

Sindicalización y salarios: análisis por cuantiles¹

Gustavo Saraiva Frio, Marco Túlio Aniceto França
y Davi Salomão Canavesi Farias Eskenazi

Resumen

El objetivo de este trabajo es investigar los efectos de la sindicalización en los salarios de una muestra de la población brasileña en 2015. A partir de los datos de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) y su suplemento sobre relaciones laborales y sindicalización, se investigaron —mediante técnicas econométricas (mínimos cuadrados ordinarios, emparejamiento por puntaje de propensión y regresiones cuantílicas no condicionales)— las hipótesis de que estar sindicalizado afecta los salarios y de que existe un beneficio extra para las entidades más participativas en relación con los afiliados. Los resultados muestran que, en promedio, existe una relación positiva entre sindicatos y salarios. También se verificó que un aumento de la sindicalización total reduciría los salarios de las personas que ganan menos, pero aumentaría los de la mayor parte de la población. Además, los sindicatos que participaron en algún acuerdo en los últimos 365 días generaron ganancias medias del 4,3%.

Palabras clave

Sindicatos, relaciones laborales, salarios, análisis económico, modelos econométricos, Brasil

Clasificación JEL

J31, J51, J83

Autores

Gustavo Saraiva Frio es Doctor en Economía de la Pontificia Universidad Católica de Río Grande do Sul (PUCRS), Brasil, y tiene una Maestría en Economía Aplicada de la Universidad Federal de Pelotas (UFPEL), Brasil. Correo electrónico: gustavo.frio@gmail.com.

Marco Túlio Aniceto França es Profesor del Programa de Posgrado en Economía del Desarrollo de la Pontificia Universidad Católica de Río Grande do Sul (PUCRS), Brasil, y Doctor en Economía por la Universidad Federal de Paraná (UFPR), Brasil. Correo electrónico: marco.franca@pucrs.br.

Davi Salomão Canavesi Farias Eskenazi tiene una Maestría en Economía de la Pontificia Universidad Católica de Río Grande do Sul (PUCRS), Brasil. Correo electrónico: eskenazi.davi@gmail.com.

¹ Los autores agradecen a la Coordinación de Perfeccionamiento de Personal de Nivel Superior (CAPES) y al Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) por el financiamiento de la investigación. Cualquier error u omisión es responsabilidad de los autores.

I. Introducción

En 2016, el Gobierno brasileño envió al Congreso Nacional un proyecto de ley de reforma laboral con diversos cambios en la estructura. Entre los puntos de la propuesta, el retiro de la obligatoriedad de la contribución sindical fue objeto de debate. La ley obligaba a los trabajadores brasileños a donar de manera obligatoria un día de servicio al año al respectivo sindicato de la categoría. En 2016, la recaudación fue de alrededor de 3.532.487.702,00 reales, un valor correspondiente al 0,06% del producto interno bruto (PIB) registrado en el año corriente. Según Menezes-Filho y otros (2002), los sindicatos, que están autorizados por el gobierno a actuar, tienen jurisdicción exclusiva en lo que respecta a la negociación de los salarios de la categoría, incluida la negociación por los trabajadores no sindicalizados, que también deben pagar la contribución. De acuerdo con los autores, este monto se divide en: un 15% para la federación estatal, un 5% para la federación nacional, un 20% para la Cuenta Especial de Empleo y Salario (CEES) y el 60% restante para el sindicato.

En julio de 2017, en el Brasil se registraban 16.625 sindicatos, entre sindicatos de trabajadores (68,63%) y patronales (31,37%). Este alto número no necesariamente llega a representarlos. Según Campos (2014), el Brasil tenía una tasa de sindicalización del 17%, un valor muy similar al de muchos de los países investigados por el autor (Chile y el Japón, por ejemplo). Campos (2014) mostró que, entre los trabajadores urbanos, la mayor tasa de sindicalización se observa entre los funcionarios públicos (36,8%), mientras la menor participación corresponde a los empleados no registrados del sector privado. También según el autor, el modelo brasileño se diferencia del de otros países porque las entidades sindicales pueden responder por la clase en su conjunto, incluso aunque haya trabajadores no afiliados. De acuerdo con Cardoso (2014), la tasa de afiliación entre 1988 y 2012 varió entre el 22,5% y el 18,1%.

Así, dada la contextualización inicial, los sindicatos tendrán que buscar nuevas formas de financiamiento a partir de 2018, año de entrada en vigor de la ley, ya sea mediante el cobro de valores más altos a sus afiliados o la captación de nuevos trabajadores. Con el fin del llamado impuesto sindical, estas entidades deberán ser más competitivas y participativas. El efecto natural esperado será el fin de los sindicatos poco eficientes y el crecimiento de aquellos que logren responder a sus afiliados de manera satisfactoria, ya sea conquistando mejores salarios, mejorando el ambiente de trabajo u ofreciendo servicios que los atraigan.

De acuerdo con un número significativo de artículos en todo el mundo, los trabajadores sindicalizados tienen más probabilidades de estar protegidos en el empleo y ser beneficiarios de prestaciones sociales y pensiones (Ebbinghaus, Göbel y Koos, 2011; Lu, Tao y Wang, 2010; Western y Rosenfeld, 2011). También hay estudios que muestran que los trabajadores sindicalizados reciben una prima salarial por este hecho (Borjas, 1979; Gyourko y Tracy, 1988; Mellow, 1982; Mishel, 2012; Yao y Zhong, 2013). En el caso del Brasil, Campos y Moura (2017) analizan la probabilidad de que los trabajadores sindicalizados reciban prestaciones adicionales y, por medio de regresiones cuantílicas condicionales, muestran que estos ganan más, principalmente a lo largo de la distribución salarial.

En virtud de lo anterior, se desea probar dos hipótesis mediante el uso de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) de 2015 y su suplemento sobre aspectos de las relaciones laborales y sindicalización de ese mismo año: *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: aspectos das relações trabalhistas e sindicalização* (IBGE, 2015). Se utiliza la metodología de regresiones cuantílicas no condicionales (regresión de la función de influencia recentrada (RIF)) (Firpo, Fortin, y Lemieux, 2009) y mínimos cuadrados ordinarios ponderados por emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) para probar las siguientes hipótesis:

1. Hipótesis 1: estar sindicalizado aumenta el salario medio de las personas

De acuerdo con la literatura internacional sobre el tema (Bloch y Kuskin, 1978; Borjas, 1979; Gyourko y Tracy, 1988; Yao y Zhong, 2013; Yilmaz y San, 2017), los sindicatos afectan positivamente los salarios. La metodología empleada comprende: la descomposición de Oaxaca-Blinder en la media (mínimos cuadrados ordinarios), el mínimo cuadrado ordinario ponderado por emparejamiento por puntaje de propensión y la regresión RIF, porque el modelo no presume la distribución de la variable dependiente y permite visualizar los resultados en los diferentes percentiles de ingreso. La fuente de datos es la PNAD 2015. Se evolucionó en el análisis de Campos y Moura (2017) controlando por variables de ocupación y rama de actividad y dejando los resultados más robustos. La regresión RIF tiene la ventaja de analizar el efecto de un aumento en el total de trabajadores sindicalizados en los salarios de los cuantiles, que permite una visión más generalizada con respecto a las regresiones cuantílicas condicionales, que solo hacen un análisis local.

2. Hipótesis 2: el grado de participación de las personas en el sindicato afecta directamente los salarios

En caso de existir diferencias entre los salarios de los trabajadores sindicalizados y los que no lo están, se verificará si el nivel de sindicalización afecta los salarios. Por medio de la información del suplemento de la PNAD 2015 sobre relaciones laborales y sindicalización y de los modelos de mínimos cuadrados ordinarios y emparejamiento por puntaje de propensión doblemente robustos, la hipótesis que se ha de verificar comparará solo a las personas que están afiliadas. En promedio, los resultados de los modelos (mínimos cuadrados ordinarios y emparejamiento por puntaje de propensión) muestran que la sindicalización está vinculada con una ganancia que varía entre el 7% y el 7,3%. Los resultados del modelo de emparejamiento por puntaje de propensión se corroboraron mediante la prueba conocida como límites de Rosenbaum, que no detectó la presencia de características no observables que pudieran afectar la probabilidad de estar sindicalizado o los resultados. A lo largo de la distribución salarial, el modelo de regresión RIF muestra que un aumento de la sindicalización total en el Brasil generaría un aumento del ingreso para la mayor parte de los trabajadores, excepto los trabajadores hasta el décimo percentil, cuyas estimaciones resultan en pérdidas.

Con respecto al grado de participación y utilización, los resultados no muestran ganancias estadísticamente significativas en relación con los afiliados que no utilizan sus sindicatos ni son participativos. No obstante, cabe destacar que, en promedio, los trabajadores que informaron de que sus sindicatos participaron en algún conflicto o negociación salarial en los últimos 365 días tienen un 4,3% más de salario con respecto a sus pares que no informaron de una actuación de este tipo de su representación sindical.

