



Maestría en Economía Aplicada

*Poder de negociación sindical y desigualdad
salarial: una aplicación al caso argentino*

Autor: Camusso, Jorge Eduardo

Directora: Navarro, Ana Inés

Fecha de entrega: 19/09/2023

Resumen

Este trabajo analiza los efectos del poder de negociación sindical sobre la distribución salarial, en el marco de un modelo microeconómico de equilibrio parcial estático usualmente empleado por la literatura para formalizar las negociaciones colectivas entre sindicatos y empresas. Bajo determinados supuestos, se demuestra que la relación de equilibrio entre el salario y el poder sindical es creciente y cóncava, siendo éste un potencial factor teórico que podría explicar por qué sindicatos más poderosos incrementan la media salarial a la par que reducen la dispersión de los ingresos laborales. Luego, se realiza una aplicación empírica al caso argentino, empleando regresiones RIF para estimar los efectos del poder de negociación sindical sobre la distribución salarial de los asalariados registrados privados. Para ello, se utiliza una extensa base de datos de panel que fue combinada con información de conflictividad laboral y cobertura de Convenios Colectivos de Trabajo para construir diferentes indicadores de poder sindical. Los resultados sugieren que un aumento del poder sindical eleva la media salarial y reduce la dispersión del ingreso, con efectos más intensos en la cola inferior de la distribución salarial. Las estimaciones también dan cuenta de algunas especificidades al desagregarse según género y fase del ciclo económico.

1. Introducción

Los sindicatos y los impactos de su accionar sobre diferentes dimensiones del bienestar son temas que han estado bajo la lupa de diferentes disciplinas, tales como la Economía, la Ciencia Política y la Sociología. Un aspecto que durante décadas ha cobrado singular importancia en el análisis económico está relacionado con los efectos de los sindicatos sobre la distribución del ingreso. Como señalan Card et al. (2004), la visión dominante hasta la década de 1970 era que los sindicatos tendían a incrementar la desigualdad salarial. Un claro ejemplo de esta corriente es la visión de Friedman (1962), quien considera que este efecto desigualador se produce, entre otros motivos, por las brechas salariales que se generan entre trabajadores del sector sindicalizado y no sindicalizado.

Sin embargo, a partir de la mayor disponibilidad de microdatos en los 70', surge una literatura que comienza a desafiar esta visión dominante, en particular el trabajo seminal de Freeman (1980). Este estudio no sólo redireccionó la investigación subsecuente, sino que aportó evidencia empírica de que, si bien los sindicatos afectan la distribución salarial de diferentes formas y probablemente en sentidos opuestos, los efectos igualadores tienden a predominar, al menos en el sector manufacturero. En su análisis, los impactos igualadores están dados por la reducción de la dispersión salarial que se da dentro del sector sindicalizado, al tener menos peso las características individuales de los trabajadores en la determinación del salario, tendiendo a igualar salarios de diferentes firmas y establecimientos. En cambio, los efectos desigualadores responden a las brechas salariales entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados, pero su magnitud es menor a la de los efectos igualadores.

Si bien a partir del análisis de Freeman (1980) la literatura sobre sindicatos y distribución salarial cobra un nuevo impulso que da origen a numerosos trabajos que abordan diferentes aristas de esta problemática (Card, 1992; DiNardo et al., 1996; DiNardo y Lemieux, 1997; Freeman, 1983, 1984; entre otros), gran parte de éstos se ha concentrado en países desarrollados. En contraste, la evidencia empírica para países en vías de desarrollo es menor, en particular para el caso argentino. De hecho, incluso más escasos son los trabajos que se enfocan no sólo en la negociación colectiva o la sindicalización, sino también en el poder de negociación sindical y su heterogeneidad entre diferentes ramas de actividad económica.

Más allá de la escasez de trabajos empíricos para países en desarrollo, el caso de Argentina también cobra particular importancia por las características de su sistema de relaciones laborales. Por un lado, hay exclusividad de las negociaciones salariales, dado que sólo los

sindicatos que tienen personería gremial pueden llevarlas a cabo. Además, las negociaciones están centralizadas por actividades económicas y los acuerdos de las condiciones laborales pueden extenderse a todos los trabajadores por aplicación del principio *erga omnes*, estén o no afiliados a un sindicato (Trajtemberg, 2009). Si bien durante la década de 1990 se produjo una individualización de las relaciones laborales, como resultado de un salario mínimo rígido y la ausencia de negociación colectiva en muchas actividades económicas, a partir de los 2000 estas instituciones laborales cobraron un nuevo impulso. De hecho, los sindicatos, además de los salarios mínimos, tienen un papel fundamental en la determinación de la estructura salarial (Alejo y Casanova, 2016; Beccaria et al., 2020)

En este contexto, surge la pregunta acerca del impacto del poder de negociación sindical sobre la distribución salarial de Argentina entre quienes se encuentran cubiertos por las negociaciones colectivas, además de si este efecto tiene un sustento microeconómico. Así, este trabajo busca hacer un aporte a la literatura existente en dos sentidos. Desde una perspectiva teórica, en el marco de un modelo microeconómico de equilibrio parcial estático usualmente empleado por la literatura sobre negociaciones colectivas, se realiza un análisis de estática comparativa para evaluar cómo varía el salario de equilibrio ante un incremento del poder de negociación sindical. Este ejercicio se realiza utilizando funciones generales, y también considerando funciones isoelásticas de utilidad y producción. Luego, se demuestra qué efecto tiene un incremento marginal del poder de negociación promedio sobre la media y varianza de la distribución no condicional de los salarios, para el grupo de trabajadores cubiertos por las negociaciones colectivas.

Desde un punto de vista empírico, se estiman los efectos del poder de negociación sindical sobre la distribución salarial de los asalariados registrados privados de Argentina, dado que más de 90% de este grupo de trabajadores está cubierto por negociaciones colectivas (Beccaria et al., 2020). Para ello, se utilizan dos conjuntos de datos publicados por el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. Por un lado, se emplea la Muestra Longitudinal de Empleo Registrado (MLER), una extensa base longitudinal administrativa que contiene información histórica e individual de aproximadamente 600 mil empleados formales del sector privado de todo el país, totalizando más de 1,8 millones de relaciones laborales. Por otro lado, esta información se combina con datos anuales de conflictos laborales y cobertura de Convenios Colectivos de Trabajo (CCT) por ramas de actividad económica, los cuales, de acuerdo con la literatura, permiten aproximar el poder de negociación sindical. Como estrategia empírica, se emplea el método de regresiones RIF desarrollado por Firpo et al. (2009), el cual permite

estimar el efecto de un conjunto de regresores sobre diferentes estadísticos de la distribución de la variable dependiente, tales como la media, varianza, cuantiles, entre otros. En su conjunto, los datos y la metodología permiten explotar la información de tipo panel con la que se trabaja.

Los principales resultados teóricos del trabajo muestran que, si se asumen funciones generales de utilidad y producción, un aumento del poder sindical eleva el salario de equilibrio, pero la tasa a la cual ocurre esto depende de cómo el poder sindical y el salario afecten la diferencia (ponderada) entre beneficios y pérdidas marginales relativas netas de sindicatos y empresas. Cuando se asumen funciones isoelásticas, la relación entre el salario de equilibrio y el poder sindical es estrictamente creciente y cóncava, por lo que sindicatos con mayor poder de negociación logran salarios más elevados, pero a una tasa decreciente. Estas propiedades de la relación de equilibrio son, posiblemente, un factor teórico que explique por qué sindicatos más poderosos elevan la media salarial, a la par que reducen la desigualdad salarial entre aquellos que están cubiertos por las negociaciones colectivas.

En cuanto a los resultados de la aplicación empírica al caso argentino, las estimaciones muestran que un aumento marginal del poder sindical eleva la media salarial y reduce la dispersión de la distribución, de forma consistente con las predicciones del modelo teórico. Los resultados también revelan que los efectos del poder sindical son más fuertes en la cola inferior de la distribución salarial, por lo que sindicatos más poderosos tenderían a beneficiar en mayor medida a trabajadores de bajos ingresos. Las estimaciones también dan cuenta de algunas especificidades, como el hecho de que, en promedio, los salarios de las mujeres se ven menos beneficiados que los de los varones ante una mayor conflictividad laboral, mientras que lo contrario ocurre ante una mayor cobertura de CCT. Además, se destaca que los efectos del poder sindical sobre la media y dispersión salarial suelen ser menores durante las recesiones.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la Sección 2 se realiza la revisión de la literatura; en la Sección 3 se explica el modelo teórico utilizado para formalizar las negociaciones colectivas y sus efectos sobre los salarios; en la Sección 4 se realiza la aplicación empírica al caso argentino, detallándose los datos y metodología empleada, así como también los resultados obtenidos; finalmente, en la Sección 5 se exponen las reflexiones finales.

2. Revisión de la literatura

El enfoque de resultados potenciales, ampliamente utilizado por la literatura de evaluación de programas, es un marco conceptual útil para analizar los canales mediante los cuales los sindicatos afectan la distribución salarial (Card et al., 2004, 2020). En general, la literatura

define el efecto de los sindicatos sobre la dispersión salarial como $V - V^N(U)$, que representa la diferencia entre la varianza log-salarial¹ observada y la que prevalecería si se mantuviera constante la fracción actual de trabajadores sindicalizados (U), pero todos los individuos fueran remunerados de acuerdo con su salario potencial del sector no sindicalizado.² Cabe aclarar que $V^N(U)$ corresponde a un escenario contrafáctico, por lo que debe ser estimada a partir de un conjunto de supuestos.

Luego, si se asume que: (1) el estatus sindical condicional en las habilidades observables es independiente de los factores inobservables que afectan los salarios, y (2) la tasa de cobertura sindical y las brechas de medias y varianzas salariales potenciales entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados son constantes entre trabajadores que difieren en su habilidad observable, entonces el efecto de los sindicatos sobre la varianza salarial es:

$$V - V^N(U) = U\Delta_v + U(1 - U)\Delta_w^2 \quad [1]$$

La Ecuación [1], introducida por Freeman (1980), muestra explícitamente que dicho efecto tiene dos componentes.³ El primero de ellos depende de Δ_v , que muestra la diferencia de la varianza de los salarios potenciales, comparando trabajadores sindicalizados y no sindicalizados. Este término es comúnmente identificado como un efecto “intragrupo” pues, si los sindicatos reducen la dispersión dentro del grupo de trabajadores sindicalizados (por ejemplo, reduciendo la importancia de características individuales en la determinación de salarios), $V - V^N(U)$ tenderá a ser negativo y de mayor magnitud, *ceteris paribus*. El segundo componente depende de Δ_w , que representa la brecha de medias salariales entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados, por lo que suele ser identificado como un efecto “entre grupos”. Si los sindicatos elevan esta brecha, $V - V^N(U)$ tenderá a aumentar.

¹ Si bien la varianza del logaritmo de los salarios no cumple con la propiedad básica de Dalton-Pigou que se les exige a los indicadores de desigualdad, es una medida que se sigue utilizando en la literatura debido a su sencillez analítica y al hecho de que viola el principio para transferencias en la cola superior de la distribución, por lo que este último es considerado un defecto “menor” (Gasparini et al., 2013).

² Idealmente, el efecto de los sindicatos sobre la dispersión salarial estaría dado por $V - V^N(0)$, es decir, la diferencia entre la varianza salarial observada y la que prevalecería en un escenario hipotético en el que no hay sindicatos. Dada la dificultad de estimar $V^N(0)$, la literatura se ha centrado en la diferencia $V - V^N(U)$ como medida del efecto de los sindicatos. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que esta diferencia puede subestimar o sobreestimar el “verdadero” efecto de los sindicatos sobre la dispersión salarial (Card et al., 2004).

³ Es preciso resaltar que la ecuación que define a $V - V^N(U)$ es más compleja si existen efectos inobservables que incidan en los salarios y estén correlacionados con el estatus sindical, o bien si hay heterogeneidad entre grupos de habilidad observable en cuanto a las brechas de media/varianza o cobertura sindical.

El trabajo de Freeman (1980) dio comienzo a la primera generación de estudios sobre los efectos distributivos de los sindicatos basada en microdatos.⁴ Sin embargo, éstos normalmente se enfocaban en trabajadores varones del sector privado, además de ignorar la heterogeneidad en la tasa de sindicalización y en el efecto salarial de los sindicatos para diferentes tipos de trabajadores (Card et al., 2004). Así, una segunda generación comienza con los trabajos de DiNardo et al. (1996) y DiNardo y Lemieux (1997), que generalizan el enfoque de Freeman utilizando una técnica de reponderación para estimar el efecto de la presencia de sindicatos sobre la dispersión salarial de varones en Estados Unidos y Canadá. Esta metodología, también aplicada por otros estudios (Bell y Pitt, 1998; Machin, 1997; entre otros) incorpora las potenciales diferencias en las brechas de ingreso entre sindicalizados y no sindicalizados para trabajadores con diferentes habilidades observables, así como también heterogeneidad en la probabilidad de cobertura sindical. En general, los trabajos encuentran que las caídas en la sindicalización contribuyen al aumento en la desigualdad.

Un aspecto no menor en la literatura es que la comparación de las estructuras salariales entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados -incluso con las mismas características observables- podría subestimar o sobreestimar el efecto distributivo “puro” de los sindicatos, si existen factores inobservables que estén correlacionados con el estatus sindical (Card et al., 2004, 2020). Algunos trabajos abordan este problema utilizando datos longitudinales que les permiten seguir los movimientos de los trabajadores entre sectores sindicalizados y no sindicalizados, encontrando no obstante un efecto negativo sobre la dispersión salarial (Freeman, 1983, 1984; Card, 1992). Otros trabajos (por ejemplo, Lemieux, 1993, 1998) estiman las diferencias en habilidades no observadas, o bien el retorno a estas habilidades, entre grupos de trabajadores y también encuentran un efecto negativo de los sindicatos sobre la dispersión salarial.

Por otra parte, si bien la evidencia empírica internacional tiende a confirmar una reducción de la varianza salarial por efecto de los sindicatos para los varones, para las mujeres el impacto es menos claro. En este punto, varios trabajos han encontrado que los sindicatos tienen un impacto pequeño sobre la desigualdad salarial de las mujeres, aunque a veces este impacto es desigualador (Card et al., 2020).

En el ámbito local también existen algunos antecedentes empíricos que analizan los efectos salariales de los sindicatos. Entre ellos, Lombardo y Martínez-Correa (2019) utilizan datos de

⁴ Para el recorrido histórico de la literatura internacional sobre sindicatos y distribución del ingreso, se sigue fundamentalmente las exposiciones de Card et al. (2004, 2020).

la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES – PISAC) para el período 2014-2015, empleando regresiones por cuantiles no condicionales y métodos de descomposición para estimar el efecto distributivo de estar cubierto por negociaciones colectivas. Encuentran que las diferencias salariales entre los cubiertos y los no cubiertos son positivas y de mayor magnitud en la parte baja de la distribución salarial, por lo que esta institución del mercado laboral tendría un efecto igualador. Utilizando la misma base de datos y agregando información sobre conflictos laborales para igual período, Gómez (2020) analiza el vínculo entre diferentes dimensiones del poder sindical (negociaciones colectivas, afiliación y conflictividad) y la distribución salarial condicional en el sector privado formal, empleando regresiones por cuantiles condicionales. Encuentra evidencia de una brecha salarial entre trabajadores cubiertos y no cubiertos por las negociaciones colectivas, así como también un efecto igualador entre quienes están cubiertos. Respecto a la afiliación sindical, ésta también parece producir cierta estandarización salarial. Sin embargo, el trabajo no encuentra diferencias salariales significativas entre grupos con diferente nivel de conflictividad laboral.

Con un enfoque similar a los dos trabajos mencionados y utilizando datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH – INDEC), Alejo y Casanova (2016) encuentran evidencia de que, entre 2004 y 2012, las negociaciones colectivas han tenido un efecto igualador dentro del grupo de trabajadores cubiertos al reducir la importancia de características individuales en la determinación de los salarios.

