



Instituciones laborales, desigualdad salarial y empleo en América Latina.

Lucía Ramírez Leira

Tesis Doctoral

Doctorado en Economía

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de La Plata

Director: Dr. Leonardo Gasparini

La Plata, Argentina

Agosto, 2024

Este trabajo ha sido realizado gracias a la Beca Interna Doctoral otorgada por el CONICET (2018-2024) en el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, bajo la dirección del Dr. Leonardo Gasparini.

Índice general

Agradecimientos	1
Introducción	3
Capítulo 1	9
1.1 Introducción	9
1.2 Salario mínimo y desigualdad en AL	14
1.3 Estrategia Empírica	16
1.4 Datos y evidencia descriptiva	21
1.5 Resultados	26
1.5.1 Efectos distributivos del salario mínimo en América Latina	26
1.5.2 Efectos distributivos heterogéneos del salario mínimo	29
1.5.3 Efecto faro	31
1.5.4 Robustez	33
1.6 Conclusiones	35
Apéndice 1	41
Capítulo 2	55
2.1 Introducción	55
2.2 Marco teórico	60
2.2.1 Modelo Canónico Estándar	60
2.2.2 Salario Mínimo y el Modelo Canónico Extendido	62
2.3 Datos y estrategia empírica	63

2.3.1	Datos	63
2.3.2	Estrategia empírica	64
2.4	Resultados	69
2.4.1	Evolución del skill premium y la oferta relativa	69
2.4.2	Skill Premium y Salario Mínimo	72
2.5	Conclusiones	84
Apéndice A2		89
Capítulo 3		105
3.1	Introducción	105
3.2	La negociación colectiva en Argentina	109
3.3	Datos	113
3.4	Estrategia Empírica	115
3.5	Evidencia descriptiva	117
3.6	Resultados	123
3.6.1	Análisis a nivel sectorial	123
3.6.2	Análisis a nivel individual	131
3.7	Conclusiones	138
Apéndice A3		145

Agradecimientos

A Leo, mi director de tesis, por su paciencia, sabiduría y enorme calidez en este desafiante proceso del doctorado. También por su orientación y enseñanzas constantes como director del CEDLAS, lugar donde tuve el privilegio de hacer esta tesis, donde trabajo como investigadora, y al que le tengo un aprecio gigante.

A las autoridades del Comité del Doctorado de la Universidad Nacional de La Plata, por sus importantes aportes y sugerencias durante los seminarios del doctorado: María Laura Alzúa, Ricardo Bebczuk, Irene Brambilla, Alberto Porto y Guido Porto. También a todos los docentes que tuve durante mi proceso de aprendizaje.

Al IECON y sus integrantes por ser la institución donde me inicié en la investigación y por la que pude seguir formándome fuera de Uruguay. También a Facundo Crosta y a Martín Leites, director y co-director de la beca doctoral otorgada por CONICET, que me brindó apoyo económico-financiero para realizar esta tesis.

A mis compañeros y compañeras del doctorado y especialmente del CEDLAS, porque siempre estuvieron dispuestos a apoyarme con consejos no solo académicos sino también personales, y que hicieron de instancias difíciles momentos muy disfrutables.

En lo personal, quiero agradecer a mis amigas y amigos de ambos lados del charco, red inmensa en la que pude apoyarme siempre. Siento un enorme privilegio de tenerlos en mi vida.

Por último, y con la mayor de las importancias, a mi familia. A mi madre Marisol y a mi padre Pablo, que constantemente me transmitieron la importancia del camino de la educación, y a quienes agradezco infinitamente haberme dado la oportunidad de estudiar y formarme. A mi hermana Mariana, a Esteban y a mi sobrino Emiliano, que llegó en el momento justo para que sean aún más grandes los motivos para celebrar.



Introducción

En los países de América Latina, al igual que en muchas partes del mundo, los ingresos laborales desempeñan un papel fundamental en la determinación del bienestar de los individuos y en la configuración de la estructura socioeconómica. Dentro de este contexto, las instituciones laborales, como el salario mínimo y la negociación colectiva, son mecanismos cruciales que buscan establecer un umbral mínimo de ingreso y regular las condiciones de empleo. Estas instituciones no solo afectan directamente los ingresos de los trabajadores, sino que suelen tener consecuencias sobre la distribución del ingreso y las dinámicas del mercado laboral.

El salario mínimo (SM) es uno de los principales instrumentos de política destinados a mejorar los ingresos de las personas y reducir la desigualdad salarial. En qué medida este instrumento es capaz de lograr estos objetivos es tema de gran debate tanto en el ámbito político como en la literatura académica. La temática es particularmente relevante en América Latina, donde los salarios mínimos son componentes clave de las estrategias políticas destinadas a reducir los altos niveles de desigualdad endémica. En particular, el aumento del SM ha sido señalado como un factor relevante que explica la sustancial reducción en la desigualdad de ingresos experimentada por los países latinoamericanos durante la década de 2000 (Messina and Silva, 2017). Son muchos los canales por los que el SM puede comprimir la distribución. Típicamente, se espera que incrementos del SM aumente los salarios reales en la cola inferior de la distribución y, por lo tanto, la desigualdad total se reduzca. Dependiendo de quiénes sean las personas directamente beneficiados por estos aumentos, la desigualdad entre distintos tipos de trabajadores puede verse alterada.

Los salario mínimos nacionales (SMN) muchas veces coexisten con pisos salariales sectoriales que se determinan en el marco de negociaciones colectivas. Estos pisos salariales (PS)

sectoriales se establecen para distintos sindicatos y suelen estar por encima del valor del SMN, lo que genera que, en muchas ocasiones, los salarios de los trabajadores registrados estén guiados por la evolución de los pisos salariales, y el SMN no resulte operativo, como es el caso de Argentina. Dado esto, la evolución salarial de muchos trabajadores queda determinada por los acuerdos que se generan en los Convenios Colectivos de Trabajo (CCT) y por tanto la desigualdad salarial y el empleo pueden verse afectados por esta institución laboral.