Este estudio contribuye a la literatura al verificar el efecto de la sindicalización en los salarios en el Brasil. No solo permite evaluar las ganancias de ingresos para los trabajadores sindicalizados, sino también la manera en que el grado de sindicalización (medido por la participación de la persona en asambleas y la utilización de los servicios ofrecidos por el sindicato) afecta las ganancias de los miembros afiliados a esas instituciones. Además, por medio de regresiones cuantílicas no condicionales, se verifica que el efecto de la sindicalización es creciente a lo largo de la distribución y negativo para aquellos que están afiliados y se encuentran en la cola inferior. Campos y Moura (2017) emplearon regresiones cuantílicas condicionales para mostrar la ganancia de la persona al sindicalizarse. Los datos son interesantes, pues los sindicatos en el Brasil defienden a la categoría y no solamente al afiliado. Por lo tanto, se esperaría un comportamiento de "beneficiario parásito". Sin embargo, las entidades

presentan salarios más altos en comparación con sus pares, tanto en la media como en la cola superior y zona mediana de la distribución.

El artículo se divide en seis secciones, incluida esta introducción. En la segunda sección se presenta una breve revisión de la literatura y en la tercera se realiza una contextualización de los grupos sindicales brasileños. En la cuarta sección se describen la fuente de los datos y los métodos utilizados en el trabajo. En la quinta sección se muestran los resultados y en la sexta se presentan las consideraciones finales.

II. Revisión de la literatura

En esta sección se presenta una breve revisión de la literatura nacional e internacional sobre el papel de los sindicatos en la remuneración. En el caso del Brasil, solo Campos y Moura (2017) estiman directamente las primas salariales de la sindicalización, tanto en la media como a lo largo de la distribución de los salarios.

Existe una vasta literatura internacional sobre los efectos de la sindicalización en el salario de los trabajadores, en particular con respecto a los Estados Unidos y China. En el caso de los Estados Unidos, Bloch y Kuskin (1978) utilizan mínimos cuadrados ordinarios y datos de la Encuesta Continua de Población de la Oficina del Censo de los Estados Unidos de 1973 para estimar los salarios de los trabajadores sindicalizados y no sindicalizados. Los autores concluyen que la estructura salarial entre los grupos es diferente. Sobre la base de datos de las Encuestas Longitudinales Nacionales de 1969 a 1971, Duncan y Leigh (1980) responden a los autores por medio de modelos de mínimos cuadrados ordinarios y Heckman (para la corrección del sesgo de selección muestral). Los autores concluyen que la ausencia de corrección del sesgo puede subestimar el efecto de la sindicalización en los salarios.

También con respecto a los Estados Unidos, Borjas (1979) utiliza la corrección del sesgo de selección (Heckman, 1979) y el modelo de mínimos cuadrados ordinarios para estimar la prima salarial de estar sindicalizado. Los datos proceden de la Encuesta Longitudinal Nacional de Hombres Adultos (National Longitudinal Survey of Mature Men). Los resultados muestran que el salario de reserva de las personas sindicalizadas es inferior al de sus pares no sindicalizados, mientras los trabajadores sindicalizados ganan una prima en virtud de la afiliación.

Por otra parte, Gyourko y Tracy (1988) y Mellow (1982) estiman los efectos de la sindicalización en los salarios mediante el uso de mínimos cuadrados ordinarios y la corrección del sesgo de selección. La fuente de datos utilizada fue la Encuesta Continua de Población de la Oficina del Censo de los Estados Unidos (de 1977 y 1979, respectivamente). Los resultados muestran que los trabajadores sindicalizados cobran sistemáticamente más en comparación con sus pares que no están afiliados. Al agregar la corrección del sesgo de selección, Gyourko y Tracy (1988) encuentran que la prima salarial por estar sindicalizado es mayor entre los trabajadores del sector público que entre los del sector privado.

Más recientemente, Mishel (2012) utiliza datos de la Encuesta Continua de Población de la Oficina del Censo de los Estados Unidos y estadísticas descriptivas para evaluar la sindicalización. El autor encuentra que la sindicalización se redujo del 26,7% en 1973 al 13,1% en 2011. Además, esa disminución afectó la remuneración de los hombres que se encontraban en la media de la distribución y aumentó las diferencias salariales entre los que ocupaban cargos directivos y los que tenían cargos técnicos. Western y Rosenfeld (2011) utilizan los mismos datos (período de 1973-2007) y el modelo de mínimos cuadrados ordinarios con descomposición de la varianza. Los resultados muestran una relación inversa entre la tasa de sindicalización y la desigualdad salarial.

Firpo, Fortin y Lemieux (2009) emplearon los métodos de regresiones cuantílicas no condicionales (RIF) y regresiones cuantílicas condicionales para probar las diferencias entre trabajadores sindicalizados

y no sindicalizados a lo largo de la distribución del ingreso. La fuente de datos fue un suplemento de la Encuesta Continua de Población de la Oficina del Censo de los Estados Unidos denominado “grupo de rotación saliente” (Outgoing Rotation Group) de 1983 a 1985. Los resultados de las regresiones cuantílicas condicionales muestran que estar sindicalizado aumenta los salarios de los hombres en toda la distribución salarial. Por otra parte, las regresiones RIF muestran que un aumento de la sindicalización incrementa los salarios en la mediana y en el primer decil de ingreso, pero reduce los salarios de las personas que se encuentran en el último decil.

En el caso de China, los trabajos de Lu, Tao y Wang (2010) y Yao y Zhong (2013) prueban los efectos de la sindicalización en los salarios y otras variables. En el trabajo de Lu, Tao y Wang (2010) se utilizaron los métodos de mínimos cuadrados ordinarios y de variables instrumentales y los datos de la Encuesta de Empresas Privadas de 2006 para comprender el efecto de la sindicalización en diversas variables. Los resultados muestran que estar sindicalizado afecta positivamente la productividad laboral y aumenta las probabilidades de que los trabajadores tengan asistencia para la vivienda, licencia por maternidad y otras prestaciones. Sin embargo, los resultados relativos a los salarios no muestran diferencias significativas entre los trabajadores sindicalizados y sus pares no afiliados a sindicatos.

Los resultados de Yao y Zhong (2013) — que utilizan regresiones aparentemente no relacionadas y datos de 1.268 empresas chinas relativos a 2006 — muestran que la sindicalización aumenta la media salarial de los trabajadores y reduce las horas trabajadas. De este modo, aumentan las probabilidades de que los trabajadores tengan cobertura de pensiones. Estos resultados se mantienen robustos incluso después de agregar controles de educación, empleo e inmigración.

Mediante el uso de un modelo *logit* multinivel y datos de la Encuesta Social Europea, Ebbinghaus, Göbel y Koos (2011) investigan los determinantes de la sindicalización en 19 países europeos. Al controlar por variables microeconómicas y macroeconómicas, los autores encontraron que la expectativa de estar protegido por el seguro de desempleo es un fuerte determinante de la sindicalización. En el caso de Rumania, a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística y análisis de datos, Stan y Erne (2016) prueban la hipótesis de que la migración favorece que los sindicatos tengan mayor poder de negociación salarial en el sector de la salud rumano. Los resultados no muestran efectos directos entre la migración, la demanda de mano de obra y los aumentos salariales por medio de acuerdos sindicales. Yilmaz y San (2017) utilizan datos de las Encuestas Nacionales de Hogares de 2004 y 2008 de Turquía y la descomposición de Oaxaca-Blinder y regresiones cuantílicas. Los resultados muestran que, en promedio, las personas sindicalizadas ganan más y estos resultados se mantienen en los cuantiles, lo que indica mayores ganancias entre los trabajadores sindicalizados que se encuentran en la cola inferior de la distribución del ingreso.

En el caso del Brasil, algunos autores, como Becker (2015), Jacinto y Rodeghiero (2015) y Cruz y otros (2016), utilizan el factor de estar sindicalizado como una de las variables explicativas en las ecuaciones salariales, siempre con datos de la PNAD. En general, los resultados muestran efectos positivos de la sindicalización en los salarios. Sin embargo, en el trabajo de Cruz y otros (2016), la sindicalización no muestra ningún efecto significativo en los salarios en algunas regiones. Gonçalves y Machado (2004) encuentran una prima salarial para los afiliados — los autores consideran la sindicalización como una característica institucional — que disminuye del 25,38% en 1992 al 19,71% en 2001.

Campos y Moura (2017) utilizan datos de la PNAD 2015, regresiones cuantílicas e ingresos para analizar las ganancias de los trabajadores sindicalizados en comparación con las de los no sindicalizados. Los autores utilizan la regresión logística binomial para entender los factores determinantes del acceso a las remuneraciones indirectas (asistencia para el transporte, la alimentación y la salud). Los resultados son significativos e indican que los trabajadores sindicalizados tienen una mayor razón de probabilidad de acceder a los beneficios. Con respecto a las ganancias, tanto en la media como en los cuantiles, los trabajadores sindicalizados ganan más y sus ganancias aumentan a medida que se desplazan hacia la derecha de la distribución.

III. Sindicatos en el Brasil

En esta sección se detallan los sindicatos del Brasil sobre la base de los datos del Ministerio de Trabajo y Empleo. También se utilizan datos de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) para mostrar la evolución del número de trabajadores sindicalizados en el período comprendido entre 2002 y 2015.

En julio de 2017, el Brasil contaba con 16.625 sindicatos, divididos entre sindicatos de trabajadores (11.409) y patronales (5.216), que representaban el 68,63% y el 31,37% del total, respectivamente². En el cuadro 1 se presenta la distribución de los sindicatos entre zonas rurales y urbanas.

