o no sindicalizados de los trabajadores mexicanos. Finalmente, la literatura más reciente y novedosa sobre esta temática para Argentina es el estudio reciente de Martínez Correa, Lombardo & Bentivegna (2018) quienes utilizan regresiones RIF para descomponer y localizar el efecto de la sindicalización en la distribución de ingresos.

A partir de una fuente de datos no explotada previamente para el análisis de diferenciales salariales por sindicalización este trabajo se propuso contribuir a la literatura relevante a partir de estimar la prima salarial por afiliación durante un período extenso de tiempo (2010-2021). Utilizando la Encuesta de la Deuda Social Argentina del Observatorio de la Deuda Social Argentina, se estimó una ecuación de salarios con correcciones por endogeneidad en la decisión de afiliación, lo que permitió identificar un diferencial medio de entre 1,6% y 6,5% con un 95% de confianza. Asimismo, a partir de la implementación de regresiones por cuantiles se puede dar cuenta de la existencia de un efecto decreciente a lo largo de la distribución de ingreso.

Tal como mencionan Alejo & Casanova (2016) y Martínez Correa, Lombardo & Bentivegna (2018), esto es consistente con un efecto de afiliación asociado al incremento de los mínimos de convenio, fijándolos

por encima del salario mínimo y, de esa forma, incrementando los salarios de los trabajadores no calificados situados en la cola izquierda de la distribución. A su vez, esto concuerda con los hallazgos esperados al considerar los objetivos de equidad e igualdad entre los trabajadores perseguidos por los sindicatos (Borei & van Ours, 2008). En resumen, es posible afirmar que, dentro del universo considerado (trabajadores asalariados registrados) los trabajadores sindicalizados cuentan con mecanismos para fijar su salario por encima del nivel de equilibrio alcanzando primas salariales de aproximadamente 6% y que dicho efecto es mayor entre los trabajadores más pobres.

Otro de los hallazgos de esta tesis es la verificación de la compresión de la distribución salarial por parte de los sindicatos. Esto se evidencia en dos instancias, en una primera instancia a partir de la medida ρ de compresión salarial, donde se evidencia que la dispersión entre la distribución salarial de afiliados es menor que la de sus pares no afiliados. Luego, en la sección 4.3 se comprueba la existencia de diversos mecanismos mediante los cuales los sindicatos logran dicha reducción de la variabilidad salarial entre sus afiliados. En líneas generales fue posible verificar que los sindicatos cumplen efectivamente el rol de atenuar los retornos a las características sociodemográficas y ocupacionales de sus afiliados, logrando estructuras salariales más uniformes.

Sin embargo, este trabajo no está exento de limitaciones. En primer lugar, se debe considerar que la estrategia de identificación no es óptima al no contar con información sobre la cobertura de los convenios colectivos de trabajo entre los trabajadores seleccionados. Además, el enfoque de equilibrio parcial de este trabajo deja de lado posibles efectos de segundo orden asociados al impacto entre trabajadores informales o el empleo agregado. Otro punto a considerar es la posibilidad de que las características inobservables asociadas a la afiliación sindical no hayan sido controladas por completo mediante la corrección de Heckman. Además, en esta línea se debe reconocer que el ejercicio realizado a partir de las regresiones por cuantiles no incorpora este control.

Finalmente, este trabajo cuenta con amplio espacio de mejora. Algunas de las extensiones naturales del mismo se basan en la mejora de la estrategia de identificación, específicamente, sería un interesante aporte si se basa en la apropiada identificación de los trabajadores bajo convenio colectivo, además de aquellos sindicalizados. Otra línea de investigación que cuenta con un gran potencial de mejora es el control de la endogeneidad. Es posible implementar mejores métodos de control de la endogeneidad que surge de la decisión de afiliación, ya sea mediante avances en la especificación econométrica de la función de control o a partir de la implementación de otros métodos como, por ejemplo, efectos fijos por individuo con datos de panel. En esta misma línea, una extensión útil y apropiada consiste en permitir la selección endógena en las regresiones cunatílicas, ya que el efecto puede ser altamente variable a lo largo de la distribución de ingresos.