Esta tesis doctoral se propone analizar los efectos de las instituciones laborales, específicamente el salario mínimo y la negociación colectiva, en la desigualdad salarial, el empleo y las primas salariales por calificación en el contexto de los países latinoamericanos. Para ello, se emplean datos empíricos y análisis cuantitativos para examinar la relación entre estas instituciones y los resultados laborales en la región. A través de la investigación organizada en tres capítulos, se busca proporcionar una comprensión más profunda sobre cómo las políticas laborales afecta el bienestar de las personas, incidiendo sobre sus ingresos, la desigualdad salarial, los niveles de empleo y los retornos a la inversión educativa en América Latina.

Existen razones para estudiar las instituciones laborales en el contexto específico de los países en desarrollo. En comparación con las economías más ricas, la fuerza laboral destinataria de estas políticas es más grande, aunque muchas veces el grado de cumplimiento es menor y los trabajadores y empresas pueden evadir más fácilmente las regulaciones, con sus consecuencias sobre el sector informal. Además, las condiciones macroeconómicas más débiles que suelen enfrentar estas economías pueden amplificar los efectos adversos sobre el empleo, en caso que éstos existan. Así, esta tesis busca aportar nueva evidencia empírica sobre un tópico que no deja de ser controvertido y sigue siendo objeto de debate hasta el día de hoy.

Cada capítulo de esta tesis aborda aspectos específicos de la temática anterior. El primer capítulo trata sobre el efecto del SM sobre la desigualdad salarial formal para las seis economías más grandes de América Latina entre 2001 y 2018 ¹; el segundo capítulo se centra en el rol que ha tenido el SM en la evolución de las primas salariales por calificación para 14 países de AL entre 1997 y 2019; mientras que el tercero aborda el rol de la negociación colectiva sobre la desigualdad salarial y el empleo formal en Argentina durante el período 2003 a 2015.

¹Este capítulo fue publicado en el mes de febrero de 2024 en *The Journal of Development Studies*, 60(4), 494-510; bajo el título *Does the Minimum Wage Affect Wage Inequality? A Study for the Six Largest Latin American Economies*; en coautoría con Leonardo Gasparini y Carlo Lombardo.

Respecto al primer capítulo, el análisis del efecto del SM sobre la desigualdad salarial se basa en un análisis a nivel de regiones (o mercados laborales locales) para las seis economías más grandes de la región: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, que representan el 79% de la población total y el 86% del PIB total de América Latina. Para eso, se explota la heterogeneidad que existe entre regiones respecto a qué tan relevante es el salario mínimo nacional sobre los salarios de esa región, en función de las diferentes estructuras de remuneraciones locales a lo largo del tiempo.

Utilizando microdatos de encuestas de hogares y construyendo una base de salarios mínimos nacionales para todos los países de la región (combinando tres fuentes distintas de información), se aplica una estrategia de MCO que luego se amplía a un enfoque de variables instrumentales. Los resultados de este capítulo concluyen que el SM en AL tiene un efecto compresor de la distribución salarial de los trabajadores formales. Aunque se observan efectos derrame hacia la cola más alta de la distribución, su magnitud es modesta sobre la mediana. El efecto resulta particularmente grande durante la década de los 2000, una década de crecimiento sostenido y mercados laborales fuertes. En contraste, el efecto parece desvanecerse en la década de 2010, una década de mercados laborales mucho más débiles. Los resultados sugieren que el efecto positivo del SM sobre los salarios es particularmente significativo para los trabajadores masculinos y en el tramo de 9 a 13 años de educación. También se encuentra evidencia preliminar de un efecto faro: el SM parece tener un efecto igualador también en la distribución salarial de los trabajadores informales.

En lo que refiere al segundo capítulo, se estudia el rol que ha tenido el salario mínimo como determinante de las primas salariales por calificación. La relevancia de este tema radica en que, si bien se han mencionado varias razones para explicar la caída de la desigualdad que se produjo desde el 2000 en adelante, la reducción de la prima salarial por trabajo calificado parece haber jugado un rol central en esta reducción. Dado esto, monitorear las dinámicas de las brechas salariales en general y por calificación en particular es un tema de suma relevancia académica.

Para este objetivo, un primer paso es estimar las primas salariales y las ofertas relativas de trabajadores para distintos niveles de calificación para el período 1997-2019, utilizando microdatos de encuesta de hogares para 14 países de AL. Es así que una primera contribución

de este capítulo es brindar evidencia actualizada sobre la evolución de los skill premiums para todos los países de AL, que representan a millones de trabajadores. Los resultados sugieren un aumento sostenido de la oferta relativa de trabajadores calificados durante todo el período. La prima salarial por calificación entre trabajadores con y sin educación secundaria se reduce a lo largo de todo el período, mientras que la prima salarial entre trabajadores con y sin educación superior no evoluciona en forma constante. Esto pone de manifiesto que los factores asociados a cambios en la oferta relativa de trabajadores no son suficientes para explicar el patrón diferenciado de la prima salarial por calificación para los trabajadores con calificación alta.