Por otra parte, Beccaria et al. (2020) analizan si los salarios mínimos y las negociaciones colectivas han contribuido a reducir los retornos a la educación en Argentina, encontrando una ausencia de efecto para los asalariados formales del sector privado.

Más recientemente, Lombardo y Ramírez Leira (2022) analizan los efectos que tienen los pisos salariales de la negociación colectiva sobre el empleo, los salarios y la desigualdad salarial de los trabajadores formales, utilizando datos de la MLER para el período 2001-2015 y combinándolos con información de salarios mínimos por sectores. El trabajo encuentra que la fijación de mínimos salariales sectoriales comprime la distribución salarial sin tener efectos nocivos sobre el empleo.

3. Modelo teórico sobre negociaciones colectivas

La literatura teórica que modeliza el proceso de negociación entre sindicatos y firmas se concentra en dos tipos de modelos que utilizan soluciones a la Nash (1950, 1953). Uno de ellos involucra una negociación sólo de índole salarial, en la que las empresas se reservan el “derecho

a determinar” el nivel de empleo una vez negociado el salario, motivo por el cual el modelo es conocido como “*right-to-manage*” (RTM, de ahora en más). En este modelo, sindicatos y empresas están dotados de un determinado poder de negociación, cuya distribución incide sobre el resultado salarial alcanzado. Este enfoque incluye como caso particular un escenario de sindicato monopolista que fija unilateralmente el salario al concentrar todo el poder de negociación, mientras que la firma elige el nivel de empleo de acuerdo con su curva de demanda. El otro enfoque de la literatura consiste en el “modelo de negociación eficiente”, en el que se negocian simultáneamente tanto salarios como nivel de empleo, resultando en una distribución eficiente de los beneficios del intercambio entre los agentes (Booth, 1995; Claas, 2019).

Si bien ambos enfoques son potencialmente válidos para analizar las negociaciones colectivas de los sindicatos, hay poca evidencia empírica de que éstas se realicen simultáneamente sobre salarios y empleo (Booth, 1995; Layard et al., 2006), por lo que en este trabajo se utilizará el modelo RTM como base para formalizar las negociaciones.

Por otra parte, aunque en la literatura teórica hay algunos trabajos como el de Vogel (2007) y Burda et al. (2008) que analizan, en el marco del modelo RTM, la conexión entre el poder de los sindicatos y la distribución salarial, éstos no hacen predicciones sobre la varianza de los log-salarios.

En la primera parte de esta sección se explica cómo las negociaciones colectivas determinan el salario de equilibrio en el modelo RTM. Para ello, se sigue la exposición de Booth (1995) y se asume que las negociaciones se llevan a cabo por sectores de actividad, en las que participan un sindicato y una empresa representativa del sector. En una segunda parte, se analizan las propiedades matemáticas de la relación entre el salario de equilibrio y el poder de negociación sindical -más específicamente, su crecimiento/decrecimiento y concavidad/convexidad- tanto en el caso de funciones de utilidad y producción generales como isoelásticas. Desde un punto de vista puramente matemático, varios trabajos señalan que estas propiedades inciden sobre la media y varianza de variables aleatorias (See y Chen, 2008; Tang y See, 2009; entre otros).⁵ De hecho, estas propiedades son de gran relevancia económica en cuestiones como la “paradoja del progreso”, una regularidad empírica que asocia un mayor nivel de educación con mayor desigualdad del ingreso, y en la que una de las causas más señaladas es la convexidad de la ecuación de Mincer respecto a los años de educación (Alejo, 2012; Alejo et al., 2022).

⁵ Por ejemplo, en Estadística es bien conocida la “desigualdad de Jensen”, que postula que $E[g(X)] \geq g(E[X])$, donde E es el operador esperanza, g es una función convexa y X es una variable aleatoria.

Finalmente, en la subsección 3.3 se considera el poder de negociación sindical como una variable estocástica y se muestra qué efectos podría tener un incremento de éste sobre la varianza y la media salarial de los trabajadores cubiertos por negociaciones colectivas, teniendo en cuenta las características de la relación de equilibrio del modelo.

3.1. Salario de equilibrio

Se supone que el mercado laboral de la economía está formado por un continuo de sectores de actividad indexados con $j \in [0,1]$, con la característica de que los trabajadores no pueden moverse entre sectores. En cada sector j hay un sindicato -definido como una organización cuyo propósito es mejorar el bienestar de sus miembros- y una empresa representativa, que negocian el respectivo salario w siguiendo el modelo RTM.⁶ El miembro representativo de cada sindicato tiene una función de utilidad $u(w)$, con $u'(w) > 0$ y $u''(w) \leq 0$, asumiéndose que todos los miembros del sindicato son idénticos, incluyendo tanto al líder del sindicato como al resto de los asociados. Dado que hay una probabilidad mayor a cero de que el miembro representativo no sea contratado, se define el valor esperado de su utilidad como:

$$E[U] = \frac{L}{N} u(w) + \left(1 - \frac{L}{N}\right) u(b) \quad [2]$$

donde L es la cantidad de miembros empleados, N es la cantidad total de miembros (determinada exógenamente), mientras que b es el pago al miembro representativo en caso de no ser contratado. Este pago puede ser pensado como el salario vigente en el sector no sindicalizado de la misma rama de actividad, o como el beneficio de desempleo, determinándose exógenamente el nivel de utilidad $u(b) = B > 0$. Se asume que todos los trabajadores tienen la misma probabilidad de ser contratados.

En cuanto a las firmas, se supone que su capital está fijo, por lo que la producción de la empresa representativa sólo depende de la cantidad contratada de trabajo, vía una función $q(L)$, con $q'(L) > 0$ y $q''(L) < 0$. También se asume que las empresas no pueden contratar trabajo en el sector no sindicalizado.

Dentro de cada sector, el sindicato y la empresa representativa determinan el salario de equilibrio w^* siguiendo una negociación de Nash generalizada (1950, 1953) que maximiza el producto de Nash (denotado V). Éste surge de multiplicar las ganancias netas que obtiene cada agente al alcanzar un acuerdo, ponderadas por los respectivos poderes de negociación. La

⁶ Si bien los parámetros y variables de las ecuaciones dependen del sector j , no se utilizarán subíndices por sector para facilitar la lectura.

ganancia neta para cada agente es la diferencia de la variable objetivo correspondiente (utilidad para el sindicato y beneficios para la empresa) comparando el resultado si se alcanza un acuerdo versus si se permanece en el statu quo.

Para el sindicato la ganancia neta por alcanzar un acuerdo es $E[U] - u(b) = \frac{L}{N} [u(w) - u(b)]$, la cual es positiva dado que se supone que $w > b$. Para la firma la ganancia neta es simplemente la función de beneficios variables (función de beneficios, de aquí en más) $\pi(L) = Pq(L) - wL$, ya que en el statu quo no puede contratar trabajadores no sindicalizados, por lo que no tendría producción.⁷ Se asume que la firma vende en un mercado de productos competitivo a un precio P . La ganancia neta para la empresa también es positiva dado que se supone que el precio de mercado es superior al costo variable medio. Así, el producto de Nash a maximizar es:

$$V = \left\{ \frac{L}{N} [u(w) - u(b)] \right\}^x [Pq(L) - wL]^{(1-x)} \quad [3]$$

donde $x \in [0,1]$ es un parámetro exógeno que mide el poder de negociación del sindicato, mientras que $1 - x$ mide el poder de negociación de la empresa representativa.

En el modelo RTM, la negociación entre sindicato y firma es pensada como un juego en dos etapas. En la primera etapa, las partes negocian salarios dado el nivel de empleo. En la segunda etapa, la firma representativa elige unilateralmente el nivel de empleo que maximice sus beneficios. La condición de primer orden (CPO) para esta última maximización es $\pi'(L) = 0$, por lo que $Pq'(L) - w = 0$, lo cual implica que la cantidad de trabajo y el salario negociado en equilibrio deben ser consistentes con la función de demanda de empleo de la firma $L(w)$. Como los jugadores anticipan el comportamiento de la firma en la segunda etapa, el juego se resuelve mediante inducción hacia atrás y la función de demanda de empleo es tenida en cuenta en la maximización del producto de Nash:

$$\arg \max_w \left\{ \frac{L(w)}{N} [u(w) - u(b)] \right\}^x [Pq(L(w)) - wL(w)]^{(1-x)} \quad [4]$$

Así, la CPO para maximizar el producto de Nash (ver Sección A1 del Anexo para más detalles) es:

⁷ Los costos fijos F desaparecen de la función de ganancia neta de la firma, debido a que en el statu quo la empresa afronta unos beneficios (pérdidas) iguales a $-F$. Es decir, si se alcanza un acuerdo los beneficios de la empresa son $Pq(L) - wL - F$, mientras que en el statu quo los beneficios son $-F$, por lo que al calcular la ganancia neta se obtiene $Pq(L) - wL - F - (-F) = Pq(L) - wL$.

$$x \left[\frac{u'(w)}{u(w) - u(b)} + \frac{L'(w)}{L(w)} \right] = (1 - x) \frac{L(w)}{Pq(L(w)) - wL(w)} \quad [5]$$

En la Ecuación [5], $GMU(w) = \frac{u'(w)}{u(w) - u(b)} > 0$ representa la ganancia marginal relativa, en términos de utilidad, que obtiene el sindicato, mientras que $PME(w) = \frac{L'(w)}{L(w)} < 0$ es la pérdida marginal relativa en términos del empleo. Por su parte, $VAPMB(w) = \frac{L(w)}{Pq(L(w)) - wL(w)} = \frac{-\pi'(w)}{\pi(w)} > 0$ es el valor absoluto de la pérdida marginal relativa, en términos de beneficios, para la firma. En este punto, vale aclarar que el beneficio de la firma se reduce ante un aumento del salario, debido a que, en equilibrio y haciendo uso de la condición $P \frac{dq}{dL} = w$, se obtiene que $\pi'(w) = -L < 0$. En resumen, en el óptimo, el beneficio marginal relativo neto para el sindicato debe igualarse con el valor absoluto de la pérdida marginal relativa de la firma, estando ambas magnitudes ponderadas por los respectivos poderes de negociación.

3.2. Relación entre salario de equilibrio y poder de negociación sindical

Si bien a partir de la CPO para maximizar el producto de Nash el salario óptimo w^* queda definido implícitamente, es posible aplicar la derivación implícita para determinar cómo se ve afectado ante una variación marginal en el poder de negociación del sindicato, alrededor del equilibrio. Para ello, escribimos la ecuación de equilibrio como $x[GMU(w) + PME(w)] - (1 - x)VAPMB(w) = 0$, suponemos fijos todos los parámetros a excepción de x y denotamos el lado izquierdo como $F(w, x)$. Esta última función muestra la diferencia (ponderada) entre el beneficio marginal relativo neto para el sindicato y el valor absoluto de la pérdida marginal relativa de la firma, siendo esta diferencia nula en equilibrio. Luego, puede demostrarse que:

$$\frac{dw^*}{dx} = - \frac{\frac{\partial F}{\partial x}}{\frac{\partial F}{\partial w}} > 0 \quad [6]$$

lo cual indica que el salario de equilibrio es función estrictamente creciente del poder de negociación del sindicato (para más detalles, ver Sección A2 del Anexo). Intuitivamente, partiendo del equilibrio $F(w, x) = 0$ y dado que $\frac{\partial F}{\partial x} > 0$ y $\frac{\partial F}{\partial w} < 0$, un aumento de dicho poder eleva F , por lo que para volver al equilibrio se requiere que el salario aumente.

Ahora, cabe preguntarse acerca de la concavidad o convexidad de la relación entre el salario de equilibrio y el poder de negociación del sindicato. Para ello, se calcula la derivada implícita de

segundo orden teniendo en cuenta que, alrededor del equilibrio, w es función de x . Así, puede demostrarse que:

$$\frac{d^2w^*}{dx^2} = \frac{-\frac{\partial^2 F}{\partial w^2} \left(\frac{\partial F}{\partial x}\right)^2 - \frac{\partial^2 F}{\partial x^2} \left(\frac{\partial F}{\partial w}\right)^2 + 2 \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} \frac{\partial F}{\partial x} \frac{\partial F}{\partial w}}{\left(\frac{\partial F}{\partial w}\right)^3} = \frac{\frac{\partial F}{\partial x} \left(2 \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} \frac{\partial F}{\partial w} - \frac{\partial F}{\partial x} \frac{\partial^2 F}{\partial w^2}\right)}{\left(\frac{\partial F}{\partial w}\right)^3} \quad [7]$$

donde se hace uso de que $\frac{\partial^2 F}{\partial x^2} = 0$ (ver Sección A2 del Anexo). Puesto que $\frac{\partial F}{\partial w} < 0$ y que $\frac{\partial F}{\partial x} > 0$, la concavidad/convexidad del salario negociado queda definida por el signo del término $2 \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} \frac{\partial F}{\partial w} - \frac{\partial F}{\partial x} \frac{\partial^2 F}{\partial w^2}$. Si éste es positivo, el salario de equilibrio será una función estrictamente cóncava respecto al poder de negociación del sindicato, mientras que, si es negativo, será una función estrictamente convexa⁸, aunque determinar los signos de $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w}$ y $\frac{\partial^2 F}{\partial w^2}$ requiere hacer supuestos adicionales sobre las funciones de utilidad y producción. De hecho, los únicos casos en los que el signo de $\frac{d^2w^*}{dx^2}$ no dependerá de las magnitudes de las derivadas parciales de F son aquellos en los que $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w}, \frac{\partial^2 F}{\partial w^2} \leq 0$ (w^* cóncava), o bien $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w}, \frac{\partial^2 F}{\partial w^2} \geq 0$ (w^* convexa).

Para ver en términos más intuitivos qué debería ocurrir para que el salario de equilibrio sea una función cóncava o convexa (en un sentido estricto), hay que recordar que F muestra la diferencia (ponderada) entre el beneficio marginal relativo neto para el sindicato y el valor absoluto de la pérdida marginal relativa de la firma. Como se explicó previamente, aumentos exógenos de x requieren que w^* se incremente para volver al equilibrio del modelo, pero la cuestión es determinar si estos incrementos en el salario negociado son cada vez más “pequeños” (función cóncava) o “grandes” (función convexa). A fines de simplificar, supóngase que $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} = 0$. Si $\frac{\partial^2 F}{\partial w^2} < 0$, la diferencia entre el beneficio marginal relativo para el sindicato y la pérdida marginal relativa de la firma decrece rápidamente cuando aumenta el salario negociado, por lo que un aumento “pequeño” de w^* (como respuesta al incremento exógeno de x) bastará para volver al equilibrio. En este caso, el salario será función cóncava del poder de negociación. El mismo razonamiento puede aplicarse si se supone que $\frac{\partial^2 F}{\partial w^2} > 0$,

⁸ Asimismo, nótese que la positividad o negatividad del numerador del cociente que define a $\frac{d^2w^*}{dx^2}$ son condiciones suficientes para que la función $F(w, x)$ sea, respectivamente, estrictamente cuasicóncava o estrictamente cuasiconvexa.

caso en el que F decae lentamente ante un aumento del salario, por lo que un incremento del poder sindical requiere un aumento “grande” del salario para retornar al equilibrio del modelo.

Por supuesto, la concavidad o convexidad de w^* podría darse bajo otras configuraciones de signos; por ejemplo, si $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} < 0$ y $\frac{\partial^2 F}{\partial w^2} > 0$, pero $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w}$ es lo suficientemente fuerte, entonces w^* será una función cóncava. Esto se debe a que, si bien F decae lentamente ante un incremento salarial, un aumento del poder sindical reduce fuertemente $\frac{\partial F}{\partial w}$, provocando que el crecimiento w^* no tenga que ser demasiado elevado para volver al equilibrio.