6. Bibliografía

- Andrews, M. J., Stewart, M. B., Swaffield, J. K., & Upward, R. (1998). The estimation of union wage differentials and the impact of methodological choices. *Labour Economics*, 449-474.
- Arbache, J. (1998). *The Impact of Unions on Wages in Brazilian Manufacturing*. Canterbury: University of Kent, Department of Economics.
- Beccaria, L., Esquivel, V., & Maurizio, R. (2005). Empleo, salarios y equidad durante la recuperación reciente en la Argentina. *Desarrollo Económico*, 235-262.
- Becker, G. (1962). Investment in Human Capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 9-49.
- Bhandari, A. (2010). Does Union Membership Pay Off? Evidence from Organized Indian Manufacturing Industries. *Indian Journal of Industrial Relations*, 459-469.
- Blakemore, A., Hunt, J., & Kiker, B. (1986). Collective Bargaining and Union Membership Effects on the Wages of Male Youth. *Journal of Labor Economics*, 193-211.
- Blanchflower, D., & Bryson, A. (2002). *Changes over Time in Union Relative Wage Effects in the UK and the US Revisited*. Cambridge MA: National Bureau of Economic Research.
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 436-455.
- Blunch, N.-H., & Verner, D. (2004). Asymmetries in the Union Wage Premium in Ghana. *The World Bank Economic Review*, 237-252.
- Blunch, N.-H., & Verner, D. (2004). Asymmetries in the Union Wage Premium in Ghana. *Oxford Journals*, 237-252.
- Boeri, T., & Van Ours, J. (2013). *The economics of imperfect labor markets*. Princeton University Press.
- Bonfiglio, J., Vera, J., & Salvia (coordinador), A. (2019). *Pobreza monetaria y vulnerabilidad de derechos. Inequidades de las condiciones materiales de vida en los hogares de la Argentina urbana (2010-2018) - 1a ed.* Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Educa.
- Borei, T., & van Ours, J. (2008). *The Economics of Imperfect Labor Markets*. New Jersey: Princeton University Press.
- Borjas, G. (2006). *Labor Economics*. New York: McGraw-Hill Education.
- Bryson, A. (2007). The Effect of Trade Unions on Wages. *Reflets et perspectives de la vie économique*, 33-45.
- Budd, J., & Na, I.-G. (2000). The Union Membership Wage Premium for Employees Covered by Collective Bargaining Agreements. *Journal of Labor Economics*, 783-807.
- Cameron, A., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Casanova, L., & Alejo, J. (2015). *El efecto de la negociación colectiva sobre la distribución de los ingresos laborales. Evidencia empírica para Argentina en los años dos mil*. Buenos Aires: OIT.

- Casanova, L., & Alejo, J. (2016). Negociación Colectiva y Cambios Distributivos en los Ingresos Laborales en Argentina. *Revista de Economía Política*, 65-97.
- Cassoni, A., Labadie, G., & Fachola, G. (2002). *The Economic Effects of Unions in Latin America: Their Impact on Wages and the Economic Performance of Firms in Uruguay*. Washington DC: Inter-American Development Bank.
- Diéguez, G., & Gasparin, J. (2016). *El rompecabezas del empleo público en Argentina: ¿Quiénes hacen funcionar la maquinaria del Estado?* Buenos Aires: Documento de Políticas Públicas / Análisis N°162. .
- Dolton, P., & Makepeace, G. (1987). Interpreting sample selection effects. *Economics Letter*, 24, 373-379.
- Freeman, R., & Medoff, J. (1984). *What do Unions do?* New York: Basic Books, Inc.
- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*. Nueva Jersey: Prentice Hall.
- Griliches, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 1-22.
- Gutiérrez Rufrancos, H. (2019). Are There Gains to Joining a Union? Evidence from Mexico. *British Journal of Industrial Relations*, 1-37.
- Heckman, J. (1974). Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*, 679-694.
- Heckman, J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. In V. B. Sanford, *Annals of Economic and Social Measurement* (pp. 475-492). Washington DC: National Bureau of Economic Research.
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as Specification Error. *Econometrica*, 153-161.
- Heckman, J., Lochner, L., & Todd, P. (2003). *Fifty years of Mincer Earnings Regressions*. Washington DC: National Bureau of Economic Research.
- Hirschman, A. (1971). *Exit, Voice and Loyalty*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Landerretche, O., Lillo, N., & Puentes, E. (2011). *The union effect on wages in Chile: A two-stage approach using panel data*. Santiago de Chile: Universidad de Chile.
- Lanot, G., & Walker, I. (1998). The union/non-union wage differential: An application of semi-parametric methods. *Journal of Econometrics*, 327-349.
- Lewis, H. G. (1974). Comments on Selectivity Biases in Wage Comparisons. *Journal of Political Economy*, 1145-1155.
- Lewis, H. G. (1983). Union Relative Wage Effects: A Survey of Macro Estimates. *Journal of Labor Economics*.
- Lewis, H. G. (1986). Union Relative Wage Effects. In R. Layard, & O. Ashenfelter, *Handbook of Labor Economics* (pp. 1140-1180). Elsevier Science Publisher.
- Martínez Correa, J., Lombardo, C., & Bentivegna, B. (2018). *Convenio colectivo, Sindicatos y Dispersión Salarial: Evidencia de Argentina*. La Plata: CEDLAS.

- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 281-302.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research .
- Mincer, J. (1981). *Union effects: wages, turnover and job training*. Cambridge MA: National Bureau of Economic Research.
- Norén, L. (2010, 12 7). *The Society Pages*. Retrieved from <https://thesocietypages.org/graphicsociology/2010/12/07/1247/>
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 693-709.
- Observatorio de la Deuda Social Argentina. (2020). *La medición de la pobreza por ingresos en la Argentina a través de la Encuesta de la Deuda Social Argentina*. Ciudad Autónoma de Buenos Aires.
- Poy, S. (2020). Heterogeneidad laboral y procesos de empobrecimiento de los hogares en Argentina (2003-2017). *Problemas del desarrollo*.
- Poy, S., Salvia, A., & Donza, E. (2019). *Heterogeneidad y fragmentación del mercado de trabajo (2010-2018)- 1a ed.* Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Educa.
- Rios-Avila, F., & Hirsch, B. (2012). *Unions, Wage Gaps, and Wage dispersion: New Evidence from the Americas*. Bonn: Insitute for the Study of Labor.
- Robinson, C. (1989). Union Endogeneity and Self-selection. *Journal of Labor Economics*, 106-112.
- Rubin, D. (1974). Estimating causal effects of treatment in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 688-701.
- Senén González, C., Medwid, B., & Trajtemberg, D. (2011). La negociación colectiva y sus determinantes en la Argentina. Un abordaje desde los debates de las relaciones laborales. *Revista Lationamericana de Estudios do Trabahlo*, 155-181.
- Stewart, M. (1983). Relative Earnings and Individual Union Membership in the United Kingdom. *Economica*, 111-125.
- Tomada, C., Schleser, D., & Maito, M. (2018). *Radiografía de la sindicalización en Argentina*. Buenos Aires: CETyD-UNSAM.
- Trajtemberg, D., & Palomino, H. (2006). Una nueva dinámica de las relaciones laborales y la negociación colectiva en la Argentina. *Revista de Trabajo*, 47-68.
- Trajtemberg, D., Senén González, C., Borroni, C., & Pontoni, G. (2012). Representación sindical en los lugares de trabajo: un análisis del Módulo de Relaciones Laborales. *VII Jornadas de Sociología de la UNLP*. La Plata.
- Trajtemberg, Medwid, & Senén González. (2010). Los determinantes de la negociación colectiva en Argentina. Debates teóricos y evidencias empíricas. In MTEySS, *Trabajo, ocupación y empleo. Una mirada a sectores económicos desde las relaciones laborales y la innovación* (pp. 13-37).