El resultado anterior da pie para la segunda contribución del capítulo: alejarse del modelo canónico estándar donde los factores asociados a la demanda relativa serían los responsables de explicar los cambios residuales de la prima salarial. El capítulo incorpora un factor adicional para explicar la reducción del skill premium desde los 2000 en adelante: el aumento sostenido del SM que se produce en la mayoría de los países de la región. Así, este trabajo construye sobre la literatura existente combinando dos temas de frontera como son la dinámica de las brechas salariales junto con instituciones laborales. Se utilizan regresiones al estilo Two Way Fixed Effects (TWFE), y se encuentra que los aumentos del SM contribuyeron a reducir la prima salarial por calificación entre trabajadores con y sin educación superior. En contraste, el SM no parece haber afectado la prima salarial por calificación entre trabajadores con y sin educación secundaria. Estos resultados se vinculan con los hallazgos del primer capítulo, y pueden considerarse como uno de los canales por los cuales el SM genera reducciones en la desigualdad salarial total.

Finalmente, el tercer capítulo deja de lado el salario mínimo para poner énfasis en una segunda institución laboral: la negociación colectiva entre sindicatos y empresas. En Argentina, al igual que muchos países, coexisten dos grandes instituciones de determinación salarial: un salario mínimo de alcance nacional y un sistema de negociación colectiva entre sindicatos y empresas que suele desarrollarse a nivel de sector de actividad. Para el caso argentino, el período entre 2003-2015 se caracterizó por un fuerte impulso y vigencia de estos mecanismos. Si bien ambos son relevantes para la fijación de los salarios de los trabajadores asalariados, el papel del salario mínimo parece quedar relegado a proteger principalmente los ingresos

de los asalariados precarios o que no son cubiertos por los convenios colectivos, sin ser una referencia clara para la negociación colectiva. El objetivo del tercer capítulo es analizar los efectos que tienen los pisos salariales de la negociación colectiva sobre el empleo, salarios y desigualdad salarial de los trabajadores formales en Argentina.

Para responder a la pregunta anterior, se combina información de pisos salariales sectoriales fijados en la negociación colectiva con datos administrativos de empleados del sector formal. Esto permite explotar la variación en los salarios mínimos sectoriales entre sindicatos a lo largo del tiempo, a través de un modelo de Two Way Fixed Effects (TWFE), a nivel sectorial y a nivel individual. Los resultados a nivel sectorial sugieren que la negociación colectiva logra aumentar los salarios de los trabajadores registrados, en forma relativamente homogénea en la parte más baja de la distribución, con efectos que se transmiten a gran parte de la escala salarial aunque en forma decreciente. Estos aumentos salariales se traducen en reducciones de la desigualdad salarial global y en la cola derecha de la distribución, pero no tiene efectos igualadores en la parte baja. Por su parte, el análisis de trayectorias individuales sugiere que la negociación colectiva reduce la probabilidad de permanecer empleado en trabajadores cercanos a los pisos salariales. Los sectores con mayor proporción de empresas chicas y medianas, y trabajadores de este tipo de empresas, parecen percibir efectos más negativos. Se encuentra también que los convenios colectivos adquieren un rol más relevante en los aumentos salariales cuando el contexto macroeconómico es más desfavorable, aunque puede resultar más perjudicial para el empleo.

Como síntesis de los tres capítulos, esta tesis contribuye a la agenda de investigación sobre las instituciones laborales en América Latina y sus resultados sobre aspectos distributivos y laborales que son de gran relevancia para el desarrollo de las sociedades. La importancia de esta contribución es aún mayor si se considera que se trata de un aporte novedoso a nivel nacional y regional, y que se integra a una literatura en constante expansión a nivel internacional. Como agenda futura de investigación, se propone abordar los efectos que las instituciones laborales puedan tener sobre otras problemáticas persistentes y centrales de los países de la región, como lo son el desempleo, la informalidad laboral y la pobreza. Las economías de la región presentan características de sus mercados laborales muy distintas a las de los países desarrollados, por lo que muchas de estas problemáticas no han sido abordadas

en profundidad por los trabajos empíricos disponibles hasta el momento. Temas como la informalidad laboral y el efecto que pueden tener las instituciones laborales sobre los salarios y el empleo de ese sector, no aparecen en los estudios de los países desarrollados pero sí necesitan ser incorporados en la evidencia para América Latina. Avanzar sobre esta línea de investigación contribuye además a un mejor diseño de la política pública, particularmente al rol que pueden tener algunas políticas laborales sobre estos fenómenos persistentes (y en algunos casos, crecientes) en países de la región, que además presentan en la actualidad contextos económicos muy desafiantes.

Capítulo 1

El Efecto del Salario Mínimo sobre la Desigualdad Salarial en América Latina¹.

1.1. Introducción

El salario mínimo (SM) es uno de los principales instrumentos de política destinados a afectar los resultados del mercado laboral mediante el aumento de los salarios reales en la cola inferior de la distribución y, por lo tanto, reducir la desigualdad salarial. En qué medida este instrumento es capaz de lograr estos resultados es objeto de un gran debate tanto en el ámbito político como en la literatura académica. La temática es particularmente relevante en América Latina, donde los salarios mínimos son componentes clave de las estrategias políticas destinadas a reducir los altos niveles de desigualdad endémica. En particular, el aumento del SM ha sido señalado como un factor relevante que explica la sustancial reducción en la desigualdad de ingresos experimentada por los países latinoamericanos durante la década de 2000 (Maurizio and Vázquez; 2016; Messina and Silva; 2017).

En este artículo se explora el efecto del SM en las distribuciones salariales de las seis mayores economías de América Latina durante las últimas dos décadas. En particular, se

¹Este capítulo fue publicado en el mes de febrero de 2024 en *The Journal of Development Studies*, 60(4), 494-510; bajo el título *Does the Minimum Wage Affect Wage Inequality? A Study for the Six Largest Latin American Economies*; en coautoría con Leonardo Gasparini y Carlo Lombardo.

explota la heterogeneidad en cuán operativos son los salarios mínimos en los mercados laborales locales a lo largo del tiempo. Con ese fin, se utilizan microdatos armonizados de las encuestas nacionales de hogares de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, que representan el 79% de la población total y el 86% del PIB total de América Latina.