En definitiva, la concavidad/convexidad de la relación de equilibrio entre salario y poder sindical no sólo depende de cómo un incremento salarial afecte ganancias y pérdidas marginales relativas de sindicatos y firmas (determinado por $\frac{\partial F}{\partial w}$ y $\frac{\partial^2 F}{\partial w^2}$), sino también de cómo estos cambios son afectados, a su vez, por el propio poder sindical ($\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w}$). Así, bajos los supuestos del modelo RTM, el salario de equilibrio aumenta ante un incremento del poder de negociación de los sindicatos, pero a una tasa que en última instancia dependerá de las formas de las funciones de utilidad y producción. Las mismas observaciones aplican para el log-salario de equilibrio.⁹ No obstante, si se asume funciones de utilidad y producción isoelásticas (respecto al salario y al empleo, respectivamente), puede demostrarse que el log-salario de equilibrio, bajo el modelo RTM, es una función estrictamente creciente y cóncava del poder de negociación sindical (ver secciones A3 y A4 del Anexo). Como se verá en el próximo apartado, estas características de la relación entre el log-salario y el poder de negociación determinan cómo impacta este último sobre la media y la varianza salarial.

3.3. Efecto del poder de negociación sobre la media y la varianza salarial

En esta sección se analiza, en términos teóricos, qué efecto tendría un incremento de la media del poder de negociación de los sindicatos sobre la media y varianza salarial (en logaritmos), asumiendo que la relación de equilibrio entre el log-salario y dicho poder es estrictamente creciente y cóncava como predice el modelo RTM con funciones isoelásticas. El razonamiento sigue la lógica de la demostración del Teorema 3.1 de See y Chen (2008).

⁹ No obstante, es preciso hacer algunas aclaraciones. Para ello, considérese la función $g(x) = \ln[f(x)]$. Derivando, se obtiene que $g'(x) = \frac{f'(x)}{f(x)}$ y que $g''(x) = \frac{f''(x)f(x) - [f'(x)]^2}{[f(x)]^2}$. Por lo tanto, dado que $f(x) > 0$, si $f(x)$ es estrictamente creciente y cóncava, su logaritmo natural también tendrá estas características. Sin embargo, si $f(x)$ es estrictamente convexa, la concavidad/convexidad de su logaritmo dependerá del signo de $f''(x)f(x) - [f'(x)]^2$.

Supóngase que todos los parámetros que determinan el salario de equilibrio, excepto el poder de negociación, están fijos. Así, la heterogeneidad en los salarios negociados en los sectores obedece únicamente a diferencias en el poder de negociación de los respectivos sindicatos, el cual será considerado como una variable aleatoria continua X con función de densidad $g_X(x)$ tal que $\int_{\underline{x}}^{\bar{x}} g_X(x)dx = 1$, donde $0 < \underline{x} < \bar{x} < 1$ (se descartan los casos teóricos extremos del poder de negociación). De este modo, el logaritmo del salario de equilibrio $\ln w^* = Y$ será una variable aleatoria continua que es función únicamente de X .

En función de lo anterior, es posible pensar el incremento de la media del poder de negociación como un desplazamiento marginal (*location shift*) de la función de densidad, en el espíritu de See y Chen (2008), y Tang y See (2009). Es decir, se supone que X se traslada a $X + \varepsilon$, con $\varepsilon \rightarrow 0$, por lo que ahora $Y = f(X, \varepsilon)$.

Por su parte, la varianza de Y será:

$$Var[Y] = Var[f(X, \varepsilon)] = E[f^2(X, \varepsilon)] - E^2[f(X, \varepsilon)] \quad [8]$$

Dada la función de densidad $g_X(x)$, $Var[Y]$ será función del parámetro ε . Para evaluar cómo afecta un incremento en la media de X sobre la varianza de Y , debe determinarse el signo de $\frac{dVar[Y]}{d\varepsilon}$:

$$\frac{dVar[Y]}{d\varepsilon} = \frac{dE[f^2(X, \varepsilon)]}{d\varepsilon} - \frac{2E[f(X, \varepsilon)](dE[f(X, \varepsilon)])}{d\varepsilon} \quad [9]$$

Puesto que $Y = f(X, \varepsilon)$ es una transformación de X , entonces $E[f(X, \varepsilon)] = \int_{\underline{x}}^{\bar{x}} f(x, \varepsilon) g_X(x)dx$ y $E[f^2(X, \varepsilon)] = \int_{\underline{x}}^{\bar{x}} f^2(x, \varepsilon) g_X(x)dx$. Luego, por la regla integral de Leibniz se tiene que $\frac{dE[f(X, \varepsilon)]}{d\varepsilon} = E\left[\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}\right]$ y $\frac{dE[f^2(X, \varepsilon)]}{d\varepsilon} = E\left[\frac{df^2(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}\right]$.¹⁰ Sustituyendo estas expresiones y considerando que $\frac{df^2(X, \varepsilon)}{d\varepsilon} = 2f(X, \varepsilon) \frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}$ se tiene que:

$$\frac{dVar[Y]}{d\varepsilon} = 2E\left[f(X, \varepsilon) \frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}\right] - 2E[f(X, \varepsilon)]E\left[\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}\right] \quad [10]$$

¹⁰ $\frac{dE[f(X, \varepsilon)]}{d\varepsilon} = \frac{d \int_{\underline{x}}^{\bar{x}} f(x, \varepsilon) g_X(x) dx}{d\varepsilon} = \int_{\underline{x}}^{\bar{x}} \frac{df(x, \varepsilon)}{d\varepsilon} g_X(x) dx = E\left[\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}\right]$. Con el mismo razonamiento se demuestra que $\frac{dE[f^2(X, \varepsilon)]}{d\varepsilon} = E\left[\frac{df^2(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}\right]$.

Debido que el log-salario de equilibrio es una función estrictamente creciente y cóncava respecto al poder de negociación sindical, se tiene que $f(X, \varepsilon)$ es función estrictamente creciente respecto a ε y $\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon}$ es función estrictamente decreciente, por lo que aplica el Lema 2.1 de See y Chen (2008), pudiéndose afirmar que $E \left[f(X, \varepsilon) \frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon} \right] < E[f(X, \varepsilon)] E \left[\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon} \right]$. Luego:

$$\frac{dVar[Y]}{d\varepsilon} < 0 \quad [11]$$

Por lo tanto, un incremento marginal de la media del poder de negociación reduce la dispersión de los salarios. Intuitivamente, aunque todos los sindicatos tuvieran “un poco más” de poder de negociación, quienes inicialmente tenían más -y, por lo tanto, salarios mayores dada la relación creciente- experimentan un incremento salarial de menor magnitud debido a la concavidad de la función, lo cual comprime la distribución del log-salario.

Para determinar el impacto sobre la media de Y , el razonamiento es similar. Nuevamente, dada la función de densidad $g_X(x)$, $E[Y]$ será función del parámetro ε . Haciendo uso de la regla integral de Leibniz, se tiene que:

$$\frac{dE[Y]}{d\varepsilon} = E \left[\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon} \right] \quad [12]$$

Dado que $\frac{df(X, \varepsilon)}{d\varepsilon} > 0$, entonces:

$$\frac{dE[Y]}{d\varepsilon} > 0 \quad [13]$$

Por ende, un incremento marginal de la media del poder de negociación aumenta el valor esperado de los salarios. Es claro esto ocurre debido a la relación creciente, en el modelo RTM, entre el log-salario de equilibrio y dicho poder.

Finalmente, cabe destacar dos cuestiones importantes. Por un lado, la concavidad de la relación de equilibrio entre el log-salario y el poder sindical es condición suficiente pero no necesaria para que un incremento de dicho poder reduzca la dispersión salarial. Por ejemplo, podrían existir factores inobservables en la determinación de los salarios negociados que interactúen con el poder sindical y que provoquen que el efecto marginal de éste sea asimétrico a lo largo

de la distribución condicional salarial, afectando de este modo la dispersión.¹¹ Por otro lado, los efectos analizados en esta sección corresponden a la media y varianza salarial dentro del grupo de trabajadores cubiertos por las negociaciones colectivas. Si se asume que la media y varianza de los salarios dentro del sector no cubierto no se ven afectadas por un aumento del poder de negociación sindical, la menor dispersión dentro del sector cubierto tendería a reducir la varianza salarial del universo de trabajadores, según la Ecuación [1]. En cambio, el incremento de la media para los trabajadores cubiertos tendería a aumentar dicha varianza. Naturalmente, el efecto neto total dependerá no sólo de las magnitudes de estos impactos, sino también de los cambios que podría experimentar la distribución salarial en el sector no cubierto, aunque el análisis de estas cuestiones queda por fuera de los objetivos del presente trabajo.

4. Aplicación empírica

4.1. Medición del poder de negociación de los sindicatos

Desde una perspectiva económica, el poder de negociación de los sindicatos puede definirse como la capacidad para fijar o alterar las condiciones de intercambio a su favor. Sin embargo, esta capacidad depende de factores no sólo económicos, sino también políticos y sociales, por lo que no suele ser directamente cuantificable, tornándose necesario aproximarla a través de variables susceptibles de medición (Armstrong et al., 1977).

Al respecto, Kelly (2012) considera que el poder sindical puede ser aproximado desde varias dimensiones, con variables que incluyen la tasa de sindicalización (porcentaje de trabajadores afiliados a un sindicato), la tasa de cobertura de las negociaciones colectivas (porcentaje de trabajadores cuyas relaciones laborales están cubiertas por convenios colectivos de trabajo), y la frecuencia o intensidad de las huelgas y conflictos laborales.

La tasa de sindicalización es una variable que refleja la capacidad asociativa o de organización de los sindicatos (Barrera Insúa y Marshall, 2019). Sin embargo, en Argentina tiene mayor relevancia la tasa de cobertura de negociaciones colectivas, dado que las condiciones de los acuerdos laborales se extienden a todos los asalariados formales, independientemente de que estén o no afiliados a un sindicato (Trajtemberg, 2009; Gómez, 2020). Por otra parte, las huelgas y los conflictos laborales son estrategias sindicales de negociación que buscan lograr determinados objetivos salariales, cuyo análisis ha sido abordado no sólo por la Economía, sino

¹¹ De hecho, otra de las posibles causas de la “paradoja del progreso” mencionada al comienzo de esta sección está relacionada con los retornos heterogéneos a la educación, siendo estos superiores en los cuantiles más altos de la distribución condicional del salario (Alejo, 2012; Alejo et al., 2022).

también por la sociología laboral y las ciencias políticas (Barrera Insúa y Marshall, 2019; Gómez, 2020).

Finalmente, cabe aclarar que la literatura reconoce que el poder de negociación sindical no es una variable homogénea entre trabajadores, sino que varía entre las diferentes ramas de actividad económica. Por este motivo, es relevante aproximar el poder sindical desagregando por actividades económicas (Barrera Insúa y Marshall, 2019; Gómez, 2020; Lombardo y Ramírez Leira, 2022).

4.2. Datos

Los datos sobre remuneraciones provienen de la MLER, un panel de datos construido en base a los registros administrativos del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA), y que ha sido puesta a disposición del público por el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. Los datos se basan en las declaraciones juradas que las empresas presentan mensualmente a la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP), así como también en información complementaria del Padrón de Empresas de AFIP y del Padrón de Personas de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). La base contiene datos sobre las remuneraciones brutas totales de cada una de las relaciones laborales (incluyendo montos remunerativos como el sueldo, sueldo anual complementario, salario, honorarios, propina, gratificaciones y suplementos adicionales que tengan el carácter de habituales y regulares, y no remunerativos como las indemnizaciones), sexo y año de nacimiento, así como también características de la empresa en la que se registra la relación laboral, incluyendo rama de actividad, año de inicio de actividad (en tramos), y número de empleados (en tramos). También se cuenta con información de la provincia en la que se registran las relaciones laborales.

Los datos de la MLER son mensuales -a excepción del número de empleados de la empresa, que corresponde al cuarto trimestre de cada año- e incluyen, de forma desagregada, todas las relaciones laborales de cada trabajador entre enero de 1996 y diciembre de 2021, proporcionando información sobre casi 600 mil trabajadores del sector privado registrado y más de 1,8 millones de relaciones laborales, abarcando todo el país. La muestra es representativa de todas las personas del sector privado que tenían un empleo asalariado registrado en ese período. Este segmento del mercado laboral representa, según datos de la EPH 2021, poco menos de un tercio del empleo total y casi 40% del total de asalariados.

Debido a que la MLER surge de los registros administrativos del sistema de seguridad social argentino, una ventaja importante en relación a los microdatos basados en encuestas es que los

datos contienen pocos errores de medición. No obstante, como indica el documento metodológico de la MLER, se implementó un procedimiento en la construcción de la muestra para garantizar la confidencialidad de las remuneraciones más altas, consistente en una micro-adición de remuneraciones superiores al percentil 98 por rama de actividad de dos dígitos de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIU), ordenando ascendentemente los ingresos y promediando tres salarios continuos, asignando ese valor a las observaciones correspondientes. Por lo tanto, debe tenerse en cuenta la posibilidad de que exista un problema de *top-coding*.

Para las estimaciones, las remuneraciones se expresan en términos reales¹² y luego se anualizan sumando los valores mensuales para cada año calendario, con el objetivo de evitar problemas por fluctuaciones intra-anales. Asimismo, para cada individuo y año se consideran sólo las relaciones laborales que más peso tienen dentro de la remuneración total.

La MLER desglosa las actividades económicas a nivel rama teniendo en cuenta la clasificación de AFIP basada en CIU Revisión 3 y CLANAE 1997. En cuanto al tamaño y la antigüedad de la empresa, la MLER provee información sobre el número de empleados y el año de inicio de actividad, utilizando las siguientes categorías en tramos: (1) hasta nueve empleados, entre diez y cuarenta y nueve empleados, entre cincuenta y doscientos empleados, y más de doscientos empleados; (2) antes de 2001, 2001-2005, 2006-2010, luego de 2010.

Para aproximar el poder de negociación de los sindicatos se utiliza información provista por la Dirección de Estudios y Estadísticas de Relaciones del Trabajo (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social). Por un lado, se cuenta con datos anuales de conflictos laborales para el período 2006-2021, según actividad económica en el ámbito privado, la cual es posible combinar con la clasificación de actividades de la MLER.¹³ Además, los conflictos laborales se pueden desagregar en tres tipos: cantidad de conflictos con paro, cantidad de huelguistas, y cantidad de jornadas individuales no trabajadas. Por otro lado, se tiene información mensual de la cantidad de puestos de trabajo alcanzados por los CCT para el período 2014-2021, según diferentes actividades económicas. Aquí, la clasificación de actividades no coincide de forma exacta con la desagregación a nivel letra que utiliza la MLER, por lo que manualmente se

¹² Para deflactar las remuneraciones, se utilizó el índice de precios construido para la publicación de Indicadores Regionales de la Universidad Austral (agosto 2002 = 100).

¹³ Los conflictos laborales están desagregados según las siguientes actividades económicas: Agricultura, Ganadería y Silvicultura; Pesca; Explotación de Minas y Canteras; Industria; Agua, Gas y Energía; Construcción; Comercio y Actividades Afines; Hoteles y Restaurantes; Transporte; Comunicaciones; Intermediación Financiera; Servicios Empresariales; Enseñanza; Salud; Otras Actividades Comunitarias.

realizó una equivalencia (ver sección A5 del Anexo). Para expresar la información de cobertura de CCT en términos anuales, se promediaron los datos mensuales.

Los datos de conflictividad laboral y cobertura de CCT se dividieron por la cantidad poblacional de empleo asalariado registrado privado según rama de actividad de la MLER (información provista como anexo estadístico a la MLER), a fines de garantizar la comparabilidad a lo largo del tiempo y entre las diferentes actividades. Luego, para facilitar la comparación de los resultados de las estimaciones, los datos se estandarizaron mediante el método min-max para construir cuatro índices de poder de negociación según las dimensiones mencionadas en el párrafo anterior (conflictos con paro, huelguistas, jornadas de paro, y cobertura de CCT). Cada uno de estos índices varía de 0 a 100, aunque es importante tener en cuenta que estos valores no necesariamente coinciden con los valores teóricos de poder de negociación del modelo RTM (por ejemplo, si a una observación de la MLER le corresponde un determinado índice con valor 100, esto no significa necesariamente que el respectivo sindicato tiene 100% de poder en la negociación colectiva, sino que -dentro de los datos- el sindicato tenía el máximo valor en la variable correspondiente).