Cuadro 1
Brasil: distribución de los sindicatos por zonas, julio de 2017

Tipo de sindicato	Zonas urbanas	Porcentajes	Zonas rurales	Porcentajes	Total
Sindicatos patronales	3 595	68,92	1 621	31,08	5 216
Sindicatos de trabajadores	8 482	74,34	2 927	25,66	11 409
Total	12 077		4 548		16 625

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Ministerio de Trabajo y Empleo del Brasil.

Como se observa en el cuadro 1, la mayoría de los sindicatos, tanto patronales como de trabajadores, se concentra en las zonas urbanas.

Por medio de los datos de la PNAD, en el cuadro 2 se muestra el porcentaje de personas afiliadas a los sindicatos, ponderadas por los pesos muestrales proporcionados por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Cuadro 2
Brasil: personas sindicalizadas por sexo, 2002-2015
(En porcentajes)

Año	Sindicalizados	Hombres sindicalizados	Mujeres sindicalizadas
2002	15,89	17,17	14,16
2003	16,70	17,64	15,44
2004	17,09	18,21	15,60
2005	17,38	18,39	16,06
2006	17,62	18,76	16,16
2007	16,99	17,87	15,86
2008	17,49	18,47	16,24
2009	17,07	18,09	15,77
2011	16,72	17,36	15,89
2012	16,19	16,83	15,35
2013	15,59	16,15	14,86
2014	16,17	16,28	16,03
2015	18,84	19,13	18,47
Media	16,90	17,72	15,84

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Encuesta Nacional de Hogares (PNAD).

Nota: Se realizó la prueba de diferencia de medias y los hombres están más sindicalizados que las mujeres, estadísticamente significativo al 1%. La PNAD no incluye datos de 2010, ya que el censo brasileño se realizó ese año.

² Datos para julio de 2017 [en línea] <http://www3.mte.gov.br/cnes/default.asp>.

Entre 2002 y 2006, el porcentaje de trabajadores sindicalizados por año aumentó del 15,89% al 17,62%. Después de 2006, se observa una ligera disminución hasta 2013, seguida por una recuperación entre 2013 y 2014. En 2015, el primer año de una crisis nacional más profunda, el porcentaje de trabajadores sindicalizados aumentó sustancialmente. Al analizar el sexo, se puede afirmar que, por regla general, los hombres están más sindicalizados que las mujeres.

En el caso de los hombres, la sindicalización varió entre el 17,17% y el 18,87% entre 2002 y 2011, para luego disminuir al 16,15% en 2014. Acompañando el total, esta proporción volvió a crecer en 2015, hasta llegar al valor máximo de la serie histórica, del 19,13%. El porcentaje de mujeres afiliadas varió entre el 14,16% y el 16,16% entre 2002 y 2014. Como en el caso de los hombres, se registró un fuerte aumento en 2015, hasta llegar al 18,47%.

En el cuadro 3 se presenta la distribución de las personas sindicalizadas. Estas se clasifican en empleados urbanos y rurales, trabajadores autónomos, trabajadores independientes, profesionales liberales y otro tipo de sindicatos³.

Cuadro 3

Brasil: distribución de los trabajadores sindicalizados por tipo de sindicato, 2002-2015
(En porcentajes)

Año	Empleados urbanos	Empleados rurales	Trabajadores autónomos	Trabajadores independientes	Profesionales liberales	Otros sindicatos
2002	59,83	28,07	2,61	0,36	5,33	3,79
2003	58,43	28,78	2,5	0,38	5,04	4,87
2004	58,82	29,43	2,28	0,29	4,57	4,61
2005	59,97	30,15	2,12	0,32	3,6	3,85
2006	59,41	29,9	1,92	0,38	3,93	4,45
2007	56,82	29,7	2,04	0,41	3,23	7,81
2008	59,51	28,89	1,83	0,38	3,14	6,24
2009	59,66	27,54	1,61	0,20	2,69	8,29
2011	50,70	27,74	1,63	0,34	2,66	16,93
2012	54,58	25,76	1,67	0,23	2,55	15,22
2013	53,37	26,31	1,67	0,33	2,46	15,85
2014	54,06	26,31	1,60	0,29	2,48	15,25
2015	57,74	24,35	1,39	0,20	2,52	13,80
Media	57,15	27,92	1,91	0,32	3,40	9,30

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Encuesta Nacional de Hogares (PNAD).

Nota: La PNAD no incluye datos de 2010, ya que el censo brasileño se realizó ese año.

Hasta 2009, el porcentaje de empleados urbanos sindicalizados varió ligeramente entre el 56,82% y aproximadamente el 60%. Posteriormente, se registró una disminución acentuada seguida por una recuperación en 2015, cuando volvió al 57,74%. En 2011, por ejemplo, el 50,70% de los trabajadores sindicalizados correspondía a empleados urbanos. La proporción de empleados rurales afiliados a sindicatos varió entre el 28% y el 30% hasta 2008, tras el inicio de una reducción que culminó con un 24,35% de sindicalizados en 2015.

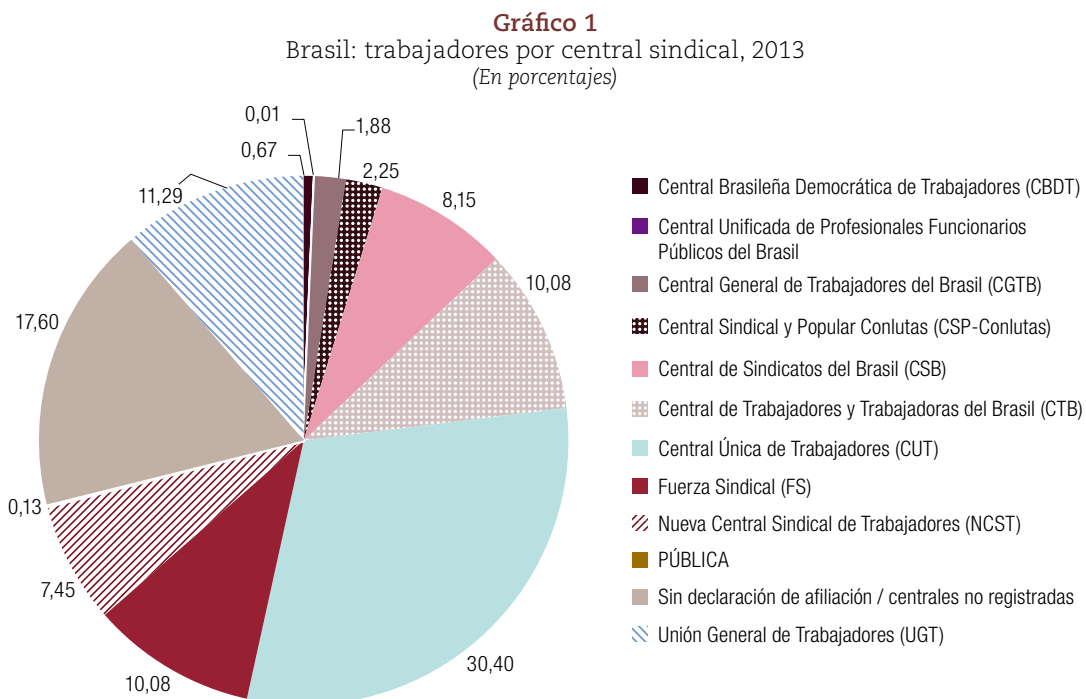
El porcentaje de trabajadores autónomos e independientes sindicalizados disminuyó durante toda la serie histórica presentada en la muestra: en el caso de los autónomos, se redujo del 2,61% al 1,39%, prácticamente a la mitad. El mismo fenómeno se observa en el caso de los trabajadores independientes, cuya tasa de afiliación disminuyó del 0,41% en 2007 al 0,20% en 2015. Esta también

³ En el Brasil se diferencia entre trabajadores autónomos, trabajadores independientes y profesionales liberales. El trabajador autónomo es el que ejerce una actividad profesional por cuenta propia y es remunerado por ello; los trabajadores independientes son los que prestan servicios —urbanos o rurales— sin vínculo laboral a varias empresas que contratan mano de obra, con intermediación obligatoria, y pueden o no estar sindicalizados; los profesionales liberales son los que poseen formación técnica o académica en un área determinada y tiene autonomía para ejercer sus actividades, pero estas están reguladas y legalizadas.

se redujo en el grupo de profesionales liberales, del 5,33% al 2,52% al final de la serie histórica presentada en la muestra.

Dado que proporcionalmente se produjeron reducciones en varios grupos, el porcentaje de profesionales que declararon pertenecer a otro tipo de sindicato aumentó unas 4,5 veces entre 2002 y 2011, del 3,79% al 16,93%. Cabe destacar que, si bien el porcentaje es menor, el 13,8% de las personas que se declararon sindicalizadas en 2015 pertenecían a este grupo.

El Ministerio de Trabajo y Empleo proporciona el número de entidades afiliadas por central sindical, así como el número de trabajadores vinculados a ellas. Los datos del gráfico 1 corresponden a 2013.



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Ministerio de Trabajo y Empleo del Brasil.