- Trajtemberg, Medwid, & Senén González. (2011). La negociación colectiva y sus determinantes en la Argentina. Un abordaje desde los debates de las relaciones laborales. *Revista Latinoamericana de Estudios do Trabaho*, 155-181.
- Trujillo-Salazar, L. (2019). Empleo formal y distribución del ingreso salarial en Argentina. Un estudio de descomposiciones de la desigualdad en el período 2003-2014. *Espiral. Estudios sobre estado y sociedad*, 26(75) 119-157.
- Willis, R., & Rosen, S. (1979). Education and Self-selection. *Journal of Political Economy*, 7-36.
- Wooldridge, J. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Anexo

A.1 Modelo sindical sencillo

El planteamiento de un modelo básico de la maximización de beneficios del sindicalista donde la función objetivo de este depende la cantidad de trabajo y los salarios, pero únicamente negociará este último componente. En términos formales, el planteo del problema básico del sindicalista se puede escribir como

$$\begin{aligned} & \max_{w,L} V(w, L) \\ & s. a: L = L^d(w) \end{aligned}$$

Donde w es el salario y L la cantidad de empleo. Un caso clásico de la literatura es una función de demanda isoelástica de la forma $V(w, L) = (w - w_r)L^d(w)$, donde w_r es el salario de reserva. Por lo tanto, el problema quedaría planteado como

$$\max_w (w - w_r)L^d(w)$$

Las condiciones de primer orden de este problema entonces son

$$\begin{aligned} L^d(w) + (w - w_r)L'^d(w) &= 0 \\ w_r - w &= \frac{L^d(w)}{L'^d(w)} \end{aligned}$$

Luego de operar algebraicamente se obtiene que

$$w = \frac{w_r}{\left(1 - \frac{1}{|\varepsilon_w^L|}\right)}$$

Donde ε_w^L representa la elasticidad de la demanda de trabajo ante cambios en el salario. Nótese que cuando la demanda es perfectamente elástica, es decir $\varepsilon_w^L \rightarrow \infty$, $w = w_r$ de forma que, en un mercado perfectamente competitivo, si los sindicatos presionaran para subir los salarios por encima del nivel de reserva (o el salario de equilibrio según el modelo correspondiente), entonces la demanda de trabajo caería completamente, de forma que el único equilibrio posible sería con salario de equilibrio iguales a los salarios de reserva. Análogamente, cuanto más inelástica es la demanda de trabajo, mayor será la distancia entre el salario del sindicalista y el salario de reserva.

El modelo planteado, a pesar de proveer una útil rápida intuición a la decisión del sindicalista, está lejos de ajustarse a la realidad actual de los sindicatos. Modelos extendidos proponen la posibilidad de contratos eficientes, donde los sindicatos no negocian únicamente por salarios, sino por canastas conjuntas de salario y nivel de empleo (Borjas, 2006). La literatura también aborda modelos más complejos donde la afiliación sindical es endógena, es decir, dependiendo de los resultados obtenidos por los sindicatos, la decisión de afiliación sindical de los trabajadores será variable.

A.2 Corrección de Heckman

La estimación de Heckman para corregir el truncamiento incidental de la muestra supone que tanto la ecuación de regresión como la ecuación de selección tienen errores que siguen una distribución normal con media 0 y varianza constante igual a σ_ϵ^2 y σ_μ^2 respectivamente.

A su vez, la ecuación de selección se basa en la idea de que si bien la diferencia en z_i^* es inobservable, la decisión final si lo es. Por lo tanto, los valores de salario (w_i) observados en la ecuación de regresión de salarios. Matemáticamente, los salarios de los trabajadores de la submuestra seleccionada son observables solo cuando se cumple

$$z_i^* = \gamma H_i + \mu_i > 0$$

Es decir, cuando $\mu_i > -\gamma H_i$, sin embargo, por simetría de la distribución normal de error en torno al 0, esta expresión se puede reescribir como $\gamma H_i > \mu_i$.

Sin embargo, debido a la imposibilidad de observar z_i^* es necesario utilizar una variable dicotómica sobre la elección observada. Por lo tanto, al definir que una persona decidirá insertarse en el sector formal si y solo si su utilidad neta de hacerlo es mayor que 0, y dado el supuesto de normalidad del error con media 0, la probabilidad de que una persona trabaje en el sector formal se puede definir como

$$P(z_i = 1 | H_i) = P(z_i^* > 0) = P\left(\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} > -\frac{\gamma H_i}{\sigma_\mu}\right) = P\left(\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} < \frac{\gamma H_i}{\sigma_\mu}\right) = \Phi\left(H_i \frac{\gamma}{\sigma_\mu}\right)$$

Nótese que $\Phi\left(H_i \frac{\gamma}{\sigma_\mu}\right)$ es la misma expresión que $1 - \Phi\left(-H_i \frac{\gamma}{\sigma_\mu}\right)$ debido a la simetría respecto del 0 de la distribución normal estandarizada.