Por último, cabe aclarar que el análisis de regresión se limita al grupo de trabajadores cuya edad se encuentra entre 26 y 65 años, para poner el foco en los individuos con mayor probabilidad de pertenecer a la fuerza laboral. Asimismo, siguiendo a la literatura previa, se excluyen a los trabajadores del sector primario.

La Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de los datos. En cuanto a los indicadores del poder de negociación sindical basados en la conflictividad laboral, se destaca que las observaciones están concentradas en niveles relativamente bajos de poder, con medias que van desde los 6,9 puntos a 12,8 puntos. En cambio, cuando el poder sindical se aproxima mediante la cobertura de CCT, la media es notablemente superior (52,6 puntos) y los datos se distribuyen de forma más homogénea a lo largo de los posibles valores del indicador. Respecto a las características de los individuos, cabe resaltar que la edad promedio es de aproximadamente 37 años y que hay una participación mayoritaria de varones (poco más de dos tercios de las observaciones). Finalmente, en relación a las variables que caracterizan las relaciones laborales, se destaca que prácticamente la mitad de las personas se desempeñan en el sector Servicios Privados, un tercio trabaja en empresas grandes (es decir, con más de 200 empleados), y casi tres cuartas partes de las observaciones trabaja en firmas que iniciaron su actividad antes de 2001.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los datos

VARIABLES CONTINUAS	Obs.	Media	Desvío std.	Mín.	1° cuartil	Mediana	3° cuartil	Máx.
Remuneración real anual de la relación laboral principal	4.932.159	14633,69	22787,39	0,00	3919,63	9923,70	18410,40	4763466,00
Edad	4.824.554	36,95	12,02	18,00	27,00	35,00	45,00	85,00
Índice de poder de negociación (conflictos con paro)	3.200.836	12,77	15,43	0,00	3,18	8,54	14,81	100,00
Índice de poder de negociación (huelguistas)	3.200.836	11,02	16,77	0,00	0,51	3,20	17,21	100,00
Índice de poder de negociación (jornadas de paro)	3.200.836	6,93	12,20	0,00	0,35	1,41	8,59	100,00
Índice de poder de negociación (cobertura de CCT)	1.635.666	52,60	29,08	0,00	26,74	45,98	78,97	100,00
VARIABLES CATEGÓRICAS	Obs.	Distribución de las categorías (%)						
Sexo	Mujer	1.527.086			31,05			
	Varón	3.390.991			68,95			
Sector agregado	Actividades primarias	388.155			7,87			
	Construcción	396.514			8,04			
	Comercio	840.586			17,05			
	Industria Manufacturera	972.702			19,73			
	Servicios Privados	2.331.558			47,3			
Tramo de empleo de la empresa	Más de 200 empleados	1.650.663			33,47			
	Más de 50 y hasta 200 empleados	1.026.943			20,83			
	Más de 10 y hasta 50 empleados	1.142.995			23,18			
	Hasta 10 empleados	1.110.587			22,52			
Tramo de inicio de actividad de la empresa	Antes de 2001	3.509.036			71,15			
	Entre 2001 y 2005	563.355			11,42			
	Entre 2006 y 2010	486.395			9,86			
	Posterior a 2010	373.373			7,57			
Región	NEA	219.925			4,46			
	NOA	368.101			7,46			
	Cuyo	329.771			6,69			
	Pampeana	3.696.698			74,96			
	Patagonia	317.193			6,43			

Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: el índice utilizado para deflactar tiene base agosto 2002 = 100. El valor mínimo de las remuneraciones no es estrictamente cero, sino que fue redondeado por cuestiones de espacio.

4.3. Metodología

Como estrategia empírica para estimar los efectos del poder de negociación sindical sobre la distribución de los ingresos, se utilizan regresiones RIF. Éstas, basadas en el concepto de “función de influencia” (IF) introducido por Hampel (1968, 1974), permiten estimar el efecto de un desplazamiento marginal de la distribución de un regresor sobre diferentes estadísticos de la distribución no condicional de la variable respuesta, incluyendo la media, varianza, cuantiles, indicadores de desigualdad, etc.

Sea F_Y la función de distribución acumulada (CDF, por sus siglas en inglés) de la variable aleatoria Y . Todo estadístico v es, matemáticamente, un funcional que colapsa la información de la CDF de Y en un único escalar que resume alguna característica de la distribución, es decir, $v_{F_Y} = v(F_Y)$. La función de influencia, denotada $IF(y_i, v, F_Y)$, es una derivada direccional que constituye una aproximación lineal de primer orden de la influencia relativa de la observación i en el estadístico v (Rios-Avila y Maroto, 2022).

Firpo et al. (2009) proponen utilizar una modificación de la IF, denominada “función de influencia recentrada” (RIF, por sus siglas en inglés), como base para estimar el efecto de un desplazamiento marginal de la distribución de un regresor X_k sobre un estadístico de interés v de la CDF de Y . La RIF es equivalente a los dos primeros términos de la aproximación lineal de von Mises (1947) para el correspondiente v :

$$RIF(y_i, v, F_Y) = v(F_Y) + IF(y_i, v, F_Y) \quad [14]$$

Esta función puede obtenerse analíticamente para diversos estadísticos (Firpo et al., 2009; Rios-Avila, 2020). Una propiedad importante de la RIF es que su valor esperado es igual al correspondiente estadístico de interés: $E[RIF(y_i, v, F_Y)] = v(F_Y)$. Luego, haciendo uso de la Ley de Esperanzas Iteradas, puede tenerse en cuenta el efecto de un vector de regresores \mathbf{X} , al escribir a $v(F_Y)$ en términos de la esperanza condicional de la RIF: $v(F_Y) = E[E[RIF(y_i, v, F_Y)|\mathbf{X} = \mathbf{x}]]$.

Sin pérdida de generalidad, supóngase que el vector \mathbf{X} consiste en una única variable continua X , con función de densidad $f_X(x)$. Firpo et al. (2009) definen el “efecto parcial no condicional” (UPE, por sus siglas en inglés) como el impacto de un desplazamiento marginal hacia la derecha de la distribución de X sobre un determinado estadístico distribucional v , demostrando que este efecto está dado por:

$$UPE = \int \frac{dE[RIF(y_i, v, F_Y)|X = x]}{dx} f_X(x) dx \quad [15]$$

Es importante notar que el cálculo del UPE requiere modelar $E[RIF(y_i, v, F_Y)|X = x]$. La propuesta de los autores es modelar esta esperanza condicional como una función lineal, lo cual permitiría estimarla fácilmente mediante OLS. En el caso sencillo mencionado, dado que $\frac{dE[RIF\{y_i, v(F_Y)\}|X=x]}{dx} = \beta$ (constante) y que $\int f_X(x) dx = 1$, se tiene que $UPE = \beta$. Por ende, el UPE se obtiene a partir de un modelo de regresión estimado por OLS, en el que la RIF (correspondiente a cierto estadístico de interés) es la variable dependiente. Naturalmente, el proceso es muy similar cuando el vector \mathbf{X} contiene a más de un regresor. Aquí, el término “parcial” del UPE adquiere más sentido, puesto que estará midiendo el efecto del desplazamiento marginal de la distribución de un regresor, *ceteris paribus*, sobre un estadístico de la CDF de la variable respuesta.

Dada la base de datos de panel con la que se cuenta, en este trabajo se estimarán, mediante OLS, los siguientes tipos de modelos:

$$RIF(y_i, v, F_Y) = \alpha_i + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad [16]$$

La variable dependiente es la RIF, correspondiente a cierto estadístico de interés v de la distribución no condicional del logaritmo de las remuneraciones reales. Los estadísticos de interés son, por una parte, la media y el desvío estándar, a fines de contrastar si los resultados son consistentes con las predicciones del modelo teórico de la sección 3.¹⁴ También se estiman los efectos sobre los cuantiles de orden 0.1, 0.2, ..., 0.9, a fines de analizar en qué partes de la distribución salarial se concentran los efectos del poder de negociación.

Dada la estructura de panel de los datos, se incluyen efectos fijos a nivel individuo (α_i), para controlar la heterogeneidad no observable fija en el tiempo. El vector de regresores \mathbf{X}_{it} incluye alguna de las variables proxy del poder de negociación sindical (variable explicativa de interés) y un conjunto de variables de control. Puesto que el modelo RTM sugiere que la relación de equilibrio entre el log-salario y el poder de negociación es no lineal, esta última variable se introduce de forma cuadrática en todos los modelos. Las variables de control incluyen, por una parte, edad y edad al cuadrado del individuo como aproximaciones de la experiencia, y, por

¹⁴ Se utiliza el desvío estándar en lugar de la varianza como medida de dispersión a fines de facilitar la interpretación de los resultados.

otra parte, variables binarias indicativas del número de empleados de la empresa en la que trabaja, de la antigüedad de ésta y de la región económica (según regiones de INDEC).

En cuanto a la interpretación de los resultados de las estimaciones, es pertinente realizar algunas aclaraciones. Sea X el poder de negociación sindical, \mathbf{Z} el vector de variables de control y $\boldsymbol{\gamma}$ el vector parámetros asociado a estas últimas variables (se suprimen los índices de individuos y tiempo por simplicidad). Entonces, el valor esperado de la variable dependiente del modelo es:

$$E[RIF(y_i, v, F_Y)] = E[\alpha] + \beta_1 E[X] + \beta_2 E[X^2] + E[\mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma}] + E[u] \quad [17]$$

Dado que $E[RIF(y_i, v, F_Y)] = v(F_Y)$ y que $E[X^2] = Var[X] + E^2[X]$ (por definición de varianza), el efecto marginal del poder sindical sobre el estadístico v viene dado por:

$$\frac{\partial v(F_Y)}{\partial E[X]} = \beta_1 + 2E[X] \quad [18]$$

A modo de ejemplo, si v representa el desvío estándar de Y , la expresión $\beta_1 + 2E[X]$ aproxima el cambio en la dispersión log-salarial ante un incremento marginal de la media del poder sindical. La interpretación para otros estadísticos como los cuantiles y la media del log-salario sigue el mismo razonamiento. Por otra parte, nótese que, dada la forma en que se introduce el poder sindical en los modelos, el efecto marginal depende de $E[X]$, por lo que para obtener una medida resumen es preciso evaluar la expresión en algún valor representativo de $E[X]$ o bien computar el valor de la expresión para las diferentes observaciones y luego promediar. En este trabajo se utiliza la segunda alternativa.

Finalmente, cabe aclarar que los modelos se estiman de forma separada para cada indicador de poder de negociación sindical. Asimismo, además de estimarse para el total de trabajadores, los modelos se desagregan según sexo para indagar si existen diferencias en los efectos del poder de negociación, teniendo en cuenta que esta cuestión sigue en discusión por parte de la literatura empírica (Card et al., 2020). Las estimaciones también se desagregan según fase del ciclo económico, ya que varios trabajos reconocen que el poder sindical varía de acuerdo con el estado de la economía (Alejo y Casanova, 2016; Etchemendy y Berins Collier, 2008; Palomino y Trajtemberg, 2012). En todos los casos, se utilizan errores estándares clusterizados por individuo para tener en cuenta la posible autocorrelación de errores de una misma persona observada a lo largo del tiempo.

4.4. Limitaciones

Los datos utilizados no están exentos de limitaciones. En primer lugar, no se cuenta con información sobre las horas trabajadas, lo cual impide filtrar su efecto sobre el ingreso de los individuos. Tampoco es posible filtrar el efecto de la educación como en una ecuación de Mincer estándar, dado que no se cuenta con este tipo de información. En segundo lugar, las remuneraciones de la MLER son brutas, cuando en realidad son los ingresos netos los relevantes para las decisiones de consumo y ahorro de las personas.

En cuanto a la metodología, también existen ciertas limitaciones. En primer lugar, los modelos estimados no son dinámicos, por lo que no pueden estimarse los efectos de largo plazo sobre la distribución del ingreso laboral. No obstante, a pesar del carácter estático de los modelos debe resaltarse el hecho de que se utilizan microdatos para una gran cantidad de individuos, cubriendo un período temporal extenso. Asimismo, en futuros trabajos podrían incorporarse rezagos del poder sindical para evaluar si existen efectos retardados sobre la distribución salarial. En segundo lugar, existe un potencial problema de endogeneidad en las regresiones. La literatura en particular señala la posibilidad de simultaneidad o causalidad inversa entre salarios y conflictividad laboral (Gómez, 2020). Consecuentemente, los efectos estimados no deben interpretarse como el impacto causal de un mayor poder sindical sobre la distribución de los salarios. Sin embargo, las estimaciones permiten cuantificar correlaciones “parciales” entre poder sindical y estadísticos de la distribución del ingreso, en el sentido de que están “limpias” del efecto de otros regresores. Finalmente, si bien las regresiones RIF permiten estimar el efecto marginal del poder sindical sobre la dispersión salarial, no permiten determinar qué parte de este efecto es atribuible exclusivamente a la concavidad de la relación de equilibrio entre salario y poder sindical.¹⁵

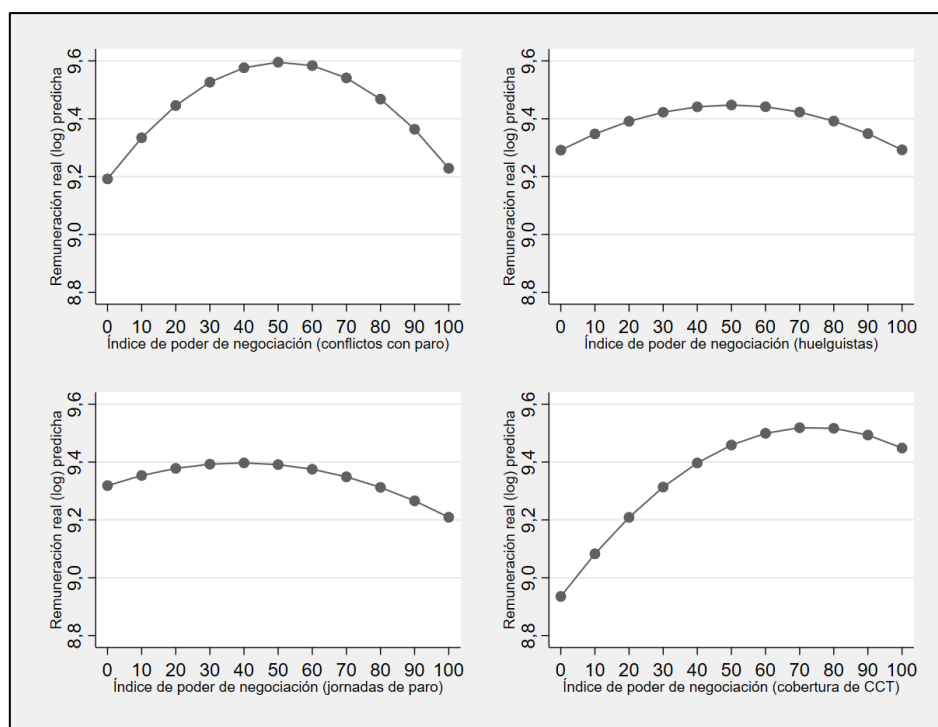
4.5. Resultados

Una de las predicciones del modelo RTM es que, en equilibrio, la relación entre el log-salario y el poder de negociación sindical es creciente y, bajo determinados supuestos, cóncava. Esto puede contrastarse graficando la relación entre la remuneración real predicha por los modelos econométricos (en logaritmos) y los diferentes índices de poder de negociación, evaluando el resto de los regresores en sus medias muestrales (Figura 1). Para ello, se estimaron modelos

¹⁵ Algunos trabajos recientes de la literatura sobre la “paradoja del progreso” han desarrollado métodos que permiten aislar el efecto de la convexidad de la ecuación de Mincer sobre la dispersión salarial (Alejo, 2012; Alejo et al., 2022). Si bien es posible que estos métodos puedan aplicarse al caso de la relación entre salarios y poder sindical, quedan por fuera de los objetivos del presente trabajo.