En 2013, algunas centrales sindicales, como la Central Brasileña Democrática de Trabajadores (CBDT) o PÚBLICA, tenían menos de 100.000 afiliados. Sin embargo, algunas centrales tenían más de 1 millón, como en el caso de la Central Única de Trabajadores (CUT), Fuerza Sindical (FS), la Central de Sindicatos del Brasil (CSB) y la Central de Trabajadores y Trabajadoras del Brasil (CTB).

El 30,40% de los aproximadamente 13 millones de trabajadores afiliados está vinculado a la CUT, pero existe un 17,6% de trabajadores cuya membresía sindical no está registrada con el Gobierno o afiliada a alguna central. En otras palabras, casi uno de cada dos trabajadores está vinculado a la CUT, o no está vinculado a ninguna central o está conectado a una central que no está registrada. La Unión General de Trabajadores (UGT), FS y la CTB también son centrales fuertes, con aproximadamente el 31,5% del total de afiliados.

En el cuadro 4 se presentan los datos anteriores, pero distribuidos por unidad federativa (UF), es decir, el número de trabajadores afiliados a sindicatos por estado, Distrito Federal y sin definición de UF. Las unidades federativas que tienen más sindicatos laborales son Minas Gerais, São Paulo y Rio Grande do Sul, con más de 1.000 cada una. Los estados que tienen menos sindicatos son Acre y Roraima, con 37 unidades cada uno. Roraima es el estado con menor número de afiliados. São Paulo, el estado más poblado, es también el que tiene el mayor número de trabajadores afiliados a sindicatos, cerca de 3 millones de personas.

Cuadro 4

Brasil: sindicatos y trabajadores sindicalizados por unidad federativa (UF), 2013

UF	Sindicalizados	Sindicatos	UF	Sindicalizados	Sindicatos
-	487	1	PA	261 073	290
AC	14 387	37	PB	265 227	338
AL	150 334	192	PE	1 013 362	394
AM	107 326	148	PI	400 566	284
AP	24 913	44	PR	747 638	825
BA	864 051	558	RJ	766 588	546
CE	480 061	427	RN	204 333	241
DF	395 269	136	RO	100 553	112
ES	336 316	229	RR	12 935	37
GO	206 223	341	RS	953 184	1 056
MA	409 830	335	SC	562 895	717
MG	1 000 504	1 163	SE	144 395	197
MS	201 372	297	SP	2 952 909	1 670
MT	128 070	258	TO	50 510	74
Total	12 755 446	10 947			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Ministerio de Trabajo y Empleo del Brasil.

Nota: Acre (AC); Alagoas (AL); Amazonas (AM); Amapá (AP); Bahia (BA); Ceará (CE), Distrito Federal (DF) Espírito Santo (ES); Goiás (GO); Maranhão (MA); Mato Grosso (MT); Mato Grosso do Sul (MS); Minas Gerais (MG); Pará (PA); Paraíba (PB); Paraná (PR); Pernambuco (PE); Piauí (PI); Roraima (RR); Rondônia (RO); Rio de Janeiro (RJ); Rio Grande do Norte (RN); Rio Grande do Sul (RS); Santa Catarina (SC); São Paulo (SP); Sergipe (SE); Tocantins (TO).

IV. Datos y modelos

Esta sección se divide en tres subsecciones, en las que se abordan, respectivamente: la fuente de los datos, con la presentación de las estadísticas descriptivas y las variables dependientes e independientes; los modelos teóricos, con la presentación de la base teórica detrás de los modelos económicos; y los modelos empíricos, con la presentación de los modelos de regresiones cuantílicas no condicionales, mínimos cuadrados ordinarios con Oaxaca-Blinder y emparejamiento por puntaje de propensión.

1. Datos

El objetivo de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), realizada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), es recoger datos socioeconómicos y demográficos. Suele realizarse anualmente (excepto los años en que se lleva a cabo un censo demográfico) para recoger información sobre el perfil de los habitantes de los hogares seleccionados (sexo, edad, educación, trabajo e ingresos, además de características de los hogares) y, según la demanda, recopilar datos sobre migración y fecundidad, entre otros aspectos.

En 2015, el IBGE presentó, en colaboración con el Ministerio de Trabajo y Empleo y la Organización Internacional del Trabajo (OIT), el suplemento de la PNAD sobre aspectos de las relaciones laborales y la sindicalización *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Aspectos das Relações Trabalhistas e Sindicalização* (IBGE, 2015). A diferencia de la encuesta anual, que estudia a los trabajadores de 10 años o más, en esta encuesta se estudió a los trabajadores de 16 años o más y se examinó la situación de los trabajadores sindicalizados en el período de inferencia, generando datos sobre la densidad sindical en el Brasil.

En el cuadro 5 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables. La variable dependiente es el salario por hora trabajada en la semana. La principal variable de interés es binaria y mide el efecto de que la persona esté sindicalizada. Llama la atención que cuando se considera solo a quien trabaja, el total de personas sindicalizadas disminuye del 18,84% al 17,65%, casi 1,2 puntos porcentuales.

Cuadro 5
Estadísticas descriptivas

Variable	PNAD 2015		SUPLEMENTO ^a	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Salario por hora	13,76	63,68	17,28	68,94
Nivel de educación	9,08	4,12	9,66	4,24
Experiencia	23,04	13,30	24,89	12,88
Experiencia específica	7,11	8,48	8,97	9,69
Casado	62,93%	0,48	70,82%	0,45
Jefe de hogar	48,45%	0,50	56,62%	0,50
Región metropolitana	33,47%	0,47	32,51%	0,47
Zona urbana	87,99%	0,32	84,72%	0,36
Blanco	46,35%	0,50	49,89%	0,50
Formal	49,42%	0,50	69,56%	0,46
Hombre	59,23%	0,50	64,15%	0,48
Sindicalizado	17,25%	0,38	-	-
Utilizaba sindicato	-	-	19,67%	0,40
Participativo en sindicato	-	-	14,3%	0,35
Sindicato activo	-	-	12,25%	0,33

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2015.

Nota: La variable salario se expresa en reales por hora, el nivel de educación, la experiencia y la experiencia específica se expresan en años y las demás variables en porcentajes.

^a Parte del suplemento *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Aspectos das Relações Trabalhistas e Sindicalização* en que los trabajadores declaran estar sindicalizados.

Las variables de control son el nivel de educación (las personas tienen una media de 8 años y medio de estudios), la experiencia en el mercado de trabajo (media de 23,2 años) y la experiencia dentro de la empresa (media de 7,62 años). Dichas variables están directamente relacionadas con la productividad y de acuerdo con la ecuación de ingresos (Mincer, 1974).

Las variables independientes están vinculadas a la familia y al lugar de trabajo: ser jefe de familia, estar casado o casada, vivir en una región metropolitana o una zona urbana. En la literatura se utilizan estas variables porque están directamente asociadas con las variaciones en el salario (Cirino y Lima, 2016; Hoffmann y Ney, 2004; Jacinto y Rodeghiero, 2015; Reis y Ramos, 2011; Santos y otros, 2010).

Asimismo, se incluyeron variables ficticias según el tipo de empleo, en cada estado, cada tipo de ocupación de la Clasificación Brasileña de Ocupaciones (CBO) y de acuerdo con el tipo de ocupación de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE). Estas variables son importantes porque quitan el efecto salarial del hecho de que empleados y empleadores tengan salarios diferentes, así como poder estar en diferentes ramas de ocupación y actividad. Además, se considera la cuestión estatal pues, como se mencionó anteriormente, los patrones de sindicalización son distintos según el estado (Lu, Tao y Wang, 2010; Teixeira y Menezes-Filho, 2012).

Las variables de interés para la hipótesis de grado de sindicalización (hipótesis 2) son: utilizaba el sindicato (V90882), que es una variable ficticia referida a la utilización (o no) de servicios como asistencia legal, convenio médico odontológico, entre otros; participaba en el sindicato (V90884), que también es una variable binaria y corresponde a las personas que declararon participar en actividades (conferencias, reuniones, entre otras) del sindicato; y, por último, la variable sindicato activo (V90887),

que es una variable binaria en que el entrevistado responde si el sindicato actuó de alguna manera (negociación o conflicto colectivo) en los 365 días anteriores a la entrevista. Se destaca, sin embargo, que la parte utilizada del suplemento de la PNAD sobre relaciones de trabajo y sindicalización se refiere a las personas que se declararon sindicalizadas.

Los cortes realizados en la base de la PNAD se refieren a la edad, la posición de ocupación y el grupo de la actividad de trabajo (ambos para el trabajo principal). Se consideraron solo las personas de 18 a 65 años, que no son militares ni funcionarios públicos estatutarios y no pertenecen a grupos de actividades de la administración pública. Para el suplemento, además de los cortes realizados en la PNAD se consideraron solo los trabajadores sindicalizados, a fin de comprender los efectos de la participación, la utilización y el hecho de tener un sindicato activo en las ganancias medias de los trabajadores sindicalizados.

2. Modelo teórico⁴

La diferencia salarial que un trabajador gana por estar sindicalizado se denomina brecha salarial. La diferencia de ganancias entre estar o no sindicalizado puede calcularse de acuerdo con la ecuación (1):

$$D_i = \frac{S_S^i - S_N^i}{S_N^i} \quad (1)$$

Donde D es la diferencia, S es el salario, el superíndice i corresponde a la persona y los subíndices S y N se refieren, respectivamente, a estar sindicalizado y no estar sindicalizado.