La estrategia de identificación se basa en el hecho de que las distintas estructuras de remuneraciones de los mercados laborales locales generan heterogeneidad en qué tan operativo (o vinculante) es el nivel del salario mínimo nacional establecido por los gobiernos. Siguiendo el marco propuesto inicialmente por Lee (1999), se define el salario mínimo efectivo (SME) como la diferencia entre el salario mínimo nacional (logarítmico) y el salario (logarítmico) de un percentil de referencia lo suficientemente alto como para no ser afectado por la política. El SME es entonces una medida de la incidencia del salario mínimo nacional en cada mercado laboral local: refleja la diferente exposición de cada región a los cambios en el salario mínimo nacional fijados por los gobiernos. Luego, se regresa la brecha salarial que existe entre varios percentiles de la distribución y el percentil de referencia, contra el SME. Para aumentar la confiabilidad de las estimaciones, se aplica un enfoque de variables instrumentales propuesto por Autor et al. (2016) y modificado por Engbom and Moser (2022) que considera la riqueza histórica de cada región como un predictor de la “operatividad” de los salarios mínimos.

Los resultados encontrados indican que el SM en América Latina tiene un efecto compresor de la distribución salarial de los trabajadores formales. Aunque se observan efectos derrame hacia la cola más alta de la distribución, su magnitud es modesta sobre la mediana. El efecto resulta particularmente grande durante la década de los 2000, una década de crecimiento sostenido y mercados laborales fuertes. En contraste, el efecto parece desvanecerse en la década de 2010, una década de mercados laborales mucho más débiles. Los resultados sugieren que el efecto positivo del SM sobre los salarios es particularmente significativo para los trabajadores masculinos y en el tramo de 9 a 13 años de educación. También se encuentra evidencia preliminar de un efecto faro: el SM parece tener un efecto igualador también en la distribución salarial de los trabajadores informales.

Estos resultados pueden interpretarse dentro de un marco similar al propuesto por Engbom and Moser (2022). Dichos autores proponen un modelo estructural de un mercado laboral friccional con empresas heterogéneas en términos de productividad y trabajadores heterogé-

neos en términos de habilidad y valor del ocio, así como eficiencia de búsqueda en el trabajo y tasa de separación variables con el tiempo. El modelo enfatiza particularmente el papel desempeñado por empresas heterogéneas en mercados laborales sujetos a un salario mínimo. La intuición subyacente es la siguiente. Los trabajadores con mayor habilidad son empleados por empresas más productivas, mientras que los trabajadores con menor habilidad son asignados a empresas menos productivas. Cuando se introduce o se aumenta el salario mínimo, las empresas de bajos salarios deben aumentar los salarios debido a la nueva regulación. A medida que las empresas compiten por atraer a su tipo de trabajador (en términos de habilidad), esta competencia induce a todas las empresas a aumentar los salarios para mantener su posición en la distribución salarial y seguir atrayendo al mismo tipo de trabajadores. Por lo tanto, una primera predicción de este marco es que el salario mínimo tiene efectos derrame en salarios más altos a través de la respuesta de equilibrio de las políticas salariales de las empresas.

Dado que todas las empresas por encima del nuevo SM están obligadas a aumentar los salarios, estos efectos derrame se extienden hasta los niveles salariales más altos en la cola derecha de la distribución salarial, aunque a una tasa decreciente. Por lo tanto, una segunda predicción de este modelo es que el salario mínimo tiene un efecto de compresión en la distribución salarial. La desigualdad salarial se reduce debido al salario mínimo porque las empresas de baja productividad aumentan los salarios más que las de alta productividad.

El marco teórico propuesto por Engbom and Moser (2022) también predice una disminución en la dispersión salarial entre trabajadores con diferentes habilidades (el componente entre-grupos de la desigualdad salarial). Cuando el salario mínimo aumenta, los salarios de los trabajadores con habilidades más bajas aumentan de manera generalizada, mientras que los salarios de los trabajadores con habilidades más altas aumentan en menor medida, ya que el salario mínimo afecta más al primer grupo que al segundo. En consecuencia, los aumentos del salario mínimo pueden llevar a reducir las disparidades salariales.

Los hallazgos de este trabajo respaldan esta racionalización. Consistentes con las predicciones del modelo, se encuentra que el salario mínimo comprime la dispersión salarial e impacta incluso en la cola derecha de la distribución; al tiempo que afecta en forma diferencial a distintos grupos educativos. Además, el marco discutido anteriormente enfatiza que existen

dos factores claves que influyen sobre la magnitud del efecto: qué tan operativo es el salario mínimo en su nivel respecto a los niveles salariales de la economía; y qué tan grande es la dispersión en la productividad de las empresas. Ambos factores son precisamente características distintivas de los mercados laborales latinoamericanos, lo que ayuda a comprender el mayor efecto del salario mínimo en esta región en comparación con las economías desarrolladas ².

Además de lo anterior, el impacto del SM podría ir más allá de los trabajadores formales. El incumplimiento de una legislación laboral como las contribuciones a la seguridad social no implica necesariamente el incumplimiento de otras regulaciones laborales como el salario mínimo. Los aumentos del SM podrían tener así un impacto en los salarios también para los trabajadores informales. Este fenómeno, conocido como “efecto faro”, puede explicarse potencialmente por al menos tres mecanismos (Khamis; 2013). El aumento de los salarios dentro del sector formal como consecuencia del salario mínimo puede provocar un desplazamiento de capital hacia el sector informal intensivo en trabajo, lo que lleva a un aumento de los salarios de ese sector. En segundo lugar, el aumento de los salarios en el sector formal resultaría en un aumento en la demanda de bienes y servicios generados por el sector informal, lo que causaría también un aumento de los salarios informales. Finalmente, el salario mínimo puede servir como referencia de lo que se considera una compensación justa en el mercado laboral. Así, los salarios y beneficios en el sector informal podrían expresarse como múltiplos del salario mínimo.