OLS tradicionales (es decir, regresiones RIF que simplemente modelan la media), incluyéndose términos cuadráticos para la variable de poder de negociación. Un primer aspecto para destacar de la Figura 1 es que la relación entre el log-salario y el poder sindical tiene forma de “U invertida”, por lo que parece cumplirse la propiedad de concavidad en dicha relación. Si bien el modelo teórico predice que la relación entre los salarios y el poder de negociación es creciente, en el gráfico se advierten tramos de crecimiento y decrecimiento, distribuidos más equitativamente cuando el poder se aproxima mediante la conflictividad laboral, mientras que cuando se utiliza la cobertura de CCT el tramo de crecimiento es mayor.

Figura 1. Relación entre el log-salario real predicho y el poder de negociación sindical



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

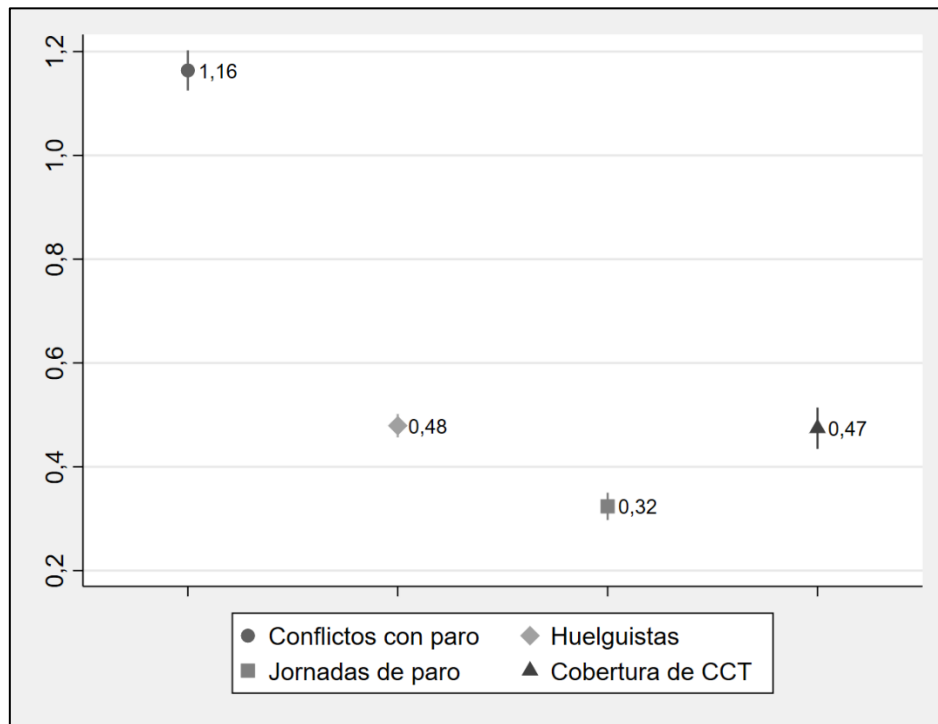
Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones, mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones.

Si bien la Figura 1 muestra que el impacto del poder sindical sobre la media salarial depende del nivel de dicho poder, para tener una medida resumen se calcula el efecto marginal promedio. Esta medida surge de computar el efecto marginal para cada observación y luego promediar, por lo que el resultado final naturalmente depende de la distribución muestral del poder sindical. Como se vio en la Tabla 1, los datos para los indicadores de conflictividad laboral están concentrados en valores relativamente bajos, por lo que, a pesar de que la curva que relaciona

el log-salario predicho y el respectivo indicador tenga forma de “U invertida”, es de esperarse que el efecto marginal promedio sea positivo. Para el caso del indicador de cobertura de CCT, si bien los datos se distribuyen de forma más homogénea a lo largo de los valores posibles del indicador, el hecho de que la respectiva curva mostrada en la Figura 1 sea mayormente creciente induce a pensar que el efecto marginal promedio también será positivo.

Los resultados de los efectos marginales promedio se muestran en la Figura 2, de los cuales se observa una serie de aspectos para destacar. En primer lugar, todos los indicadores de poder de negociación tienen un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la media del salario real, resultado consistente con el modelo teórico. A modo de ejemplo, un incremento de 1 punto en el índice de conflictos con paro genera un aumento de 1,2% en la media salarial. No obstante, hay algunas diferencias de magnitud al comparar los efectos de los distintos índices de poder sindical, siendo estos menores para los correspondientes a huelguistas, jornadas de paro y cobertura de CCT (entre 0,3% y 0,5%).

Figura 2. Efecto del poder de negociación sindical sobre la media del log-salario real



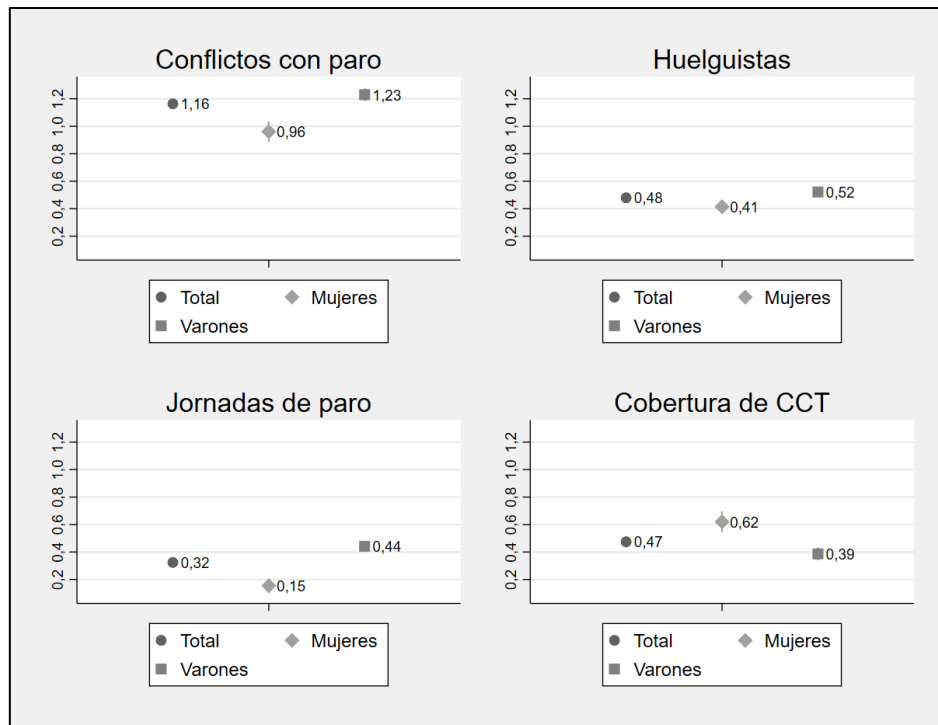
Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones, mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones. Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, por lo que miden el cambio porcentual en la media salarial ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

La Figura 3 muestra el efecto marginal del poder sindical sobre la media del log-salario según sexo. Como se observa, el impacto es positivo y estadísticamente significativo tanto para varones como para mujeres, aunque con diferencias entre sí. Más específicamente, cuando el poder de negociación es medido mediante indicadores de conflictividad laboral (conflictos con paro, huelguistas y jornadas de paro), un mayor poder sindical impacta más fuertemente en la media salarial de los varones, en comparación con las mujeres. Por ejemplo, un aumento de 1 punto en el índice de jornadas de paro incrementa en 0,44% la media salarial masculina, mientras que la media salarial de las mujeres aumenta en poco más de la cuarta parte de dicho valor (0,15%). Sin embargo, cuando el poder es medido mediante la cobertura de CCT, las mujeres se ven beneficiadas en mayor medida, es decir, una mayor cobertura de convenios colectivos impacta más intensamente en la media salarial femenina. Así, estos resultados sugieren que, en promedio, estrategias sindicales de negociación expresadas a través de la

conflictividad favorecen en mayor medida a los asalariados formales varones, mientras que las mujeres se ven más beneficiadas cuando se amplía la cobertura de los CCT.

Figura 3. Efecto del poder de negociación sindical sobre la media del log-salario real según sexo



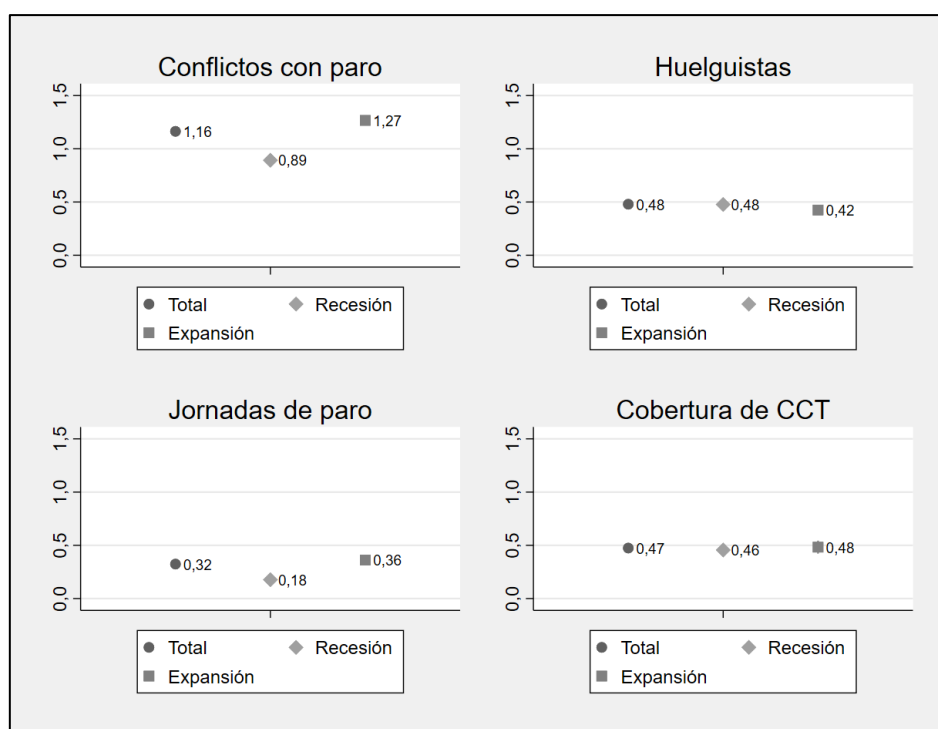
Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones (845.373 para las mujeres y 1.688.164 para los varones), mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones (456.488 para las mujeres y 875.904 para los varones). Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, por lo que miden el cambio porcentual en la media salarial ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

En cuanto a la desagregación de las estimaciones según fase del ciclo económico, la Figura 4 muestra, para la mayoría de los indicadores utilizados, que el efecto marginal del poder sindical sobre la media salarial es menor durante las recesiones, en particular cuando dicho poder es aproximado mediante jornadas de paro y conflictos con paro. Dado que la lectura de estos resultados depende de cómo varíe el poder de negociación a lo largo del ciclo económico, en la Figura 5 se muestra la evolución de la media de los indicadores de poder sindical a lo largo del tiempo. Como se observa en esta última figura, los datos no sugieren una relación clara entre el poder sindical y el estado de la economía, por lo que la interpretación de los resultados de la

Figura 4 están condicionados a la dirección de la variación del poder sindical durante una determinada fase del ciclo. Por ejemplo, si los sindicatos lograran incrementar su poder tanto en épocas de recesión como expansión, los resultados sugerirían que el incremento salarial que lograrían durante las recesiones sería menor que el esperado durante una expansión de la economía. En cambio, si el poder sindical estuviera más ligado al ciclo económico, las estimaciones indican que en las recesiones se reduciría la media salarial, pero en menor medida que el incremento que se lograría durante una expansión.

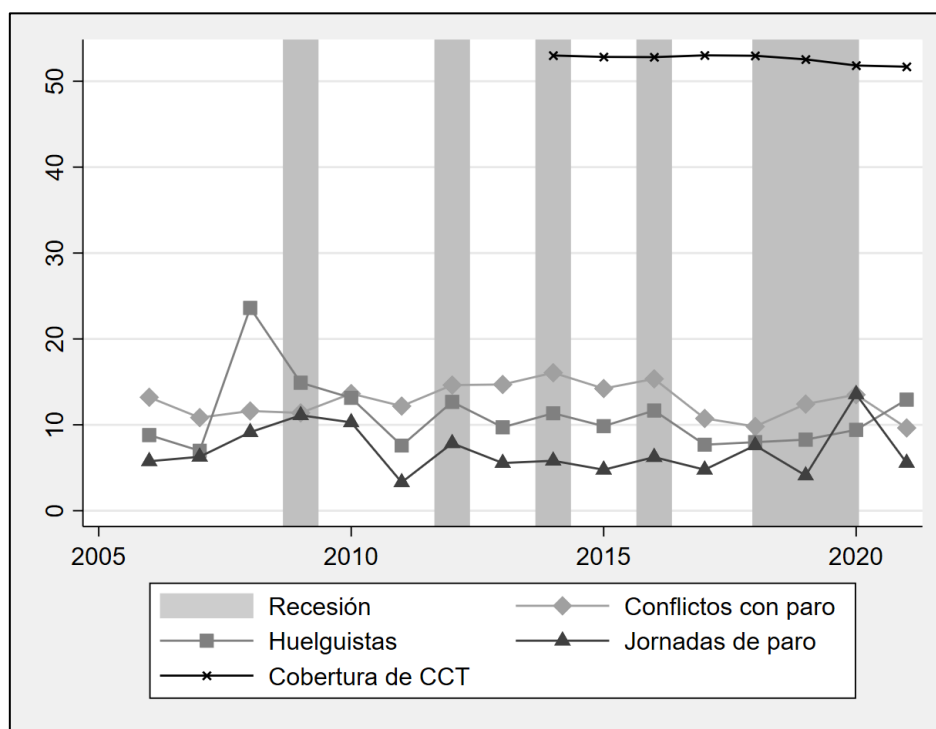
Figura 4. Efecto del poder de negociación sindical sobre la media del log-salario real según fase del ciclo económico



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones (1.140.553 para las recesiones y 1.392.984 para las expansiones), mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones (831.059 para las recesiones y 501.333 para las expansiones). Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, por lo que miden el cambio porcentual en la media salarial ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

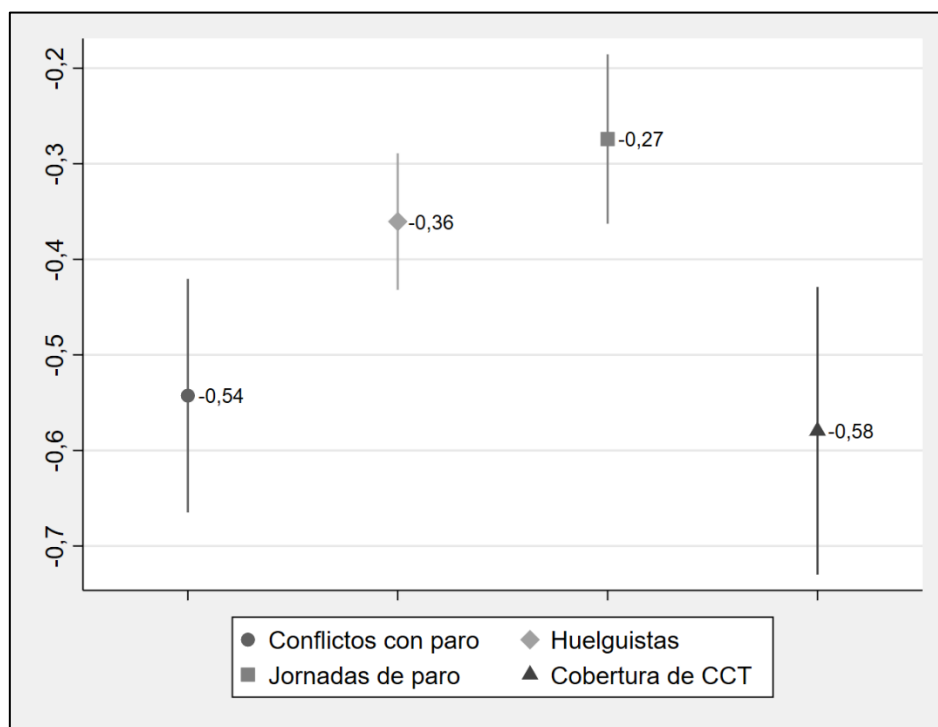
Figura 5. Evolución del poder sindical a lo largo del ciclo económico



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

De los resultados anteriores, es claro que un incremento en el poder de negociación de los sindicatos aumenta el salario real promedio. En este punto, cabe analizar cómo dicho poder afecta la dispersión o desigualdad salarial. Estas estimaciones se muestran en la Figura 6, en la que, para facilitar la visualización, los valores están multiplicados por 100. En primer lugar, se observa que todos los coeficientes son negativos y estadísticamente significativos, lo que sugiere que un mayor poder sindical reduce la dispersión salarial, de forma consistente con lo predicho por el modelo teórico a raíz de la concavidad de la relación entre salario y poder sindical. Estos resultados también están en línea con los efectos negativos de los sindicatos sobre la dispersión salarial estimados por gran parte de la literatura empírica. No obstante, se advierten diferencias entre los indicadores utilizados para medir el poder de negociación de los sindicatos. Por ejemplo, un aumento de 1 punto en el índice de jornadas de paro reduce la dispersión en 0,0027 puntos logarítmicos, mientras que el índice de cobertura de CCT lo hace en 0,0058 puntos logarítmicos. En términos relativos -calculando el cociente entre el cambio absoluto en el desvío estándar predicho por el modelo y el valor de dicho desvío en la respectiva muestra de regresión- estos valores implican caídas de 0,2% y 0,4%, respectivamente, en la dispersión salarial.