Entonces, debido a que la decisión de insertarse en el sector formal o no hacerlo es observable (z_i) y sus determinantes también lo son, la ecuación de selección binaria y sus parámetros se pueden estimar a través de un modelo Probit debido al supuesto de normalidad del error.

A.3 Deflactor de ingresos y empalme de las series de datos

La construcción de la serie de ingresos utilizada para este trabajo presenta dos principales dificultades. Por un lado, el proceso altamente inflacionario que experimenta la Argentina durante el período estudiado obliga a realizar un ajuste de los ingresos de cada año para llevarlos a valores constantes y no incurrir en sesgos por nominalidad. Además, como se explicó previamente, la Encuesta de la Deuda Social Argentina consta de dos series, serie Bicentenario y serie Agenda para la Equidad, calibradas bajo distintos marcos

muestrales. Mientras que la EDSA Bicentenario se basa en el censo poblacional del 2001, la EDSA Agenda para la Equidad utiliza el marco muestral del censo del 2010.

A lo largo del período de tiempo utilizado para este trabajo las estadísticas oficiales del Índice de Precios al Consumidor (IPC) perdieron confiabilidad entre 2010 y 2016 en el marco de la intervención del INDEC. Como consecuencia de la falta de datos oficiales sobre la evolución de la inflación en la Argentina la construcción del ingreso laboral a precios constantes 2021 se realiza a partir de la estimación de un deflactor implícito en las variables de ingresos constantes de la EDSA. La base de datos utilizada cuenta con variables de ingresos familiares totales (ITF) ajustados a precios constantes de cada año del período 2010-2021, lo que permite recuperar la estimación del deflactor utilizado para luego realizar un cambio de base en el índice y aplicar el deflactor a los ingresos laborales.

$$\text{Deflactor}_t = \frac{\text{ITF}_t^{\text{corr}}}{\text{ITF}_t^{\text{cons}}}$$

Luego, a partir del deflactor implícito es posible realizar un cambio de base del índice y ajustar los ingresos laborales a precios constantes de 2021.

Para el período 2017-2021 el deflactor calculado concuerda con los datos oficiales de INDEC, sin embargo, la estrategia metodológica para llevar los ingresos a precios constantes entre el año 2010 y 2016 se nutre de índices de precios alternativos, tales como el IPC CABA, el IPC de San Luis y otras provincias, además de estimaciones privadas (Observatorio de la Deuda Social Argentina, 2020).

El empalme de las series de datos, por otro lado, se realiza de forma sencilla debido a la existencia de ponderadores auxiliares que permiten calibrar la EDSA-AE (2017-2021) al período 2010-2016 utilizando el marco muestral de del censo 2001.

La estratificación de la EDSA-Bicentenario consta de distintas etapas. En una primera etapa se definen los aglomerados de muestreo de acuerdo con la región y el tamaño de la población de los mismos. Luego, en busca de mayor representatividad socioeconómica de los hogares se establece un criterio de estratificación en función del porcentaje de jefes de hogar con secundario completo de cada radio censal a considerar, usando información del Censo Nacional de Población y Vivienda de 2001. Sin embargo, a partir de la EDSA-AE, en 2017, se implementa un nuevo criterio de estratificación utilizando información del Censo Nacional de Población y Vivienda 2010. Este consta de elaborar un índice socioeconómico en base a cinco indicadores: porcentaje de hogares con hacinamiento, porcentaje de hogares sin cloaca, porcentaje de hogares con jefe sin secundario completo, porcentaje de hogares con población de 15 a 24 años que no estudia ni trabaja. Este índice se segmenta en deciles y se seleccionan aleatoriamente 836 radios censales sobre los cuales relevar un total aproximado de 5016 hogares. En 2017, sin embargo, se amplía la muestra

incluyendo 124 puntos muestrales extra para mejorar la representatividad de la muestra en los extremos de la distribución de nivel socioeconómico. El total de hogares relevados se distribuye de forma no proporcional en cada aglomerado con el objetivo de garantizar un margen de error razonable para cada uno de los grandes centros urbanos predefinidos que se relevan en la encuesta.