Comprensiblemente, dado su uso generalizado como instrumento de política, la literatura sobre salarios mínimos es vasta y creciente (Dube; 2019; Neumark and Corella; 2021). La evidencia muestra que el salario mínimo ha sido efectivo en aumentar los salarios de aquellos trabajadores alcanzados directamente por la política, es decir, trabajadores formales (registrados) en la parte inferior de la distribución salarial (Cengiz et al.; 2019), mientras que varios documentos también encuentran evidencia de efectos derrame, por los cuales el salario mínimo también suele afectar la cola superior de la distribución salarial (Autor et al.; 2016; Engbom and Moser; 2022). Además, existe cierta evidencia de la existencia de un efecto faro (Khamis; 2013; Jales; 2018).

²Ver Lee (1999), Autor et al. (2016) para el caso de Estados Unidos; Fortin and Lemieux (2016) para Canadá; y Butcher et al. (2012) para el Reino Unido.

Existen razones adicionales para estudiar las políticas de salario mínimo en el contexto específico de los países en desarrollo. En comparación con las economías más ricas, la proporción de trabajadores que pueden ser alcanzados directamente por esta política es mayor (Belman et al.; 2015; Neumark and Corella; 2021), aunque la capacidad de hacer cumplir las regulaciones suele ser menor y por tanto los trabajadores y las empresas pueden evadir más fácilmente las regulaciones al trasladarse al sector informal (Wedenoja; 2013; Jales; 2018; Ham; 2018; Arango and Flórez; 2021). Además, las condiciones macroeconómicas más débiles que muchas veces enfrentan estas economías pueden amplificar los efectos adversos sobre el empleo (Ferreira et al.; 2014; Silva et al.; 2015), en caso que éstos existan. Dada su importancia como medida de política, la literatura sobre salarios mínimos se ha mantenido muy activa en América Latina. Los estudios generalmente encuentran efectos igualadores en la distribución salarial de los trabajadores formales, aunque los resultados difieren según el nivel inicial del SM, la magnitud de los cambios y el grado de cumplimiento (Maloney and Mendez; 2007; Bosch and Manacorda; 2010; Alves et al.; 2012; Maurizio and Vázquez; 2016; Blanchard et al.; 2021; Engbom and Moser; 2022). Sin embargo, los hallazgos sobre los efectos en el empleo del salario mínimo no son concluyentes: algunos trabajos encuentran un impacto negativo (Grau and Landerretche; 2011; Borraz and González-Pampillón; 2017; Saltiel and Urzúa; 2022; Arango et al.; 2022; Flórez et al.; 2022) mientras que otros no encuentran efectos significativos (Engbom and Moser; 2022; Lemos; 2009; Grau Veloso et al.; 2018).

Este capítulo contribuye a esta literatura en dos direcciones. En primer lugar, se aplica una metodología que fue escasamente explotada en la región (posiblemente porque es muy demandante en datos), sobre un tema controvertido que sigue siendo relevante hasta el día de hoy. En segundo lugar, a diferencia de la mayoría de los trabajos que se centran en países específicos y periodos cortos, se aprovecha una gran base de datos armonizada de encuestas nacionales de hogares para realizar un estudio exhaustivo sobre las seis economías más grandes de América Latina durante dos décadas.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La Sección 1.2 proporciona contexto sobre el salario mínimo en América Latina. La Sección 1.3 detalla la estrategia empírica aplicada para estimar el efecto del salario mínimo, mientras que la Sección 1.4 describe los datos utilizados y presenta algunos resultados descriptivos. La Sección 1.5 muestra los

principales resultados, junto con algunas pruebas de robustez. Finalmente, la Sección 1.6 concluye.

1.2. Salario mínimo y desigualdad en AL

Al igual que en la mayoría de los países del mundo, el salario mínimo (SM) es un instrumento de política clave también en América Latina. Los SM se establecen con el objetivo de aumentar los salarios en la parte inferior de la distribución y, por lo tanto, reducir la desigualdad salarial. Existe una considerable heterogeneidad entre los países en las características de este instrumento, como el nivel, la frecuencia de ajuste y el alcance entre distintos grupos de trabajadores. Mientras que algunos países establecen un salario mínimo uniforme una vez al año, otros tienen varios salarios mínimos establecidos por industria, región o categoría ocupacional (por ejemplo, la mayoría de los países de América Central).

Este documento se centra en las seis economías más grandes de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, que representan el 79% de la población total y el 86% del PIB total de América Latina. En estos países, el salario mínimo se establece anualmente a nivel nacional³. La única excepción es México, donde el salario mínimo se fijó para diferentes regiones hasta octubre de 2015 con el objetivo de alcanzar el mismo nivel de salario mínimo real en cada área⁴.

A diferencia del caso de Estados Unidos, donde el salario mínimo se establece por hora trabajada, en casi todos los países analizados en este trabajo el SM es de referencia mensual con una jornada laboral legal de 40 horas por semana. La única excepción nuevamente es México, donde el salario mínimo se fija con referencia diaria⁵.