Figura 6. Efecto del poder de negociación sindical sobre el desvío estándar del log-salario real



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones, mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones. Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, pero su interpretación se realiza en base a los valores originales. Éstos miden el cambio del desvío estándar salarial (en puntos logarítmicos) ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

En el marco de las predicciones del modelo RTM analizadas en la Sección 3, una posible explicación para el efecto negativo del poder sindical sobre la dispersión salarial estaría vinculada a la función $F(x, w)$, que mide la diferencia (ponderada) entre el beneficio marginal relativo neto para el sindicato y el valor absoluto de la pérdida marginal relativa de la firma, y cuyas propiedades pueden inducir a una relación cóncava entre salario y poder sindical. En este punto, es importante tener presente que en el equilibrio del modelo RTM debe cumplirse la condición $F(x, w) = 0$, por lo que, ante una perturbación exógena de x , el salario debe ajustarse para volver al equilibrio. Ahora bien, como se demostró en la Sección 3.2, el ajuste necesario en w depende de las derivadas parciales de primer y segundo orden de la función F . Por ejemplo, si F decreciera rápidamente ante aumentos del salario, conforme aumenta el poder

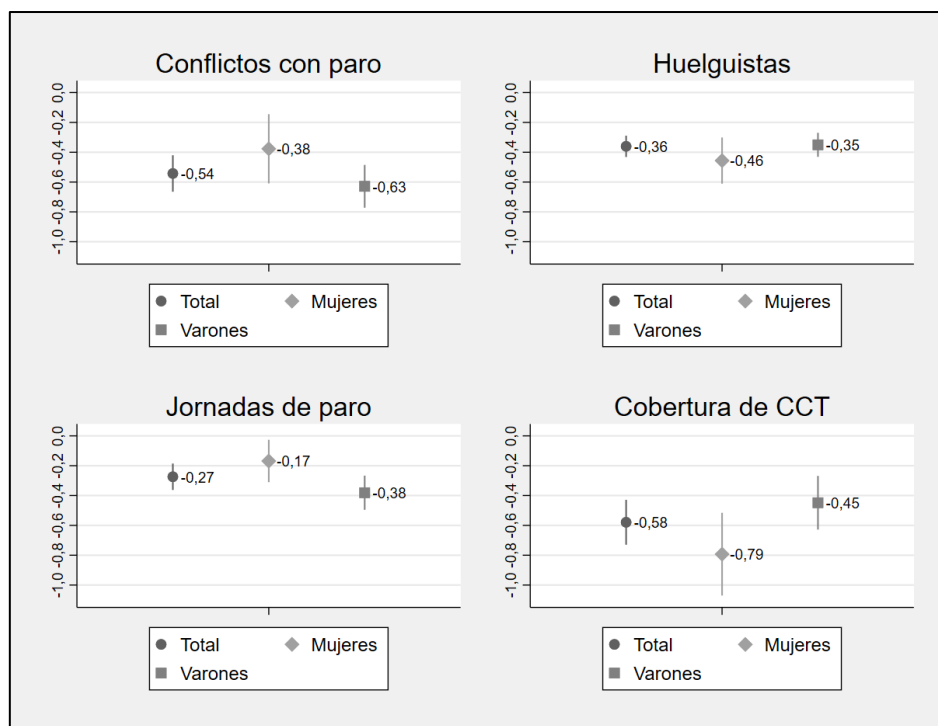
sindical se requerirían incrementos salariales de menor magnitud para volver al equilibrio $F(x, w) = 0$ (es decir, la relación entre salario y poder sería cóncava), lo cual terminaría beneficiando menos a las ramas de actividad económica con mayor poder sindical, comprimiendo de este modo la distribución salarial.

No obstante, la literatura también sugiere mecanismos complementarios mediante los cuales los sindicatos podrían comprimir la distribución del ingreso. La hipótesis de compresión salarial sostiene que los sindicatos benefician en mayor medida a individuos que, de otra forma, tendrían bajos ingresos (Card, 1996; Card et al., 2004; DiNardo et al., 1996). En particular, Freeman (1980) sugiere que los sindicatos reducen la importancia de características individuales a la hora de determinar salarios, lo cual tiende a estandarizar los ingresos de trabajadores de diferentes firmas y establecimientos. Algunos estudios locales han encontrado evidencia a favor de esta hipótesis (Alejo y Casanova, 2016). Por otro lado, trabajos de la literatura local también resaltan la importancia de los salarios mínimos de convenio, es decir, los primeros escalafones salariales determinados en los CCT, que tienden a beneficiar principalmente a trabajadores con menos calificación y antigüedad (Alejo y Casanova, 2016; Lombardo y Martínez-Correa, 2019). Asimismo, los aumentos de suma fija que se otorgan a todos los trabajadores formales tienden a comprimir la distribución salarial (Beccaria et al., 2020). Si se asume que un incremento del poder sindical también se traduce en una mayor capacidad para reducir el peso de características individuales en la negociación salarial, o bien para beneficiar a trabajadores menos calificados garantizándoles incrementos de suma fija o salarios mínimos de convenio, habrá una retroalimentación de factores que tenderán a comprimir la distribución salarial.

En las Figuras 7 y 8 se muestra el efecto del poder sindical sobre la dispersión salarial, desagregando los resultados por sexo y fase del ciclo económico. En primer término, se destaca que un mayor poder de negociación reduce la desigualdad salarial tanto en el grupo de varones como mujeres. No obstante, los resultados son mixtos respecto a si existen diferencias entre estos grupos: mientras que para los índices de conflictos con paro y jornadas de paro la reducción esperada en la dispersión salarial es menor para las mujeres, lo contrario ocurre para los indicadores de huelguistas y cobertura de CCT. En su conjunto, estos resultados muestran ciertas diferencias respecto a los encontrados para economías desarrolladas, en las que el efecto de los sindicatos sobre la dispersión salarial femenina suele ser de poca magnitud o incluso positivo (Card et al., 2020). En segundo término, las estimaciones sugieren, para la mayoría de

los indicadores de poder sindical, que el efecto del poder de negociación sobre la desigualdad salarial es menor durante las recesiones.

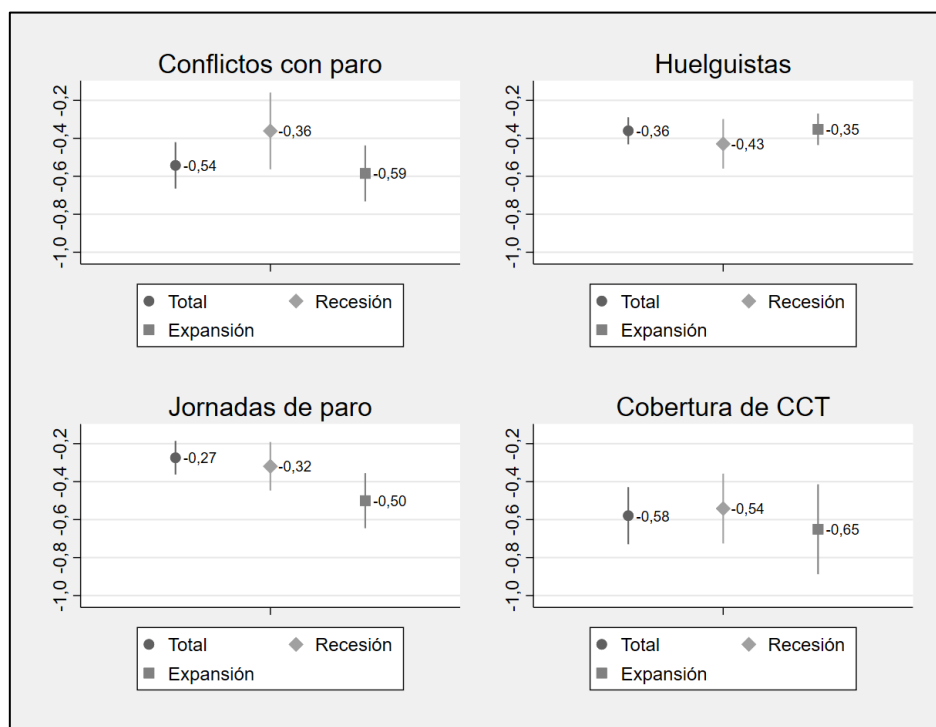
Figura 7. Efecto del poder de negociación sindical sobre el desvío estándar del log-salario real según sexo



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones (845.373 para las mujeres y 1.688.164 para los varones), mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones (456.488 para las mujeres y 875.904 para los varones). Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, pero su interpretación se realiza en base a los valores originales. Éstos miden el cambio del desvío estándar salarial (en puntos logarítmicos) ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

Figura 8. Efecto del poder de negociación sindical sobre el desvío estándar del log-salario real según fase del ciclo económico



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

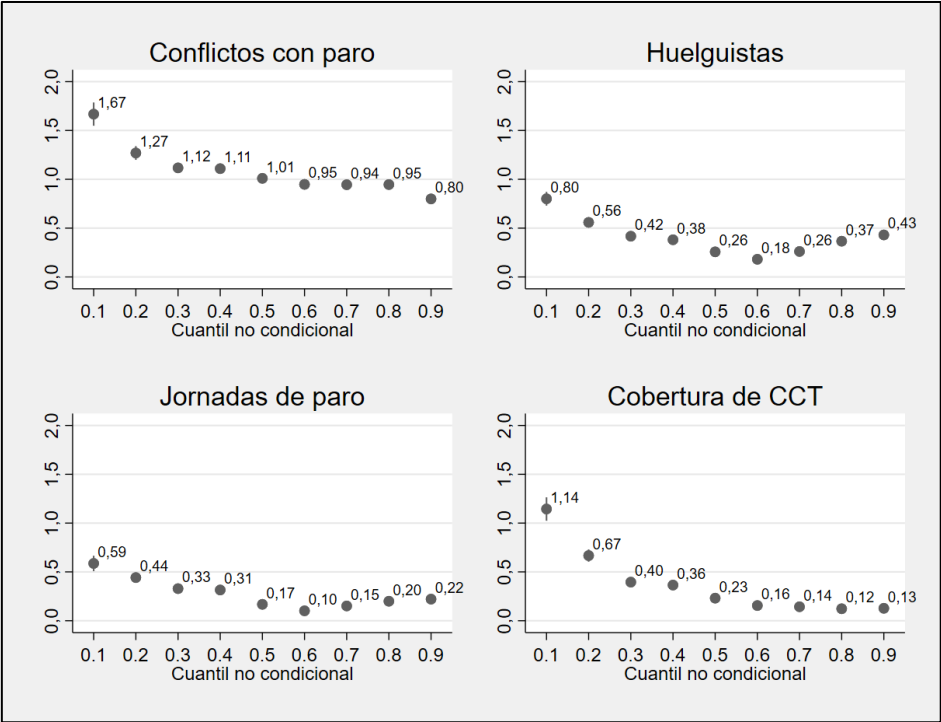
Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones (1.140.553 para las recesiones y 1.392.984 para las expansiones), mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones (831.059 para las recesiones y 501.333 para las expansiones). Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, pero su interpretación se realiza en base a los valores originales. Éstos miden el cambio del desvío estándar salarial (en puntos logarítmicos) ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

Hasta ahora, los resultados de las estimaciones muestran que un mayor poder de negociación sindical tiene un impacto positivo para la media salarial, a la par que reduce la desigualdad. En este punto, es interesante indagar sobre qué puntos (cuantiles) de la distribución salarial se concentran los efectos del poder sindical. Como se observa en la Figura 9, para todos los indicadores de poder el impacto es positivo, pero heterogéneo entre cuantiles, siendo más intenso en la cola inferior de la distribución no condicional del salario. Esto significa que, ante un incremento del poder de negociación de los sindicatos, quienes más se benefician son los trabajadores de bajos ingresos, resultado que está en línea con otros encontrados por la literatura local (Alejo y Casanova, 2016; Gómez, 2020; Lombardo y Martínez-Correa, 2019), que

apuntan a los beneficios que generan las negociaciones colectivas en términos de salarios mínimos de convenio y reducción del impacto de las características personales en la determinación de los salarios. Por ejemplo, un aumento de 1 punto en el índice de cobertura de CCT genera un incremento de 1,14% en el primer decil de la distribución salarial, reduciéndose este efecto a 0,13% para el noveno decil.

Si bien los efectos marginales del poder sindical sobre los cuantiles salariales son asimétricos, la Figura 9 muestra dos patrones diferenciados. Por un lado, para los índices de conflictos con paro y cobertura de CCT, los impactos no sólo son más intensos para los trabajadores de bajos ingresos, sino que decrecen de forma casi monótona a lo largo de la distribución salarial. Por otro lado, para los dos índices restantes el impacto decrece hasta el sexto decil y luego vuelve a aumentar paulatinamente, por lo que los trabajadores de la parte media de la distribución serían los menos beneficiados ante un incremento del poder sindical.