Para lograr una apropiada comparabilidad entre la EDSA-Bicentenario y la EDSA-AE el diseño muestral de esta última incluye puntos muestrales que se solapan con los de la previa encuesta. Es posible distinguir que 810 puntos muestrales se mantuvieron en el tiempo. Para dichos PM se estimó el índice de nivel socioeconómico previamente mencionado utilizando datos censales 2001 y 2010. Luego, comparando las distribuciones decílicas de los PM para ambos años se excluye aquellos con mayor diferencia en la posición (+/- 2 deciles). El resultado es que únicamente 615 puntos muestrales son seleccionables para la comparación entre series.

En cuanto al diseño de los ponderadores se realizó una calibración en etapas. En una primera instancia se calibra sobre la base de personas en función de la inversa de la probabilidad de selección. Luego, se recalibra en función de las cuotas de sexo, edad y condición de actividad (de corresponder) de cada estrato y aglomerado. Finalmente, los hogares absorben la calibración previa considerando la media de la ponderación de los individuos del hogar.

Además, se genera un ponderador que logre una mayor comparabilidad entre la muestra AE y la muestra Bicentenario: (a) se omite la sobre-muestra de 124 PM de la AE que no se contempla en Bicentenario, (b) la estratificación de los radios censales se realiza siguiendo el criterio del nivel educativo del jefe al igual que en la serie Bicentenario y no a partir del índice de nivel socioeconómico como en la serie AE, (c) se utilizan los parámetros de ponderación utilizados entre 2010 y 2016 para llegar a una estructura que permita una comparación apropiada. (Bonfiglio, Vera, & Salvia (coordinador), 2019)

A.4 Transformaciones logarítmicas sobre los ingresos y sus implicancias

Como se explica previamente, la variable dependiente del modelo estimado es el logaritmo natural del ingreso laboral a precios constantes del 2021. La transformación logarítmica de los ingresos cumple con ciertas propiedades deseables a la hora de estimar modelos de regresión lineal. Si bien las distribuciones de ingresos suelen ser asimétricas hacia la derecha, con ingresos medianos menores a la media, al considerar el logaritmo de los ingresos la distribución obtenida es aproximadamente normal, en otras palabras, los ingresos siguen una distribución log-normal. Además, econométricamente es fácil de ver que, al tomar logaritmo de la variable dependiente, el efecto marginal estimado por los coeficientes de la regresión puede ser interpretado como una semi-elasticidad. Utilizando como ejemplo la variable de afiliación sindical se plantea

$$\ln(W_i) = \alpha + \delta U_i + \beta X_i + \epsilon_i$$

$$\frac{\partial \ln(W_i)}{\partial U_i} = \delta$$

Reordenando los términos y utilizando regla de la cadena

$$\frac{\partial W_i}{\partial U_i} \frac{1}{W_i} = \delta$$

Donde el término de la izquierda de la igualdad representa el cambio porcentual en los salarios ante un cambio en una unidad de la variable de afiliación sindical.

Finalmente, se debe considerar que la transformación logarítmica implica cierta forma de reponderación de las variaciones en los ingresos. Si bien consiste en una transformación monótona de la variable de ingresos, al modificar el orden de magnitud de la variable permite captar la diferencia generada en el bienestar a partir de una variación de igual magnitud nominal sobre un denominador distinto. En otras palabras, la utilización de los log-ingresos permite capturar la diferencia en la variación del bienestar generada por una ganancia de AR\$ 1.000 para una persona cuyo ingreso es de AR\$2.000 y para una con ingreso de AR\$100.000. En términos de bienestar y satisfacción de necesidades una persona cuyo ingreso es de AR\$2.000, al recibir AR\$1.000 extra (lo que significa un 50% de aumento en sus ingresos), probablemente cambie su patrón de consumo y le permita acceder a bienes a los que antes no accedía. Por otro lado, la misma transferencia hecha a una persona de ingreso mayor (AR\$100.000), probablemente no le genere una ganancia de bienestar significativa, ya que representa una proporción menor de su ingreso actual (apenas el 1%), y, además, es altamente probable que ya tuviera sus necesidades cubiertas. Tomar logaritmo permite amplificar las diferencias entre variaciones de ingresos menores y disminuirlas en la cola derecha de la distribución (Norén, 2010).