La Figura 1.1 muestra la evolución del salario mínimo en las últimas dos décadas. Después de un período de aumento moderado en la década de 1990, el salario mínimo creció

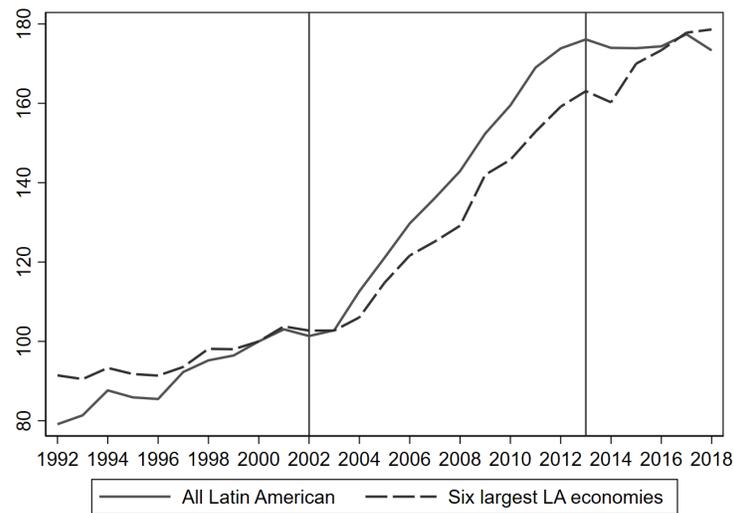
³En algunos años, para algunos países, el salario mínimo no se define al principio del año, sino a mitad del mismo, por lo que estos países tienen dos niveles de salario mínimo en ese año. Mientras tanto, en otros países puede haber más de dos salarios mínimos por año (por ejemplo, en Argentina debido a la alta inflación). Para estos casos, se toma el promedio anual.

⁴Se trabaja con el promedio nacional del salario mínimo. Para más información, consultar la Sección 1.4

⁵Por lo tanto, debido a que la variable central de análisis será el salario mínimo horario, se asume que el salario mínimo mensual para una jornada laboral de 8 horas sirve como referencia para los empleadores en caso de que sus empleados trabajen más (o menos) de 8 horas al día.

fuertemente durante los años 2000 y luego se volvió más errático en los años 2010. Para el promedio regional, el salario mínimo real aumentó a una tasa anual del 1.1% entre 1992 y 2003; se aceleró al 4.7% anual entre 2003 y 2013, y luego se desaceleró al 1.8% anual entre 2013 y 2018. Los cambios fueron similares, aunque más acentuados, para el grupo de las seis economías más grandes: el salario mínimo creció a una tasa anual del 5.5% entre 2003 y 2013 y luego se mantuvo casi constante en los años siguientes.

Figura 1.1: Índice de salario mínimo real. 1992-2018

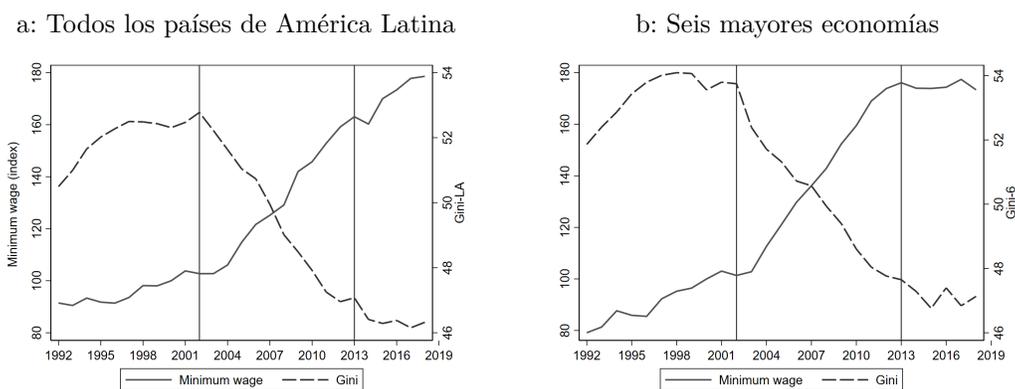


Notas. Los países considerados en el grupo "Toda América Latina" son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Las seis economías más grandes son: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Muchos analistas han sugerido que el aumento del salario mínimo en la década de 2000 fue uno de los principales impulsores de la caída de la desigualdad en América Latina. Solo para motivar este tema, la Figura 1.2 muestra la evolución de la desigualdad del ingreso, medida por el coeficiente de Gini. El fuerte aumento del salario mínimo en la década de 2000 coincide con una caída sustancial en la desigualdad. Además, en la década de 2010, la desaceleración en el salario mínimo coincide con una desaceleración en la reducción de la desigualdad. Los patrones son similares para toda la región (panel A) y para las seis mayores economías (panel B). Si bien estos gráficos no prueban ninguna relación entre el SM y la desigualdad, sirven como motivación para el resto del análisis: ¿hay evidencia causal de un efecto igualador de las políticas de salario mínimo sobre la distribución salarial, y en última instancia sobre la

distribución del ingreso? El resto del documento aborda estas preguntas, limitando el análisis a las seis mayores economías de la región. La similitud entre los paneles A y B sugiere que los resultados podrían ser más generales que para esta muestra de seis países.

Figura 1.2: Coeficiente de Gini para la distribución del ingreso y salario mínimo



Notas. El eje derecho muestra valores del coeficiente de Gini para la distribución del ingreso familiar. El eje izquierdo muestra valores del índice del salario mínimo. Los países considerados en el grupo “Toda América Latina” son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Las seis mayores economías son: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Fuente. Elaboración propia basada en microdatos de encuestas de hogares de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

1.3. Estrategia empírica

Aunque existe una correlación negativa entre el salario mínimo y desigualdad, esta relación no puede interpretarse como inferencia causal, ya que podrían existir otros factores que hayan afectado también a la desigualdad. Esta posible simultaneidad es abordada explotando la variabilidad geográfica que existe en la incidencia (u operatividad) del salario mínimo entre diferentes regiones a lo largo del tiempo. Esta variabilidad está relacionada con dos factores principales: i) el salario mínimo nacional (legal) que varía con el tiempo; y ii) diferencias en la operatividad regional del salario mínimo nacional debido a diferentes distribuciones salariales locales.