Figura 9. Efecto del poder de negociación sindical sobre los cuantiles del log-salario real



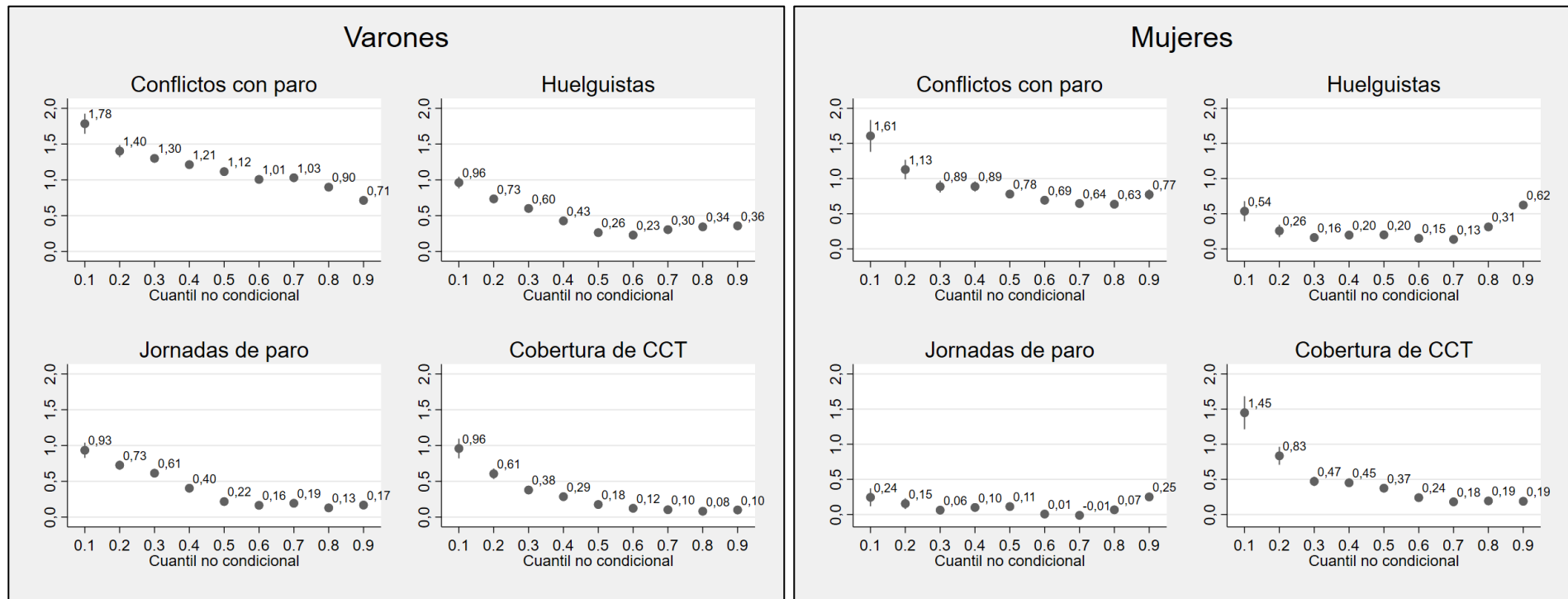
Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones, mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones. Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, por lo que miden el cambio porcentual en un determinado cuantil salarial ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

Si se desagregan según sexo los efectos del poder sindical sobre los cuantiles salariales (Figura 10), se observan algunos resultados particulares. En primer lugar, cuando dicho poder se aproxima mediante indicadores de conflictividad laboral, su impacto sobre la distribución salarial es mayor dentro del grupo de varones, para la mayoría de los cuantiles. En cambio, midiendo el poder mediante la cobertura de CCT, el efecto marginal es mayor dentro del grupo de mujeres, en particular para las de menores ingresos. En segundo lugar, para los varones el impacto del poder sindical tiende a ser decreciente a lo largo de la distribución salarial, si bien este patrón se da en menor medida cuando dicho poder se mide a través de la cantidad de huelguistas, ya que su efecto marginal tiende a crecer lentamente en la parte alta de la distribución. Dentro del grupo de mujeres, este patrón decreciente sólo se verifica para los indicadores de conflictos con paro y cobertura de CCT, dado que para los dos indicadores restantes el efecto marginal del poder sindical tiende a ser relativamente más homogéneo a lo largo de gran parte de la distribución salarial, con una ligera forma de “U” que beneficiaría los extremos de dicha distribución (es decir, mujeres de ingresos bajos y altos).

Por otra parte, desagregando según fases del ciclo económico (Figura 11), no parecen advertirse patrones claros en las diferencias entre expansiones y recesiones, más allá de que para los indicadores de conflictos con paro y jornadas de paro, el efecto del poder sindical es superior - para todos los cuantiles- durante las fases expansivas.

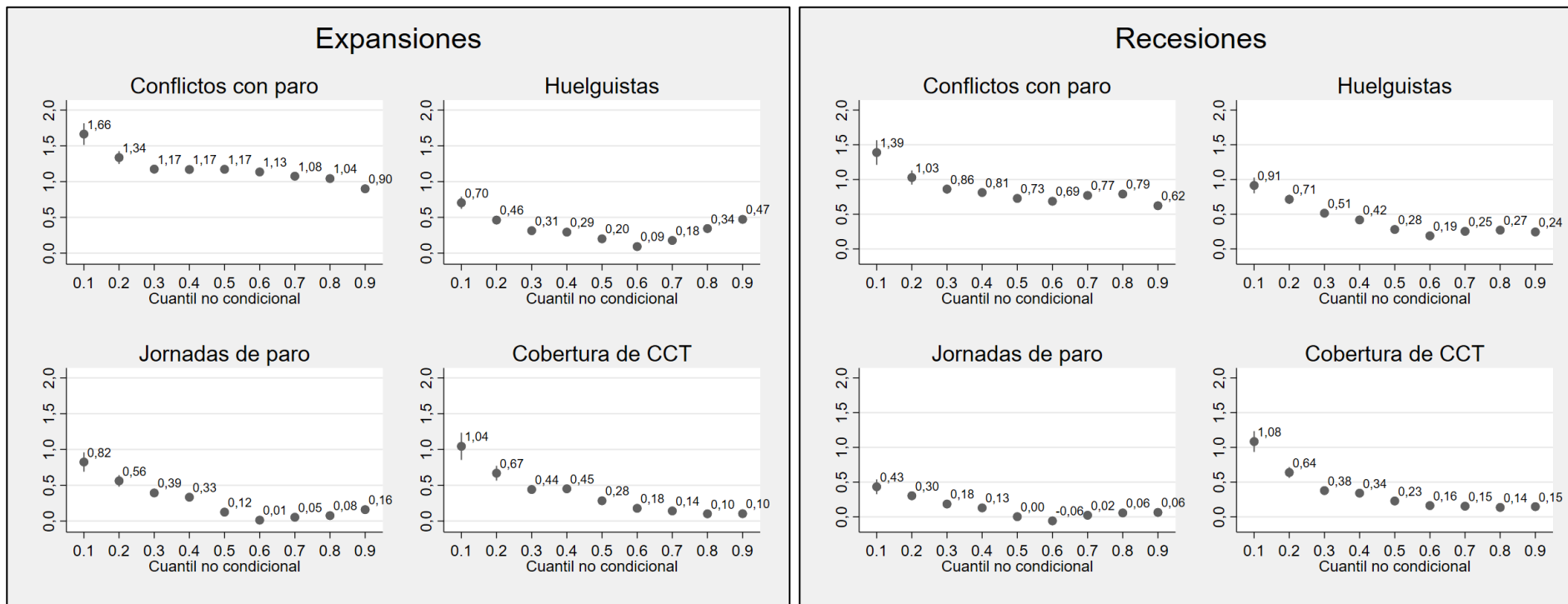
Figura 10. Efecto del poder de negociación sindical sobre los cuantiles del log-salario real según sexo



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones (845.373 para las mujeres y 1.688.164 para los varones), mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones (456.488 para las mujeres y 875.904 para los varones). Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, por lo que miden el cambio porcentual en un determinado cuantil salarial ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

Figura 11. Efecto del poder de negociación sindical sobre los cuantiles del log-salario real según fase del ciclo económico



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MLER e información sobre conflictos laborales y cobertura de CCT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social).

Nota: en los modelos que incorporan alguno de los indicadores de conflictividad laboral se utilizaron 2.533.537 observaciones (1.140.553 para las recesiones y 1.392.984 para las expansiones), mientras que en el que incorpora el índice de cobertura de CCT se utilizaron 1.332.392 observaciones (831.059 para las recesiones y 501.333 para las expansiones). Para la construcción del gráfico, los coeficientes de los modelos fueron reescalados por 100, por lo que miden el cambio porcentual en un determinado cuantil salarial ante un incremento de 1 punto en el respectivo indicador de poder sindical. Las barras verticales indican los intervalos de confianza al 95%.

5. Reflexiones finales

Este trabajo ha buscado contribuir a la literatura sobre sindicatos y desigualdad salarial desde dos puntos de vista. En un sentido teórico, en el marco del modelo *right-to-manage*, se realizó un análisis de estática comparativa para determinar cómo varía el salario de equilibrio ante un incremento del poder de negociación sindical. Empleando funciones generales de utilidad y producción, se encontró que, si bien un aumento del poder sindical eleva el salario de equilibrio, la tasa a la cual ocurre esto depende de cómo el poder sindical y el salario afecten la diferencia (ponderada) entre beneficios y pérdidas marginales relativas netas de sindicatos y empresas. No obstante, se demostró que, asumiéndose funciones isoelásticas, la relación entre el salario de equilibrio y el poder sindical es estrictamente creciente y cóncava, lo cual implica que sindicatos con mayor poder de negociación logran salarios más elevados, pero a una tasa decreciente. Luego, se demostró que estas características de la relación de equilibrio pueden ser un factor que explique por qué sindicatos más poderosos pueden no sólo incrementar los salarios en promedio, sino también reducir la desigualdad salarial entre aquellos que están cubiertos por las negociaciones colectivas.

Desde un punto de vista empírico, se emplearon regresiones RIF para estimar los efectos del poder de negociación sindical sobre la distribución salarial de los asalariados registrados privados de Argentina, utilizando una extensa base de datos de panel que, a su vez, fue combinada con información de conflictividad laboral y cobertura de CCT para construir cuatro indicadores de poder sindical. En una visión global, los resultados muestran que un aumento marginal del poder sindical eleva la media salarial y reduce la dispersión de la distribución, hallazgos que son consistentes con las predicciones del modelo teórico y que están en línea con los encontrados por otros trabajos empíricos. Además, las estimaciones sugieren que la relación entre salarios y poder sindical es, en su mayor parte, creciente y cóncava. Por otro lado, al analizar en qué cuantiles de la distribución salarial se concentran los impactos del poder sindical, se encontró que éstos son más fuertes en la cola inferior, por lo que sindicatos más poderosos tenderían a beneficiar en mayor medida a trabajadores de bajos ingresos. En cuanto a resultados más específicos, vale la pena destacar el hecho de que, en promedio, los salarios de las mujeres se ven menos beneficiados que los de los varones ante una mayor conflictividad laboral, mientras que lo contrario ocurre ante una mayor cobertura de CCT. Además, se destaca que los efectos del poder sindical sobre la media y dispersión salarial suelen ser menores durante las recesiones.

Finalmente, es importante señalar que este trabajo contribuye aportando evidencia empírica para un país en desarrollo como Argentina, con fuerte presencia sindical y cuyo sistema de relaciones laborales tiene características distintivas. Naturalmente, surgen otras preguntas que pueden ser abordadas en futuras líneas de investigación, como determinar qué tanto de la caída en la dispersión salarial es explicada por la concavidad de la relación entre salario y poder sindical, o bien, con otras fuentes de datos, estudiar los efectos de este poder en el sector informal de la economía, el cual no se encuentra comprendido en las negociaciones colectivas, pero representa una parte importante del mercado laboral argentino.

Bibliografía

Alejo, J. (2012). *Enfoques alternativos para el análisis de los cambios distributivos en América Latina* [Tesis de Doctorado, Universidad Nacional de La Plata].

Alejo, J., & Casanova, L. (2016). Negociación Colectiva y Cambios Distributivos en los Ingresos Laborales en Argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 15, 65-97. <https://ojs.econ.uba.ar/index.php/REPBA/article/view/1156>

Alejo, J., Gasparini, L., Montes-Rojas, G., & Sosa Escudero, W. (2022). A decomposition method to evaluate the ‘paradox of progress’ with evidence for Argentina. Documentos de Trabajo del CEDLAS N° 293, Universidad Nacional de La Plata.

http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/130067/Documento_completo.pdf-PDFA.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Armstrong, K. J., Bowers, D., & Burkitt, B. (1977). The measurement of trade union bargaining power. *British Journal of Industrial Relations*, 15(1), 91-100.

<https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.1977.tb00075.x>

Beccaria, L., Fernández, A. L., & Trajtemberg, D. (2020). Reducción de la desigualdad de las remuneraciones e instituciones en Argentina (2002-2015). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 731-763. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76672>

Bell, B. D., & Pitt, M. K. (1998). Trade union decline and the distribution of wages in the UK: evidence from kernel density estimation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60(4), 509-528. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00111>

Booth, A. L. (1995). *The economics of the trade union*. Cambridge University Press.

Burda, M. C., Fitzenberger, B., Lembcke, A. C., & Vogel, T. (2008). Unionization, stochastic dominance, and compression of the wage distribution: evidence from Germany (No. 2008,

041). SFB 649 Discussion Paper.

<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/25291/1/584546998.PDF>

Card, D. (1996). The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis. *Econometrica*, 64(4), 957-979. <https://doi.org/10.2307/2171852>

Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. C. (2004). Unions and wage inequality. *Journal of Labor Research*, 25(4), 519-559. <https://doi.org/10.1007/s12122-004-1011-z>

Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. C. (2020). Unions and wage inequality: The roles of gender, skill and public sector employment. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'économie*, 53(1), 140-173. <https://doi.org/10.1111/caje.12432>

Claas, O. (2019). *Essays on Wage Bargaining in Dynamic Macroeconomics* (Vol. 689). Springer.

DiNardo, J., & Lemieux, T. (1997). Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981–1988: Do Institutions Explain the Difference? *ILR Review*, 50(4), 629-651. <https://doi.org/10.1177/001979399705000405>

DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001–1044. <https://doi.org/10.2307/2171954>

Etchemendy, S., and Berins Collier, R. (2008). Golpeados pero de pie. Resurgimiento Sindical y Neocorporativismo Segmentado en Argentina (2003-2007). *POSTdata* (13), 145-192. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=52235601006>

Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973. <http://www.jstor.org/stable/40263848>

Freeman, R. B. (1980). Unionism and the Dispersion of Wages. *ILR Review*, 34(1), 3-23. <https://doi.org/10.2307/2522631>

Freeman, R. B. (1984). Longitudinal analyses of the effects of trade unions. *Journal of Labor Economics*, 2(1), 1-26. <https://www.jstor.org/stable/2535015>

Freeman, R. B. (1993) "How much has deunionization contributed to the rise of male earnings inequality?" En: S. Danziger y P. Gottschalk, eds., *Uneven Tides: Rising Income Inequality in America*. New York: Russell Sage Foundation.

Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*. Chicago: University of Chicago Press.

Gasparini, L., Cicowiez, M. y Sosa Escudero, W. (2013). *Pobreza y Desigualdad en América Latina: conceptos, herramientas y aplicaciones*. CEDLAS.

Gómez M. C. (2020). Elementos de poder sindical y sus efectos en la desigualdad salarial argentina: afiliación, negociación colectiva y conflictos laborales. *Revista CIFE: Lecturas en Economía Social*, 22(36), 21-46. <https://doi.org/10.15332/22484914/5436>

Hampel, F. R. (1968). *Contributions to the theory of robust estimation*. University of California, Berkeley.

Hampel, F. R. (1974). The Influence Curve and Its Role in Robust Estimation. *Journal of the American Statistical*, 69(346), 383-393. <https://doi.org/10.2307/2285666>

Barrera Insúa, F., & Marshall, A. (2019). Poder sindical en la negociación salarial. *Desarrollo Económico*, 59(228), 251-270. <https://ojs.ides.org.ar/index.php/desarrollo-economico/article/view/238>

Kelly, J. (2012). *Rethinking industrial relations: Mobilisation, collectivism and long waves*. London: Routledge.

Layard, R., Nickell, S. J., & Jackman, R. (2006). *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press, USA.

Lemieux, T. (1993) "Unions and wage inequality in Canada and the United States." En: D. Card y R. B. Freeman, eds., *Small Differences That Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*. Chicago: University of Chicago Press.

Lemieux, T. (1998). Estimating the effects of unions on wage inequality in a panel data model with comparative advantage and nonrandom selection. *Journal of Labor Economics*, 16(2), 261-291. <https://doi.org/10.1086/209889>

Lombardo, C., & Ramírez Leira, L. (2022). Negociación Colectiva y Pisos Salariales: Evidencia para Salarios y Empleo en Argentina. *Anales LVII Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política*.