Esta diferencia se refiere solo a un trabajador, pero para saber la diferencia media de estar afiliado, se puede hacer una sumatoria con las diferencias entre participar y no, de manera que la media de la diferencia está dada por:

$$G = \frac{\sum_i^k D_i}{k} \quad (2)$$

Donde G es la ganancia media por estar sindicalizado y k es el número de personas.

Sin embargo, esta diferencia de las ecuaciones (1) y (2) no ocurre porque una persona esté o no sindicalizada, además, se debe incluir en el cálculo el control de las variables productivas, así, la brecha salarial media de personas con características productivas parecidas pero diferentes en el hecho de estar o no sindicalizadas está dada por la siguiente ecuación:

$$D = \frac{\bar{S}_S - \bar{S}_N}{\bar{S}_N} \quad (3)$$

Con ello, la diferencia media de salarios se determina en porcentajes, mostrando el efecto de la sindicalización en las ganancias del trabajador.

3. Modelos empíricos

Los modelos aquí utilizados pasan por dos etapas: estimación de los salarios mediante la ecuación de ingresos propuesta por Mincer (1974) — con el método de emparejamiento por puntaje de propensión doblemente robusto y la prueba de sensibilidad conocida como límites de Rosenbaum — y estimación

⁴ Basado en Borjas (2009).

de la ecuación de ingresos en los percentiles de ingreso, de acuerdo con el modelo de regresión RIF de Firpo, Fortin y Lemieux (2009), además de descomponer el diferencial en la media con el modelo de Oaxaca-Blinder.

a) Mínimos cuadrados ordinarios

El modelo de mínimos cuadrados se utiliza para realizar la ecuación minceriana de salarios, que consiste en emplear el logaritmo natural del ingreso por hora de trabajo sometido a regresión contra la variable de interés (estar sindicalizado), variables de productividad (educación, experiencia en el mercado de trabajo y experiencia en la empresa) y otras variables que afectan los salarios (estado civil, responsabilidad del hogar, género, raza), además de un término de error aleatorio (μ):

$$\ln y_i = \alpha + \beta d_sind_i + \theta X_i + \mu \quad (4)$$

Donde α es el intercepto, β es el coeficiente ligado a cada una de las variables independientes, X es un vector de covariables y d_sind es la variable binaria que asume valor 1 cuando la persona está sindicalizada.

b) Oaxaca-Blinder

El modelo conocido en la literatura como descomposición de Oaxaca-Blinder es una descomposición creada a partir de los trabajos de Blinder (1973) y Oaxaca (1973). La descomposición crea un contrafactual a partir de la estimación separada de las ecuaciones de ingresos para las personas que están afiliadas a sindicatos y las personas que no lo están. Así, la ecuación se presenta de la siguiente forma:

$$Y_{NS} - Y_S = X_{NS}(\beta_S - \beta_{NS}) + (X_S - X_{NS})\beta_S \quad (5)$$

Donde Y es el logaritmo natural del ingreso por hora, X es un vector de covariables y β son los parámetros asociados a los valores de X . Los subíndices NS y S representan, respectivamente, a los trabajadores no sindicalizados y sindicalizados.

El lado izquierdo de la igualdad representa la diferencia salarial entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados. En el lado derecho, el primer término se atribuye a la discriminación —efecto precio— y el segundo término es la diferencia explicada por componentes observables —efecto característica— (Crespo y Reis, 2004). En otras palabras, la diferencia salarial entre los grupos se descompone en dos partes: la parte atribuida a las características observables y la parte considerada en la literatura como discriminación.

c) Emparejamiento por puntaje de propensión

Cabe destacar que, si bien el modelo de mínimos cuadrados ordinarios controla por las características observables que afectan los salarios, las personas sindicalizadas pueden presentar diferentes características observables y no observables con respecto a sus pares que no están afiliados a un sindicato. De esta forma, se emplea un modelo de probabilidades en que la variable dependiente es estar sindicalizado. Así, el emparejamiento por puntaje de propensión es una manera de emparejar a las personas, sobre la base de características observables, que tienen probabilidades similares de estar sindicalizados en comparación con aquellas que no lo están.

Se consideran dos hipótesis para el modelo propuesto por Rosenbaum y Rubin (1983). La primera es que se comparan las personas cuyas probabilidades se encuentran dentro de un soporte común ($0 \leq p(T = 1|X) \leq 1$) y al controlar por las características observables, estar o no sindicalizado se vuelve aleatorio $Y_i(0), Y_i(1) \perp T|X$. Así, el efecto medio de estar sindicalizado o efecto medio del tratamiento (*average treatment effect on the treated* (ATT)) se dará por la diferencia de los resultados medios encontrados para cada grupo: $ATT = E[Y_i(1)|T_i = 1, X = x] - E[Y_i(0)|T_i = 0, X = x]$, donde $E[Y_i(1)|T_i = 1, X = x]$ es la media poblacional para los trabajadores sindicalizados y $E[Y_i(0)|T_i = 0, X = x]$ es la media poblacional para los demás.

En efecto, el primer paso para la estimación del emparejamiento por puntaje de propensión es la estimación de un modelo de probabilidad, *probit*, que está dado por:

$$P(C_i = 1 | Z) = \phi(Y_{\nu} + Z_i' \alpha) = \phi(S_{\nu} \delta) \quad (6)$$

Donde la función de densidad acumulada está representada por Φ , Si es la variable binaria que asume valor 1 en caso de que la persona esté sindicalizada. La función índice está dada por $Z_i' \alpha$, donde Z_i es el vector de variables explicativas, que afectan la decisión de sindicalización.

El paso siguiente a la estimación del modelo *probit* es la inclusión del puntaje de propensión estimado, $\hat{p}(x_i)$, en la regresión, que puede ser por imputación o reponderación. Sin embargo, $\hat{p}(x_i)$ puede presentar valores no positivos. Por ello, la metodología doblemente robusta, según destacan Hirano, Imbens y Ridder (2003), genera ganancias adicionales de robustez, debido a la eliminación del efecto procedente de variables omitidas, y reduce la correlación entre las variables omitidas e incluidas. El uso del puntaje de propensión estimado resulta más eficiente en relación con el verdadero $p(x_i)$. Cabe destacar que el puntaje de propensión es sensible al estimador de emparejamiento y que la forma funcional es lo suficientemente sensible a fin de considerar la hipótesis de superposición.

d) Sensibilidad

Además de un buen emparejamiento, es necesario realizar pruebas para que no haya variables omitidas que afecten al mismo tiempo el tratamiento (estar sindicalizado) y la variable de resultado (log natural de los salarios), lo que puede causar un sesgo. Con ello, el llamado sesgo de variable omitida puede probarse por medio de los límites de Rosenbaum (Rosenbaum, 2002).

De acuerdo con Rosenbaum (2002), la probabilidad de participación (en este caso, sindicalización,) de una persona i está dada por:

$$\pi_i = Pr(T_i = 1 | X_i) = F(\beta X_i + \gamma \varepsilon_i) \quad (7)$$

Donde π_i es la probabilidad de que la persona esté sindicalizada dado un conjunto de variables observables, X_i . γ es el efecto del error no observable en la persona que recibe el tratamiento ($T_i = 1$). En caso de que el sesgo sea inexistente, $\gamma = 0$, la probabilidad de recibir el tratamiento se da solo por las variables observables.

En un caso en que la función $F(\cdot)$ tiene una distribución logística y dos personas emparejadas i y j con probabilidades relativas de recibir el tratamiento dadas por $\frac{\pi_i}{1-\pi_i}$ y $\frac{\pi_j}{1-\pi_j}$, respectivamente, la razón de estas probabilidades está dada por:

$$\frac{\frac{\pi_i}{1-\pi_i}}{\frac{\pi_j}{1-\pi_j}} = \frac{e^{(\beta X_i + \gamma \varepsilon_i)}}{e^{(\beta X_j + \gamma \varepsilon_j)}} = e^{\gamma(\varepsilon_i - \varepsilon_j)} \quad (8)$$

La ecuación (8) muestra la razón de las probabilidades al evidenciar que, cuando las variables omitidas no afectan la probabilidad en el tratamiento, $\gamma = 0$, la razón será igual a 1. Cuando este valor es diferente de 1, hay una variable importante que está omitida. En resumen, los límites de Rosenbaum consisten en entender la manera en que las variables omitidas afectan la diferencia dada por $\varepsilon_i - \varepsilon_j$.

e) Regresión RIF

El modelo desarrollado por Firpo, Fortin y Lemieux (2009) se conoce como regresión RIF (función de influencia recentrada), en que la variable dependiente se vuelve una función de influencia (*influence function (IF)*). El modelo se basa en el supuesto de que a partir de una función lineal de las variables independientes es posible modelar la expectativa condicional de la RIF ($Y; v$):

$$E[RIF(Y; v) | X] = X\gamma + \varepsilon \quad (9)$$

Donde, por medio de mínimos cuadrados ordinarios, es posible estimar los parámetros γ .