Para estudiar el efecto del salario mínimo en la desigualdad salarial, primero se define el salario mínimo efectivo (o indistintamente EMW por sus siglas en inglés), como la diferencia entre el logaritmo del salario mínimo nacional (legal) y el logaritmo del salario de un percentil

p lo suficientemente alto como para que el percentil p de la distribución salarial no se vea directamente afectado por los cambios del salario mínimo. En este estudio, se establece como percentil de referencia el percentil 75, de modo que EMW se define como: ⁶

$$EMW_{rt} = w_t^{min} - w_{rt}^{p75} \quad (1.1)$$

Entonces, el EMW es una medida de la incidencia del salario mínimo nacional en cada región r (los mercados laborales locales o distritos de América Latina) y año t . Esta variable refleja la diferente exposición de cada región a los cambios en el salario mínimo nacional legal durante el período analizado. Por ejemplo, en una región donde el salario mínimo está más cerca del $p75$, la incidencia del SM es mayor y por tanto esta región tendrá un EMW más alto (un $w_t^{min} - w_{rt}^{p75}$ menos negativo).

En otras palabras, la intuición detrás de esta estrategia de identificación es que las diferentes estructuras salariales regionales generan variabilidad en la incidencia del salario mínimo. En las regiones más pobres, el salario mínimo nacional es más vinculante que en otras regiones con niveles salariales más altos, donde sus distribuciones salariales apenas se ven afectadas por cambios en esta política salarial. Por ejemplo, en un distrito rico como Buenos Aires (Argentina), el EMW tiene una incidencia muy baja: la distribución salarial de esta región tiene un alto percentil salarial 75 en comparación con otras regiones más pobres de Argentina (y América Latina). Por lo tanto, su EMW está entre los más bajos (más negativos) en el país. Por otro lado, en los mercados laborales locales más pobres del norte de Argentina, el percentil 75 de la distribución salarial tienen un nivel menor que el de Buenos Aires: esto hace que el EMW sea menos negativo, y por tanto, su incidencia u operatividad mayor.

Luego de definir la variable central de salario mínimo efectivo, el siguiente paso consiste en estimar la siguiente ecuación:

$$w(p)_{rt} - w(p75)_{rt} = \beta_1(p)EMW_{rt} + \beta_2(p)EMW_{rt}^2 + \sigma_{r0}(p) + \sigma_{r1}(p) \times t + \gamma_t(p) + \epsilon_{rt}(p) \quad (1.2)$$

⁶En la Sección 1.4 se discute más a fondo la elección del percentil 75 como el percentil de referencia. Además, como pruebas de robustez, también se realiza el análisis utilizando el percentil 50 y el 90 como percentiles de referencia alternativos (otros percentiles de referencia comúnmente utilizados en la literatura). Las conclusiones son esencialmente las mismas. Para obtener más información, consultar la Sección 1.5.4.

donde $w(p)_{rt} - w(p75)_{rt}$ representa la brecha entre el salario real logarítmico en el percentil p y el salario real logarítmico en el percentil 75, en la región r y el año t . Los efectos fijos regionales están representados por σ_{r0} , mientras que $\sigma_{r1} \times t$ representan tendencias temporales específicas de cada región y γ_t captura la variabilidad temporal⁷. Los efectos fijos anuales y regionales controlan los shocks específicos en la variable dependiente para cada mercado laboral local y para cada año, en otras palabras, las comparaciones son solamente dentro de cada mercado laboral local en cada año. Además, las tendencias temporales regionales cuadráticas controlan de manera más flexible las tendencias no lineales diferenciales que puede haber en cada región y puedan estar correlacionadas tanto con el EMW como con las variables de resultado⁸.

El interés central de la estimación anterior radica en el efecto marginal $EMW_{rt} + 2\beta_2(p)EMW_{rt}$, ya que captura la idea de que un cambio en el salario mínimo probablemente tendrá más impacto en la distribución salarial donde es más operativo. Particularmente, si el salario mínimo comprimiera la distribución salarial, se espera encontrar coeficientes positivos para las brechas salariales por debajo del percentil de referencia (un $w(p) - w(p75)$ menos negativo); y coeficientes negativos por encima del percentil de referencia (un $w(p) - w(p75)$ menos positivo).

La literatura sugiere que estas estimaciones podrían estar sesgadas, principalmente debido a la presencia de errores de medición o shocks transitorios (que no son tenidos en cuenta por los efectos fijos o las tendencias). Por un lado, el error de medición puede surgir cuando algunos trabajadores que ganan el salario mínimo informan incorrectamente sus salarios, lo que resulta en un pico en la distribución salarial alrededor del salario mínimo en lugar de (o además de) solo un pico en ese nivel⁹. Esto podría generar efectos de derrame hacia arriba en la distribución de ingresos para las estimaciones de MCO, sobreestimando así los efectos de derrame existentes o incluso generando nuevos¹⁰. Por otro lado, existen componentes que

⁷Se realizaron estimaciones con tendencias temporales regionales lineales o cuadráticas. Además, se incluyó otra especificación con tendencias temporales lineales específicas del país.

⁸Las especificaciones con tendencias lineales también controlan esto pero con menos grados de libertad.

⁹Esto puede deberse al hecho de que algunos trabajadores informan sus ingresos netos y otros informan sus ingresos brutos.