A.5 Heterogeneidad en los retornos

Tabla A.5 – Ecuaciones de salario segmentadas

	No afiliados	Afiliados
Sexo (Mujer)	-0.206*** (0.0142)	-0.230*** (0.0171)
Edad	0.0323*** (0.00397)	0.0235*** (0.00492)
Edad ²	-0.000291*** (4.81e-05)	-0.000217*** (5.63e-05)
Secundaria completa	0.228*** (0.0166)	0.183*** (0.0189)
Terciario – Universitario completo	0.441*** (0.0196)	0.373*** (0.0228)
Firma ≤ 5 trabajadores	-0.144*** (0.0174)	-0.144*** (0.0241)
Sector público	-0.0437*** (0.0167)	-0.0227 (0.0186)
Aglomerado urbano (Ref=CABA)		
Aglomerado (Conurbano Bonaerense)	-0.246*** (0.0230)	-0.154*** (0.0276)
Aglomerado (Otras grandes áreas)	-0.273*** (0.0216)	-0.180*** (0.0262)
Aglomerado (Resto urbano)	-0.203*** (0.0234)	-0.0978*** (0.0288)
Constante	10.53*** (0.0818)	10.73*** (0.109)
Observations	9,116	5,777
R-squared	0.303	0.227
Solo asalariados	SI	SI
Solo registrados	SI	SI
Control por años	SI	SI

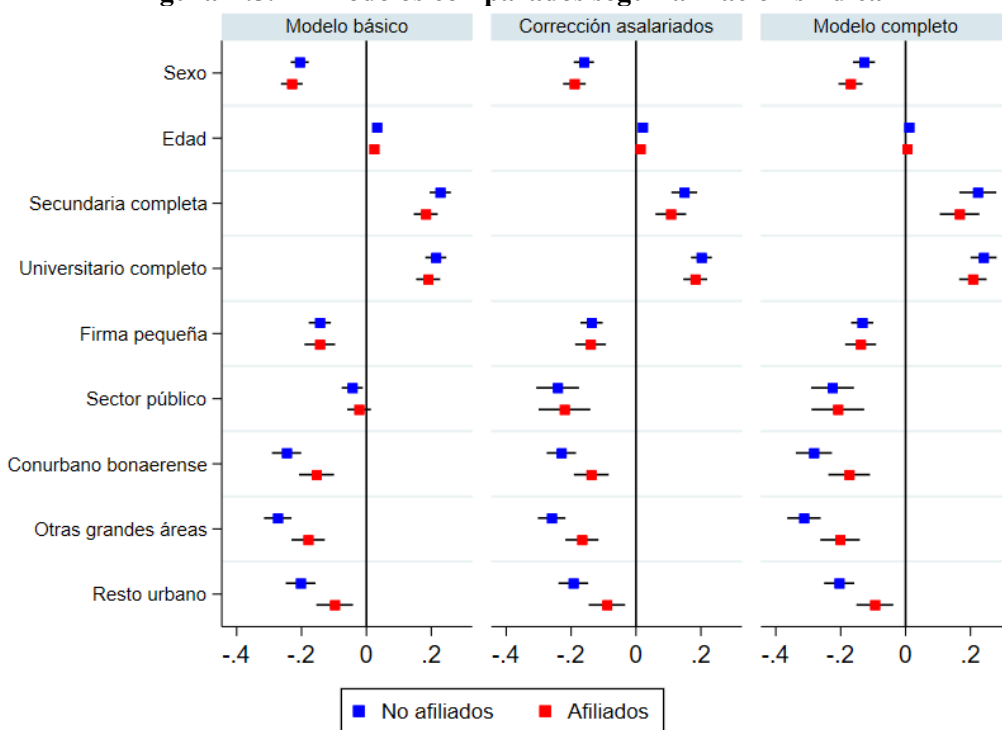
Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Como se ve gráficamente en la figura A.5.1 los coeficientes estimados resultan menores para casi todas las variables. Para las características que implican retornos positivos, como la educación o la edad, los coeficientes estimados son menores para los trabajadores afiliados. Mientras que el coeficiente de secundario completo es de 0,228 (retorno de 25,6%) para los trabajadores no afiliados, este valor se reduce a 0,183 (retorno de 20%) entre los afiliados. Efectos similares se ven con los retornos a la educación universitaria: el coeficiente cae de 0,441 (retorno de 55%) entre los no afiliados a 0,373 (retorno de 45%) entre los afiliados. Por otro lado, el accionar sindical se observa en el incremento de los coeficientes negativos, es decir, menores penalizaciones para los trabajadores afiliados según sus características. Tanto la penalización por trabajar en el sector público como por la región urbana de pertenencia disminuyen para los trabajadores sindicalizados. El coeficiente de la dummy de sector público pasa de 0,044 entre los no