Lombardo, C., & Martínez Correa, J. (2019). Convenio Colectivo, Sindicatos y Dispersión Salarial: Evidencia de Argentina. *Anales LIV Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política*. <https://aaep.org.ar/works/works2022/12.pdf>

- Machin, S. (1997). The decline of labour market institutions and the rise in wage inequality in Britain. *European Economic Review*, 41(3-5), 647-657. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(97\)00027-5](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(97)00027-5)
- Mises, R. V. (1947). On the asymptotic distribution of differentiable statistical functions. *The annals of mathematical statistics*, 18(3), 309-348. <https://www.jstor.org/stable/2235734>
- Nash, J. (1953). Two-Person Cooperative Games. *Econometrica*, 21(1), 128–140. <https://doi.org/10.2307/1906951>
- Nash, J. F. (1950). The Bargaining Problem. *Econometrica*, 18(2), 155–162. <https://doi.org/10.2307/1907266>
- Palomino, H., and Trajtemberg, D. (2012). Negociación colectiva y recuperación económica en Argentina. En: *Macroeconomía, empleo e ingresos. Debates y políticas en Argentina frente a la crisis internacional 2008-2009*. Buenos Aires: Oficina Internacional del Trabajo.
- Rios-Avila, F. (2020). Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *The Stata Journal*, 20(1), 51-94. <https://doi.org/10.1177/1536867X20909690>
- Rios-Avila, F., & Maroto, M. L. (2022). Moving Beyond Linear Regression: Implementing and Interpreting Quantile Regression Models With Fixed Effects. *Sociological Methods & Research*, 0(0). <https://doi.org/10.1177/004912412111036165>
- See, C. T., & Chen, J. (2008). Inequalities on the variances of convex functions of random variables. *Journal of inequalities in pure and applied mathematics*, 9(3), 1-5. https://www.emis.de/journals/JIPAM/images/309_07_JIPAM/309_07.pdf
- Tang, H. K., & See, C. T. (2009). Variance inequalities using first derivatives. *Statistics & probability letters*, 79(9), 1277-1281. <https://doi.org/10.1016/j.spl.2009.01.019>
- Trajtemberg, D. (2009). El Impacto de la Determinación Colectiva de Salarios Sobre la Dispersión Salarial. *Trabajo, Ocupación y Empleo. Serie Estudios Laborales*, 8, 123-148.
- Vogel, T. (2007). Union wage compression in a Right-to-Manage model (No. 2007, 009). SFB 649 Discussion Paper. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/25181/1/525378138.PDF>

Anexo

A1. Obtención del salario de equilibrio. Caso general

Tomando el logaritmo natural del producto de Nash para simplificar analíticamente el problema y aplicando la CPO $\frac{d \ln V}{dw} = 0$ se tiene que:

$$x \frac{u'(w)}{u(w) - u(b)} + x \frac{L'(w)}{L(w)} + (1 - x) \frac{P \frac{dq}{dL} \frac{dL}{dw} - L(w) - wL'(w)}{Pq(L(w)) - wL(w)} = 0 \quad [A1]$$

Dado que la maximización de beneficios de la firma requiere que $P \frac{dq}{dL} = w$, reordenando la expresión anterior se obtiene:

$$x \left[\frac{u'(w)}{u(w) - u(b)} + \frac{L'(w)}{L(w)} \right] = (1 - x) \frac{L(w)}{Pq(L(w)) - wL(w)} \quad [A2]$$

Por otra parte, denotando $GMU(w) = \frac{u'(w)}{u(w) - u(b)}$, $PME(w) = \frac{L'(w)}{L(w)}$ y $VAPMB(w) = \frac{L(w)}{Pq(L(w)) - wL(w)} = \frac{-\pi'(w)}{\pi(w)}$, la Condición de Segundo Orden (CSO) para maximizar el producto de Nash es:

$$x[GMU'(w) + PME'(w)] - (1 - x)VAPMB'(w) < 0 \quad [A3]$$

A2. Derivadas implícitas del salario de equilibrio respecto al poder de negociación.

Caso general

En primer lugar, escribimos la CPO para la maximización del producto de Nash como $F(w, x) = x[GMU(w) + PME(w)] - (1 - x)VAPMB(w) = 0$. Luego, aplicando derivación implícita:

$$\frac{dw^*}{dx} = - \frac{\frac{\partial F}{\partial x}}{\frac{\partial F}{\partial w}} \quad [A4]$$

Dado que $\frac{\partial F}{\partial x} = GMU(w) + PME(w) + VAPMB(w) > 0$ y que $\frac{\partial F}{\partial w}$ debe ser negativo para que el producto de Nash sea máximo¹⁶, entonces:

¹⁶ Puesto que $VAPMB(w) > 0$, la suma de términos $GMU(w) + PME(w)$ debe ser positiva según la CPO para maximizar el producto de Nash. Por otra parte, nótese que $\frac{\partial F}{\partial w} = \frac{d^2 \ln v}{dw^2}$, por lo que la CSO para un máximo exige que $\frac{\partial F}{\partial w} < 0$.

$$\frac{dw^*}{dx} > 0 \quad [\text{A5}]$$

Respecto a la derivada implícita de segundo orden, debe tenerse en cuenta que, alrededor del equilibrio, w es función de x . Por lo tanto, sea $\frac{\partial F}{\partial x} = G[w(x), x]$ y $\frac{\partial F}{\partial w} = H[w(x), x]$, de modo que $\frac{dw^*}{dx} = -\frac{G[w(x), x]}{H[w(x), x]}$. Luego:

$$\frac{d^2w^*}{dx^2} = -\frac{\frac{dG}{dx}H - G\frac{dH}{dx}}{H^2} \quad [\text{A6}]$$

Dado que:

$$\frac{dG}{dx} = \frac{\partial G}{\partial w} \frac{dw}{dx} + \frac{\partial G}{\partial x} = \frac{\partial^2 F}{\partial w \partial x} \left(-\frac{\frac{\partial F}{\partial x}}{\frac{\partial F}{\partial w}} \right) + \frac{\partial^2 F}{\partial x^2} \quad [\text{A7}]$$

$$\frac{dH}{dx} = \frac{\partial H}{\partial w} \frac{dw}{dx} + \frac{\partial H}{\partial x} = \frac{\partial^2 F}{\partial w^2} \left(-\frac{\frac{\partial F}{\partial x}}{\frac{\partial F}{\partial w}} \right) + \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} \quad [\text{A8}]$$

Sustituyendo, haciendo uso de que $\frac{\partial^2 F}{\partial w \partial x} = \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w}$ y trabajando algebraicamente se obtiene:

$$\frac{d^2w^*}{dx^2} = \frac{-\frac{\partial^2 F}{\partial w^2} \left(\frac{\partial F}{\partial x} \right)^2 - \frac{\partial^2 F}{\partial x^2} \left(\frac{\partial F}{\partial w} \right)^2 + 2 \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial w} \frac{\partial F}{\partial x} \frac{\partial F}{\partial w}}{\left(\frac{\partial F}{\partial w} \right)^3} \quad [\text{A9}]$$

A3. Obtención del salario de equilibrio. Caso isoelástico

Se supone que la función de utilidad del miembro representativo del sindicato es $u(w) = w^\alpha$, con $0 < \alpha < 1$, mientras que la función de producción de la firma representativa es $q(L) = AL^\theta$, con $A > 0$ y $0 < \theta < 1$, donde el parámetro A incorpora el efecto de la tecnología y el capital fijo. Así, la función de beneficios de la empresa es $PAL^\theta - wL$. Dado que la firma elige el nivel de empleo que maximiza sus beneficios, en equilibrio se cumple que $PA\theta L^{(\theta-1)} - w = 0$, por lo que la función de demanda de empleo es $L(w) = \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\frac{1}{\theta-1}}$.

En base a lo anterior, el problema a resolver es:

$$\arg \max_w \left[\frac{1}{N} \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} (w^\alpha - B) \right]^x \left[PA \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} - w \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} \right]^{(1-x)} \quad [\text{A10}]$$

Tomando el logaritmo natural del producto de Nash se obtiene:

$$\ln V = x \ln \left[\frac{1}{N} \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{1}{\theta-1} \right)} (w^\alpha - B) \right] + (1-x) \ln \left[PA \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{\theta}{\theta-1} \right)} - w \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{1}{\theta-1} \right)} \right] \quad [A11]$$

Factorizando el término $PA \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{\theta}{\theta-1} \right)} - w \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{1}{\theta-1} \right)}$ ¹⁷ y aplicando la CPO se tiene que:

$$\frac{d \ln V}{dw} = x \left[\left(\frac{1}{\theta-1} \right) \frac{1}{w} + \frac{1}{(w^\alpha - B)} \alpha w^{\alpha-1} \right] + (1-x) \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right) \frac{1}{w} = 0 \quad [A12]$$

Aplicando un denominador común para expresar el lado izquierdo como fracción, igualando el numerador resultante a cero y resolviendo la ecuación para w se obtiene el punto crítico:

$$w^* = \left[B \left(\frac{x + \theta - \theta x}{x + \theta - \theta x - \alpha x + \alpha \theta x} \right) \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad [A13]$$

Para determinar si el salario que resuelva la CPO realmente maximiza la función objetivo, se chequea la CSO. Calculando $\frac{d^2 \ln V}{dw^2}$ y manipulando algebraicamente la expresión se tiene que:

$$\frac{d^2 \ln V}{dw^2} = \frac{[(x-1)\theta - x](w^\alpha - B)^2 + (1-\theta)x\alpha w^\alpha [w^\alpha - B(1-\alpha)]}{(\theta-1)w^2(w^\alpha - B)^2} \quad [A14]$$

El denominador del cociente es negativo, debido a que $\theta < 1$. No obstante, en equilibrio, el numerador es $\alpha B^2 \frac{\delta}{\eta} (\delta - \eta)$, siendo $\delta = x + \theta - \theta x$ y $\eta = x + \theta - \theta x - \alpha x + \alpha \theta x$, expresión que resulta positiva teniendo en cuenta los valores que pueden asumir los parámetros del modelo. Por lo tanto $\frac{d^2 \ln V}{dw^2} < 0$ para $w = w^*$, por lo que el salario de equilibrio encontrado maximiza la función objetivo.

A4. Derivadas del log-salario de equilibrio respecto al poder de negociación. Caso isoelástico

En base a lo expuesto en la Sección A3, el log-salario de equilibrio es:

$$\ln w^* = \frac{1}{\alpha} \ln \left[B \left(\frac{x + \theta - \theta x}{x + \theta - \theta x - \alpha x + \alpha \theta x} \right) \right] \quad [A15]$$

¹⁷ $PA \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{\theta}{\theta-1} \right)} - w \left(\frac{w}{PA\theta} \right)^{\left(\frac{1}{\theta-1} \right)} = w^{\left(\frac{\theta}{\theta-1} \right)} \left(PA \frac{1}{PA\theta^{\left(\frac{\theta}{\theta-1} \right)}} - \frac{1}{PA\theta^{\left(\frac{1}{\theta-1} \right)}} \right)$

Las derivadas de primero y segundo orden respecto al poder de negociación, luego de ciertas manipulaciones algebraicas, son:

$$\frac{\partial \ln w^*}{\partial x} = \frac{\theta(\theta - 1)}{(\theta x - \theta - x)(\alpha\theta x - \alpha x - \theta x + \theta + x)} > 0 \quad [A16]$$

$$\frac{\partial^2 \ln w^*}{\partial x^2} = -\frac{\theta(\theta - 1)^2\{2\alpha\theta - \alpha\theta + 2x[1 - \theta + \alpha(\theta - 1)]\}}{(\theta x - \theta - x)^2(\alpha\theta x - \alpha x - \theta x + \theta + x)^2} < 0 \quad [A17]$$

Por lo tanto, con funciones de producción y utilidad isoelásticas, el salario de equilibrio del modelo RTM es función estrictamente creciente y cóncava respecto al poder de negociación sindical.

A5. Correspondencia entre actividades económicas a nivel letra de la MLER y la clasificación para datos de cobertura de CCT

CCT	Rama CIU Rev. 3 a nivel letra	Descripción de la letra
Vitivinícola – Viñas	A	Agricultura, ganadería, caza y silvicultura
Actividad citrícola – Tucumán	A	Agricultura, ganadería, caza y silvicultura
Actividad citrícola – Salta y Jujuy	A	Agricultura, ganadería, caza y silvicultura
Yacimientos petroleros - Río Negro y Neuquén	C	Explotación de minas y canteras
Yacimientos petroleros	C	Explotación de minas y canteras
Metalmecánica	D	Industria manufacturera
Alimentación	D	Industria manufacturera
Industria del plástico	D	Industria manufacturera
Industria de la carne	D	Industria manufacturera
Industria de la madera	D	Industria manufacturera
Comidas rápidas – Pasteleros/as	D	Industria manufacturera
Industria Textil	D	Industria manufacturera
Industria láctea	D	Industria manufacturera
Laboratorios	D	Industria manufacturera
Aguas gaseosas	D	Industria manufacturera
Vitivinícola – Bodegas	D	Industria manufacturera
Industria de la indumentaria	D	Industria manufacturera
Industria química y petroquímica	D	Industria manufacturera
Industria gráfica – CABA y Partidos de la provincia de Buenos Aires	D	Industria manufacturera
Industria molinera – Avícola	D	Industria manufacturera
Pizzerías y casas de empanadas – Pasteleros/as	D	Industria manufacturera
Electricidad	E	Electricidad, gas y agua
Construcción – Obreros/as	F	Construcción
Construcción – Empleados/as	F	Construcción

(La tabla continúa en la siguiente página)

Comercio	G	Comercio al por mayor y al por menor
Concesionarias	G	Comercio al por mayor y al por menor
Farmacias - República Argentina, excepto CABA y partidos de PBA, Córdoba, Mendoza y Santa Fe	G	Comercio al por mayor y al por menor
Talleres de reparación	G	Comercio al por mayor y al por menor
Farmacias - CABA y partidos de la PBA	G	Comercio al por mayor y al por menor
Viajantes de comercio	G	Comercio al por mayor y al por menor
Gastronomía	H	Hotelería y restaurantes
Comidas rápidas - Gastronómicos/as	H	Hotelería y restaurantes
Hoteles de turismo	H	Hotelería y restaurantes
Transporte de carga	I	Transporte, de almacenamiento y de comunicaciones
Transporte de pasajeros/as	I	Transporte, de almacenamiento y de comunicaciones
Bancos	J	Intermediación financiera y otros servicios financieros
Seguros	J	Intermediación financiera y otros servicios financieros
Seguridad	K	Servicios inmobiliarios, empresariales y de alquiler
Maestranza - CABA y Provincia de Buenos Aires	K	Servicios inmobiliarios, empresariales y de alquiler
Encargados/as de edificio	K	Servicios inmobiliarios, empresariales y de alquiler
Maestranza - Córdoba	K	Servicios inmobiliarios, empresariales y de alquiler
Centros de contacto - Córdoba	K	Servicios inmobiliarios, empresariales y de alquiler
Trabajadores/as no docentes de la educación privada (excepto universidades)- CABA y partidos del GBA	M	Enseñanza
Trabajadores/as no docentes de la educación privada (excepto universidades) - República Argentina excepto CABA y partidos del GBA	M	Enseñanza
Sanidad - Clínicas y sanatorios	N	Servicios sociales y de salud
Sanidad - Prestadores sin internación	N	Servicios sociales y de salud
Entidades deportivas y sociales	O	Servicios comunitarios, sociales y personales n.c.p.
Televisión por cable	O	Servicios comunitarios, sociales y personales n.c.p.
Mutuales - Sanidad	O	Servicios comunitarios, sociales y personales n.c.p.
Mutuales - Entidades deportivas y civiles	O	Servicios comunitarios, sociales y personales n.c.p.

Fuente: elaboración propia.