En el caso cuantílico, la RIF ($Y; Q_\tau$) es una igualdad con $Q_\tau + IF(Y, Q_\tau)$ y puede escribirse de la siguiente manera:

$$RIF(y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - 1\{y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (10)$$

Donde $f_Y(\cdot)$ es la densidad de la distribución, en el margen, de Y , Q_τ es la población τ -cuantílica de la distribución de Y , incondicional y $1\{\cdot\}$ es una función indicadora.

Así, computacionalmente, se estima:

$$RIF(\widehat{y}; \widehat{Q}_\tau) = \widehat{Q}_\tau + \frac{\tau - 1\{y \leq Q_\tau\}}{\widehat{f}_Y(Q_\tau)} \quad (11)$$

V. Resultados

En el cuadro 6 se presentan los resultados del efecto de la sindicalización en los salarios. El procedimiento se dividió en dos partes: mínimos cuadrados ordinarios y emparejamiento por puntaje de propensión doblemente robusto. Los resultados son bastante próximos, lo que aporta robustez al modelo inicial.

Los resultados de las variables productivas como nivel de educación, experiencia y experiencia específica están directamente relacionados con las ganancias de los trabajadores. La educación supone un aumento medio de los salarios que varía entre el 3,7% y el 4,3% por año de estudio. La experiencia en el mercado de trabajo (EXP) aumenta los salarios un 0,3% o un 0,4% por año adicional. En promedio, el efecto de la experiencia dentro de la empresa es mayor, entre el 0,8% y el 1% por año adicional.

La principal variable de interés es el efecto de estar sindicalizado en los salarios. Dado que se controlan los efectos derivados del tipo de trabajo (empleado, empleador, trabajador por cuenta propia), los efectos relativos a las ocupaciones de la CBO, los grupos de actividades y la unidad federativa, es posible controlar los efectos de todos los sindicatos en los salarios. Por ello, respondiendo a la hipótesis 1, el efecto de estar sindicalizado resultó positivo y varió entre el 7% y el 7,3%. Cruz y otros (2016) encontraron efectos estimados entre el 9,2% y el 11,03% de los sindicatos en los ingresos en las regiones brasileñas en 2006. Jacinto y Rodeghiero (2015) encontraron un efecto medio del 16% de la sindicalización en los salarios de los trabajadores de la región metropolitana de Porto Alegre. En el caso de China, Yao y

Zhong encontraron entre un 8,7% y un 12,6% de aumento salarial proporcionado por los sindicatos. El efecto encontrado por Campos y Moura (2017) fue del 8,4%. En este trabajo se encuentra una prima salarial estimada entre el 7% y el 7,3% para el grupo de afiliados. Este valor es inferior al encontrado por Gonçalves y Machado (2004), del 25,38% y el 19,71% en 1992 y 2001, respectivamente.

Cuadro 6
Ecuaciones de ingresos

Modelos	Mínimos cuadrados ordinarios	Emparejamiento por puntaje de propensión
	(1)	(2)
Sindicalizado	0,073*** (0,005)	0,07*** (0,005)
Nivel de educación	0,037*** (0,001)	0,043*** (0,001)
Experiencia	0,003*** (0,000)	0,004*** (0,000)
Experiencia específica	0,008*** (0,000)	0,01*** (0,000)
Casado	0,095*** (0,004)	0,07*** (0,006)
Jefe de hogar	0,071*** (0,004)	0,074*** (0,006)
Región metropolitana	0,148*** (0,004)	0,156*** (0,006)
Zona urbana	0,106*** (0,008)	0,099*** (0,011)
Blanco	0,074*** (0,004)	0,07*** (0,006)
Formal	0,092*** (0,005)	0,098*** (0,011)
Hombre	0,135*** (0,005)	0,146*** (0,007)
Constante	1,345*** (0,406)	2,26 (169,39)
D_UF	SÍ	SÍ
D_TIPO_EMPLEO	SÍ	SÍ
D_CNAE	SÍ	SÍ
D_CBO	SÍ	SÍ
Observaciones	120 090	119 870
R ² -Ajustado	0,397	0,482

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Significativo al: 1%***, 5%***, 10%*. D_UF se refiere a una variable ficticia para cada unidad federativa; D_TIPO_EMPLEO se refiere a variables ficticias para empleador, trabajador por cuenta propia y empleado; D_CNAE se refiere a una variable ficticia para cada rama de actividad de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE), y D_CBO se refiere a una variable ficticia para cada ocupación de la Clasificación Brasileña de Ocupaciones (CBO).

El efecto de tener cónyuge varía entre el 7% y el 9,5% en los modelos. Ser jefe del hogar varía poco, apenas 0,3 puntos porcentuales (entre el 7,1% y el 7,4%). Las variables vivir en una región metropolitana o una zona urbana, autodeclararse blanco y ser hombre aumentan los salarios de las personas en: un 14,8% a un 15,6%; un 9,9% a un 10,6%; un 7% a un 7,4% y un 13,5% a un 14,6% para ambos modelos, respectivamente. Las personas que trabajan en el sector formal ganan entre un 9,2% y un 9,8% más que sus pares en el sector informal.

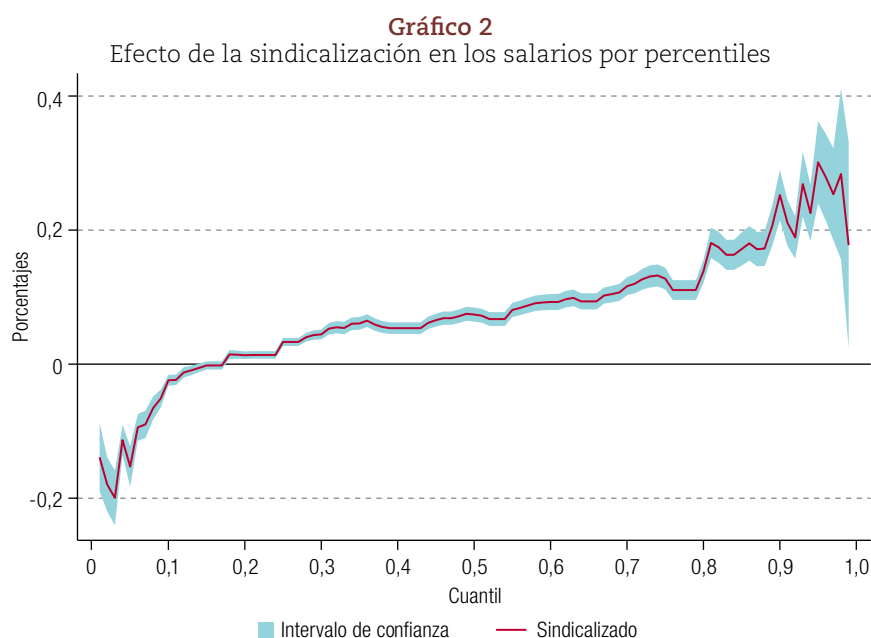
En el cuadro A1.1 del anexo A1 se separa el diferencial de salarios entre los grupos en dos componentes: explicados y no explicados — modelo de Oaxaca-Blinder. El diferencial total es del 28,72% a favor de los miembros de entidades sindicales. Esta diferencia se explica casi totalmente por factores productivos (21,41%), como el nivel de educación, la experiencia y las demás variables explicativas de los modelos de mínimos cuadrados ordinarios y emparejamiento por puntaje de propensión. La prima salarial de la sindicalización es el componente explicado única y exclusivamente por el hecho de estar afiliado a un sindicato, el 7,31%. En otras palabras, aproximadamente el 75% de la diferencia salarial entre los grupos es observable en las características de las personas.

En el anexo A1 se presentan algunos importantes resultados para corroborar el efecto encontrado en el cuadro 6 por medio del emparejamiento por puntaje de propensión robusto. En primer lugar, en el gráfico A1.1 se muestra la densidad de Kernel antes y después del emparejamiento. Se observa que, si bien antes del emparejamiento los grupos (trabajadores sindicalizados y no sindicalizados) son muy diferentes, después del emparejamiento se vuelven muy similares. En el cuadro A1.2 se presenta la prueba de medias de las variables empleadas en el modelo antes y después del emparejamiento, que muestra que, antes de la aplicación del procedimiento, la mayor parte de las variables era estadísticamente diferente entre los grupos. Sin embargo, después del emparejamiento, solo dos variables se mantuvieron estadísticamente diferentes entre los grupos.

Para que los resultados sean fiables, es necesario realizar la prueba de sensibilidad. La prueba de sesgo por variable omitida denominada límites de Rosenbaum se presenta en el cuadro A1.3. El resultado muestra que, para un 1% de confianza, es posible rechazar la hipótesis nula de que hay una variable omitida que afecta concomitantemente el tratamiento (sindicalización) y el resultado (log natural del salario por hora).

En el gráfico 2 se muestra el efecto de estar sindicalizado en los salarios por percentiles de ingreso. Las estimaciones se realizaron utilizando el modelo de regresiones cuantílicas no condicionales (regresión RIF). La diferencia varía entre aproximadamente un 15% en contra de los trabajadores sindicalizados y un 25% a favor de los sindicalizados. Como se observa en el cuadro 7, el efecto de la sindicalización es positivo en la media de los salarios.