afiliados a 0,022 entre los afiliados, es decir, la penalización se reduce a la mitad. Efectos similares se observan para la región geográfica, mientras que para los trabajadores no sindicalizados pertenecer al “resto urbano” del país implica una disminución del salario de 18% en relación a sus pares en CABA, para los trabajadores afiliados dicha penalización se reduce al 9%. Finalmente, al observar los coeficientes de determinación de las ecuaciones de salarios se puede ver que el mismo modelo permite explicar una mayor proporción de la variabilidad en los salarios de los trabajadores no afiliados que de los afiliados (0,30 para los no afiliados y 0,22 para los afiliados). Este resultado es lógico si se considera que la afiliación sindical no es tenida en cuenta en la ecuación y, por lo tanto, existen factores externos que estarían explicando la dispersión salarial, no capturados por las características individuales.

Figura A.5.1 – Modelos comparados según afiliación sindical



A.6 Figuras anexas

Figura A.6.1 – Modelos comparados

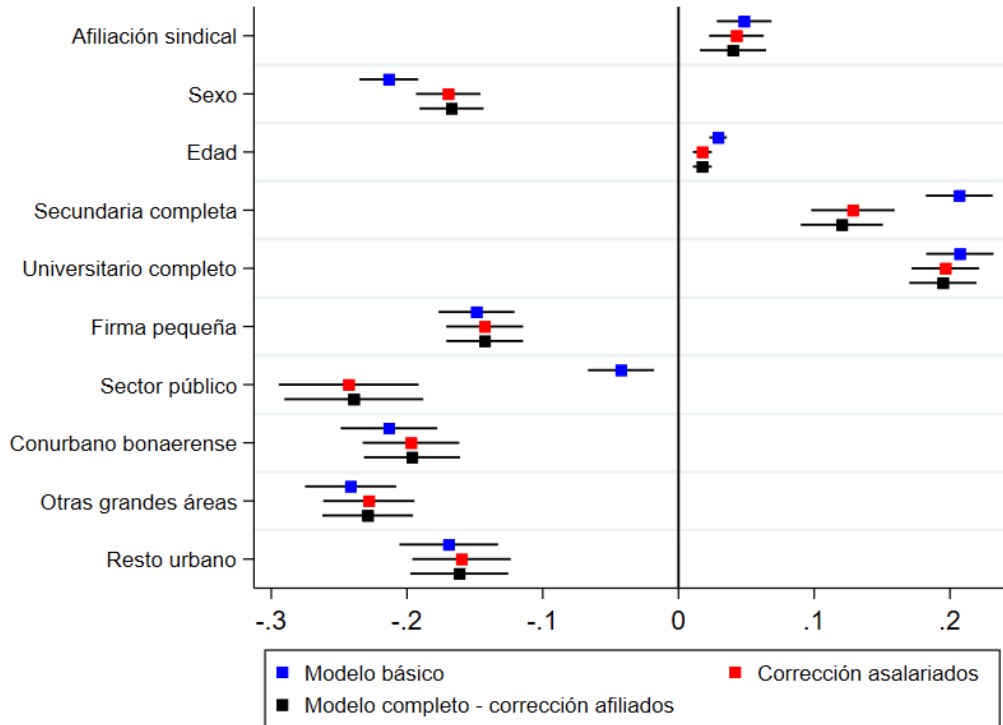


Figura A.6.2 - Efecto cuantílico