En el gráfico 2 se observa que hasta aproximadamente el décimo percentil, las personas que están sindicalizadas reciben menos que las no sindicalizadas. A partir de ese punto, la trayectoria es marginalmente creciente por percentil, con pequeñas oscilaciones. Los resultados también muestran que hay un aumento sustancial en las ganancias de los sindicalizados entre el 75° y el 85° percentil.



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 7
Ecuación de ingresos de los trabajadores sindicalizados

Variables	Mínimos cuadrados ordinarios
Utilizaba sindicato	0,011 (0,013)
Participativo en sindicato	-0,000 (0,015)
Sindicato activo	0,043*** (0,012)
Nivel de educación	0,043*** (0,002)
Experiencia	0,003*** (0,000)
Experiencia específica	0,011*** (0,001)
Casado	0,058*** (0,01)
Jefe de hogar	0,063*** (0,01)
Región metropolitana	0,175*** (0,012)
Zona urbana	0,118*** (0,02)
Blanco	0,067*** (0,01)
Formal	0,085*** (0,021)
Hombre	0,168*** (0,013)
Constante	1,993*** (0,074)

Cuadro 7 (conclusión)

Variables	Mínimos cuadrados ordinarios
D_UF	SÍ
D_TIPO_EMPLEO	SÍ
D_CNAE	SÍ
D_CBO	SÍ
Observaciones	19 150
R ² -Ajustado	0,521

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Significativo al: 1%***, 5%**, 10%*. D_UF se refiere a una variable ficticia para cada unidad federativa; D_TIPO_EMPLEO se refiere a variables ficticias para empleador, trabajador por cuenta propia y empleado; D_CNAE se refiere a una variable ficticia para cada rama de actividad de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE), y D_CBO se refiere a una variable ficticia para cada ocupación de la Clasificación Brasileña de Ocupaciones (CBO).

Al contrario de lo que se encontró en el trabajo sobre los Estados Unidos (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009), la mayor protección se da para los más pudientes y no para aquellos con menores ingresos salariales (que incluso se ven perjudicados). La interpretación del modelo de regresión conocido como RIF es un análisis a nivel mayor, no solo local como en el caso de las regresiones cuantílicas condicionales. Como se muestra en el gráfico 2, el aumento del número de trabajadores sindicalizados reduce los salarios del grupo con las remuneraciones más bajas (primeros 10 percentiles). Después, las ganancias se incrementan hasta el fin de la distribución, de manera creciente, hasta superar el 20% de ganancias. Firpo, Fortin y Lemieux (2009) encuentran ganancias de 0,195 para el primer decil y pérdidas de 0,135 en el último decil, en caso de un aumento en la tasa de sindicalización. En el caso del Brasil, mediante el uso de regresiones cuantílicas condicionales, Campos y Moura (2017) encuentran que las ganancias de estar sindicalizado aumentan entre el comienzo y el final de la distribución salarial. Sin embargo, los resultados se analizan centrándose en el cuantil de ingreso y, por regla general, las ganancias a lo largo de la distribución son estadísticamente idénticas a la ganancia en la media. En el gráfico 2, el resultado de la regresión cuantílica no condicional muestra la medida en que un aumento de la sindicalización, en general, afecta los salarios en los cuantiles. En este caso, en los primeros cuantiles hay una reducción salarial, que indica que los sindicatos que defienden a esos trabajadores son poco eficaces desde el punto de vista de las ganancias financieras.

En el cuadro 7 se presenta el resultado de la ecuación de salarios entre los trabajadores sindicalizados. La muestra está compuesta por 19.150 personas. La ecuación se estimó con un número bastante grande de variables explicativas, lo que justifica parcialmente que la R² ajustada sea superior al 50%. El objetivo es responder a la hipótesis 2, cuya intención es verificar el efecto del grado de sindicalización en los salarios. El grado de sindicalización se mide por las diferentes respuestas dadas por las personas.

Las variables referentes a ser participativo en el sindicato o utilizarlo no son significativas en la ecuación salarial. Sin embargo, se observa que el salario medio del trabajador sindicalizado que declara que su sindicato participó en un conflicto o acuerdo colectivo en el último período es un 4,3% mayor en comparación con el del trabajador sindicalizado que declara que su sindicato no participó en ningún acuerdo.

A pesar de que los trabajadores sindicalizados tienen un mayor nivel de educación con respecto a la muestra total, la ganancia por año de estudio es mayor, un 4,3%. La experiencia redundante en ganancias del 0,3% por año adicional, mientras la ganancia en virtud de la experiencia en la empresa es del 1,1% por año en el mismo lugar de trabajo. Los otros controles que explican los salarios también son significativos: estar casado aumenta los salarios de los trabajadores sindicalizados en un 5,8%, mientras ser jefe del hogar los incrementa un 6,2%.

Las variables binarias relativas al lugar de residencia muestran ganancias para las personas en zona urbanas y regiones metropolitanas de una magnitud del 12,6% y el 17,7%, respectivamente. Dos variables relativas a las características personales, ser hombre y autodeclararse blanco, aumentan los salarios en un 16,8% y un 6,7%, respectivamente. En promedio, los salarios de los trabajadores sindicalizados que pertenecen al sector formal son un 8,5% más altos que los de sus pares en el sector informal.

VI. Consideraciones finales

En el Brasil hay aproximadamente 17.000 sindicatos y en torno a un 17% de las personas están vinculadas a ellos. Alrededor del 73% de los sindicatos están en áreas urbanas y representan al 68% de todos los trabajadores sindicalizados.

La motivación inicial de este trabajo es probar la hipótesis de que los sindicatos afectan los salarios y que los efectos serían distintos a lo largo de la distribución salarial. Asimismo, se desea probar si el nivel de sindicalización afecta los salarios.

Para responder a esas preguntas se utilizaron los microdatos de la PNAD 2015 y su suplemento sobre relaciones laborales y sindicalización. La metodología empleada comprende los modelos de mínimos cuadrados ordinarios (con la descomposición de Oaxaca-Blinder), emparejamiento por puntaje de propensión y regresión RIF.

Los resultados indican que, en promedio, los trabajadores sindicalizados de la muestra ganan entre un 7,3% y un 7,5% más que sus pares no sindicalizados. Los datos encontrados son coherentes con la literatura: estar sindicalizado tiene un efecto positivo en los salarios. Cuando se consideran los percentiles de ingreso, esa ganancia es mayor conforme se aproxima a la cola superior de la distribución. Se destaca, sin embargo, que el efecto de un aumento de la sindicalización, en general, causa una reducción de los salarios de los trabajadores que tienen los salarios más bajos (hasta el décimo percentil).

La hipótesis 2 de que el nivel de sindicalización afecta el nivel de salarios entre los trabajadores sindicalizados no se confirma. Sin embargo, si el trabajador sindicalizado declara que su sindicato participó en acuerdos colectivos o conflictos en los 365 días anteriores a la encuesta (sindicato activo), se observa una diferencia salarial de alrededor del 4,3%.

Como limitación, se señala que no es posible captar el efecto indirecto causado por los acuerdos colectivos que afectan tanto a las personas sindicalizadas como a las que no lo están. Sin embargo, este efecto debería hacer que los salarios de los dos grupos fueran muy parecidos. No obstante, resulta distinto de lo que indican los resultados.

Al observar más atentamente los resultados se observa que, a pesar de que los sindicatos han sufrido diversas transformaciones en las últimas cuatro décadas, estas instituciones continúan teniendo fuerza, pues estar sindicalizado tiene un efecto directo en el ingreso de los trabajadores afiliados. Cabe destacar que estos resultados debilitan un dispositivo vigente a partir de la reforma laboral de 2017 de negociación individual entre patrones y empleados. Si bien no se logró comprobar una discriminación de ingreso según el grado de participación de la persona en el sindicato, los salarios de los trabajadores sindicalizados que declararon que sus sindicatos se mostraron activos en negociaciones en los últimos 365 días resultaron un 4,3% más altos, en promedio, con respecto a los de sus pares con sindicatos menos activos. Además, las diferencias en los efectos de los sindicatos a lo largo de la distribución pueden ser una prueba de que las categorías laborales tienen un poder de presión distinto en la consecución de mejores salarios. También pueden ser una señal de una disminución en el número de sindicatos pequeños, que se agregan dentro de las centrales sindicales más grandes.

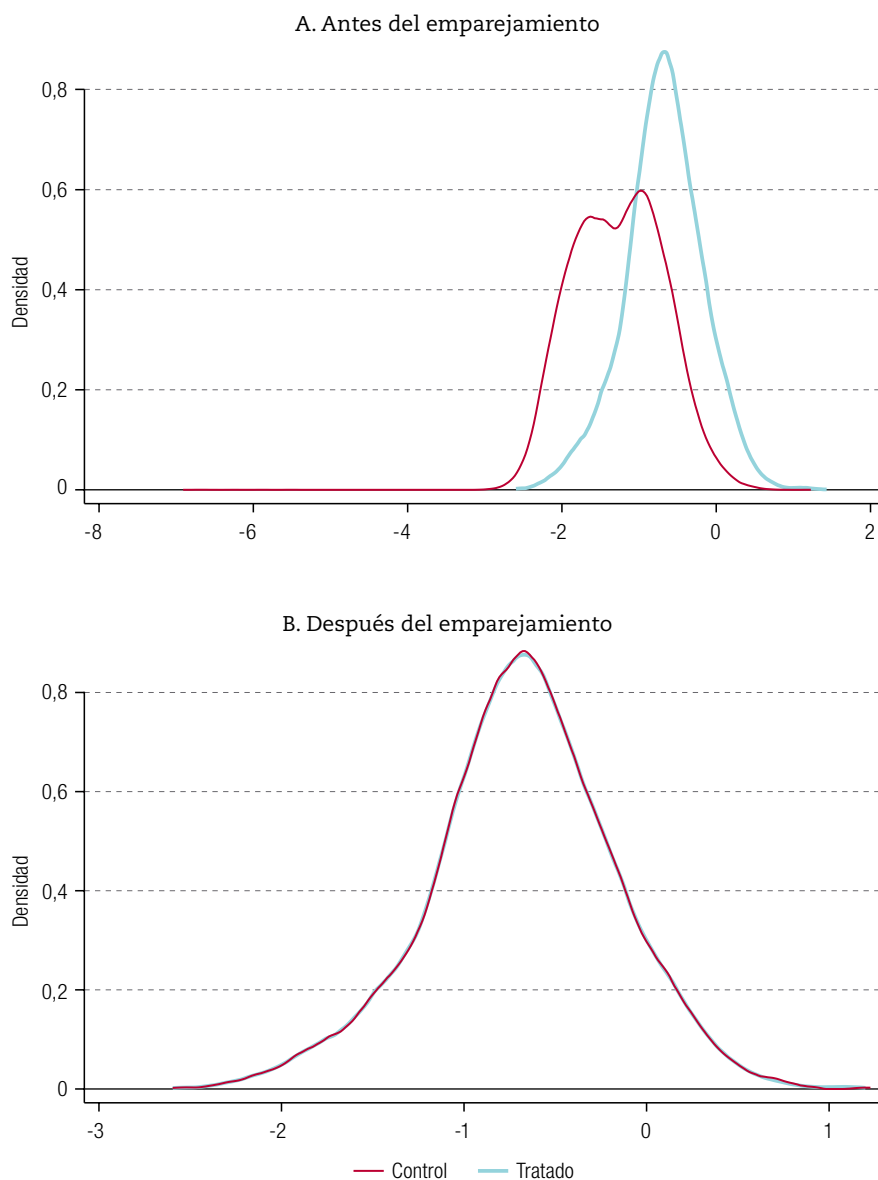
Bibliografía

- Becker, K. L. (2015), "Concentração do emprego industrial, sindicatos e salários: uma aplicação para o caso da indústria brasileira de metalurgia", *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, vol. 4, N° 1.
- Blinder, A. S. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*.
- Bloch, F. E. y M. S. Kuskin (1978), "Unions and wages: wage determination in the union and nonunion sectors", *ILR Review*, vol. 31, N° 2.
- Borjas, G. (2009), *Economia do Trabalho*, Porto Alegre, AMGH Editora.
- (1979), "Job satisfaction, wages, and unions", *Journal of Human Resources*.
- Campos, A. G. (2014), "Dilemas do trabalho: sindicatos no Brasil hoje", *Texto para Discussão*.
- Campos, A. G. y A. C. Moura (2017), "Diferenças de remuneração entre trabalhadores sindicalizados e não sindicalizados: evidências sobre o mercado de trabalho brasileiro", *Texto para Discussão*, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Cardoso, A. (2014), "Os sindicatos no Brasil", Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA) [en línea] http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3765/1/bmt56_nt01_sindicatos_brasil.pdf.
- Cirino, J. F. y J. E. de Lima (2016), "Diferenças de rendimento entre as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder", *Revista Econômica do Nordeste*, vol. 43, N° 2.
- Crespo, A. R. V. y M. C. Reis (2004), "Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte", *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, Natal, Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC).
- Cruz, M. S. Da y otros (2016), "Determinantes das desigualdades salariais nas macrorregiões brasileiras: uma análise para o período 2001–2006", *Revista Econômica do Nordeste*, vol. 42, N° 3.
- Duncan, G. M. y D. E. Leigh (1980), "Wage determination in the union and nonunion sectors: a sample selectivity approach", *ILR Review*, vol. 34, N° 1.
- Ebbinghaus, B., C. Göbel y S. Koos (2011), "Social capital, 'Ghent' and workplace contexts matter: Comparing union membership in Europe", *European Journal of Industrial Relations*, vol. 17, N° 2.
- Firpo, S., N. M. Fortin y T. Lemieux (2009), "Unconditional quantile regressions", *Econometrica*, vol. 77, N° 3.
- Gonçalves, É. y A. F. Machado (2004), "Análise da composição do rendimento do trabalhador empregado no Brasil: uma abordagem de oferta, demanda e instituições (1992-2001)", *Economia*, vol. 5, N° 1.
- Gyourko, J. y J. Tracy (1988), "An analysis of public-and private-sector wages allowing for endogenous choices of both government and union status", *Journal of Labor Economics*, vol. 6, N° 2.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*.
- Hirano, K., G. W. Imbens y G. Ridder (2003), "Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score", *Econometrica*, vol. 71, N° 4.
- Hoffmann, R. y M. G. Ney (2004), "Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002", *Economia e Sociedade*, vol. 13, N° 2.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística) (2015), *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: aspectos das relações trabalhistas e sindicalização*, Brasília.
- Jacinto, P. de A. y L. B. Rodeghiero (2015), "Retorno em escolaridade: um estudo para a região Metropolitana de Porto Alegre", *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, vol. 6, N° 1.
- Lu, Y., Z. Tao y Y. Wang (2010), "Union effects on performance and employment relations: evidence from China", *China Economic Review*, vol. 21, N° 1.
- Mellow, W. (1982), "Employer size and wages", *The Review of Economics and Statistics*.
- Menezes-Filho, N. A. y otros (2002), "Unions and the economic performance of Brazilian establishments", *Research Network Working papers*, N° R-464, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Mincer, J. (1974), "Schooling, experience, and earnings", *Human Behavior & Social Institutions*, N° 2.
- Mishel, L. (2012), "Unions, inequality, and faltering middle-class wages", *Issue Brief*, vol. 342.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- Reis, M. C. y L. Ramos (2011), "Escolaridade dos pais, desempenho no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 65, N° 2.
- Rosenbaum, P. R. (2002), *Observational Studies*, Springer.
- Rosenbaum, P. R. y D. B. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, vol. 70, N° 1.

- Santos, G. C. y otros (2010), "Mercado de trabalho e rendimento no meio rural brasileiro", *Economia Aplicada*, vol. 14, N° 3.
- Stan, S. y R. Erne (2016), "Is migration from Central and Eastern Europe an opportunity for trade unions to demand higher wages? Evidence from the Romanian health sector", *European Journal of Industrial Relations*, vol. 22, N° 2.
- Teixeira, W. M. y N. A. Menezes-Filho (2012), "Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento", *Revista de Economia Política*, vol. 32, N° 3.
- Western, B. y J. Rosenfeld (2011), "Unions, norms, and the rise in US wage inequality", *American Sociological Review*, vol. 76, N° 4.
- Yao, Y. y N. Zhong (2013), "Unions and workers' welfare in Chinese firms", *Journal of Labor Economics*, vol. 31, N° 3.
- Yilmaz, E. y S. San (2017), "Wage gap and dispersion in a partially unionized structure in Turkey", *Empirical Economics*, vol. 52, N° 2.

Anexo A1

Gráfico A1.1
Densidad de Kernel antes y después del emparejamiento



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.1
Descomposición de Oaxaca-Blinder

	Coefficiente
No sindicalizados	1,9763*** (0,002)
Sindicalizados	2,2635*** (0,006)
Diferencia	-0,2872*** (0,007)
Explicada	-0,2141*** (0,004)
No explicada	-0,0731*** (0,005)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Significativo al: 1%***, 5%***, 10%*.

Cuadro A1.2
Medias de las variables antes y después del emparejamiento

Variable	Antes		t	Después		t
	Sindicalizados	No sindicalizados		Sindicalizados	No sindicalizados	
Nivel de educación	10,44	9,27	***	10,44	10,44	
Experiencia	23,29	22,01	***	23,28	23,26	
Experiencia específica	4,46	6,26	***	7,45	7,21	***
Casado	0,69	0,60	***	0,69	0,69	
Jefe de hogar	0,54	0,45	***	0,54	0,54	
Región metropolitana	0,46	0,43	***	0,46	0,46	
Zona urbana	0,94	0,94		0,94	0,93	***
Blanco	0,47	0,43	***	0,47	0,78	
Formal	0,78	0,46	***	0,78	0,78	
Hombre	0,61	0,55	***	0,61	0,61	

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.3
Prueba de presencia de sesgo en el emparejamiento sobre la base de Rosenbaum (2002)

Límites de Rosenbaum	Valor p	Límites de Rosenbaum	Valor p	Límites de Rosenbaum	Valor p
1	0,00	1,2	0,00	1,4	0,00
1,05	0,00	1,25	0,00	1,45	0,00
1,1	0,00	1,3	0,00	1,5	0,00
1,15	0,00	1,35	0,00		

Fuente: Elaboración propia.