¹⁰Como ilustración, considere un escenario en el que el salario mínimo se establece en el quinto percentil de la distribución salarial subyacente (es decir, la distribución sin errores de medición y sin un salario mínimo) y no tiene ningún efecto de derrame. Sin embargo, debido a inexactitudes de declaración o medición de ingresos, hay un grupo de valores salariales alrededor del salario mínimo real que se extienden desde el primero hasta

varían con el tiempo que no son captados por los efectos fijos y que podrían afectar tanto al EMW como al salario relativo de cada percentil con respecto al percentil de referencia. Esto implica que los shocks de oferta y demanda podrían afectar tanto a las variables de interés como a las variables de resultado. La estimación de MCO estará sesgada si un shock transitorio afecta simultáneamente a los salarios del percentil 75 (el percentil de referencia) y otros percentiles salariales ya que el tercer cuartil se utiliza en la construcción del salario mínimo efectivo. En otras palabras, los shocks transitorios a los terceros cuartiles de los salarios regionales pueden estar correlacionados con la diferencia entre el salario regional en el percentil 75 y los salarios en otros percentiles. Además, en caso de existir, se esperaría que este impacto simultáneo de un shock transitorio se disipe a medida que nos alejamos del p75. Esto resultaría en un sesgo debido a la correlación no nula entre las fluctuaciones en el salario del tercer cuartil y el nivel medido de desigualdad en toda la distribución. Al combinar este razonamiento con el hecho de que el salario mínimo tiene un menor impacto en las regiones con salarios más altos, se puede argumentar que el MCO produciría un sesgo hacia arriba en la estimación del efecto de los salarios mínimos sobre la desigualdad tanto en los extremos inferiores como superiores

Con esto en mente, se aplica una estrategia 2SLS que instrumenta EMW_{rt} y su cuadrado con un set de instrumentos que consiste en: (i) el logaritmo del salario mínimo nacional legal; (ii) su cuadrado; y (iii) el logaritmo del salario mínimo nacional legal interactuado con el promedio del logaritmo del salario real mediano para cada región a lo largo de todos los años de la muestra. Bajo esta estrategia, la identificación en la ecuación 1.2 para el término lineal en el EMW proviene completamente de la variación en el salario mínimo nacional legal, y la identificación para el término cuadrático proviene de la inclusión del cuadrado del logaritmo del salario mínimo nacional legal y del término de interacción. La interacción del salario mínimo nacional con el promedio del salario mediano real para la región a lo largo del tiempo en lugar del salario mediano real de cada año filtra los shocks transitorios en los salarios medianos. En síntesis, el nivel actual del salario mínimo, en relación al nivel de

el noveno percentil. Si el salario mínimo nacional aumentara al noveno percentil mientras que el error de medición permanece constante, el salario mínimo más alto comprimiría la distribución salarial observada hasta el décimo tercer percentil. En consecuencia, esto resultaría en una disminución de la desigualdad medida, al comprimir la brecha entre los primeros percentiles y la mediana. Este aparente efecto de derrame sería una característica de los datos, pero no representaría con precisión la verdadera distribución salarial.

ingresos histórico de una región, afecta la operatividad actual del salario mínimo (relevancia del instrumento); mientras que influye en la desigualdad salarial actual solamente a través de su efecto en la operatividad (restricción de exclusión del instrumento). Esta solución para un salario mínimo operativo potencialmente endógeno fue propuesta por Autor et al. (2016) y adaptada por Engbom and Moser (2022) para países que, a diferencia de Estados Unidos, no tienen salarios mínimos legales que varían a nivel regional, como es el caso de la mayoría de los países de América Latina.

El set de instrumentos utilizado se basa en la relación entre el nivel actual del salario mínimo y el ingreso promedio histórico dentro de una región específica. La intuición es que los cambios en el salario mínimo nacional afectarán la distribución salarial actual de cada región, pero no afectarán su riqueza histórica, después de controlar por efectos fijos. Este nivel histórico depende de otros factores como la estructura productiva a nivel local, el nivel de educación de los individuos en la región, entre otras condiciones. Siguiendo esta lógica, este conjunto de instrumentos predice que las regiones con niveles salariales históricos más altos tienen un EMW más bajo, lo que contribuye a identificar el efecto del salario mínimo en la distribución salarial actual.

Para proporcionar una intuición gráfica más clara de cómo este instrumento de tres componentes predice el comportamiento del EMW (salario mínimo efectivo) y su cuadrado, se reduce la dimensionalidad tanto del conjunto de instrumentos como de las variables instrumentadas con un análisis de componentes principales¹¹. Al reducir la información a un componente unidimensional, se puede graficar la primera etapa de estas regresiones en la Figura A1.1. En todos los gráficos, hay una clara correlación negativa entre el salario mínimo efectivo y el conjunto de instrumentos. Para proporcionar un ejemplo más concreto, Buenos Aires (la región históricamente más rica de Argentina) tiene uno de los salarios mínimos efectivos predichos más bajos (y su cuadrado) en la muestra; por el contrario, los distritos menos ricos del noreste de Argentina presentan valores predichos altos de EMW y su cuadrado. Para ilustrar aún más cada componente del instrumento, la Tabla A1.1 muestra los resultados de la primera etapa de las regresiones 2SLS para percentiles seleccionados de las

¹¹En promedio, a través de las muestras, la puntuación del primer componente principal del EMW y su cuadrado explican el 97.5% de la variabilidad de las variables instrumentadas. Mientras tanto, la puntuación del primer componente del conjunto de instrumentos explica el 96.8% de su variabilidad.

distribuciones salariales regionales. Allí se muestra que los instrumentos tienen un buen poder predictivo con p-valores por encima del 1% de significancia estadística y las direcciones de los efectos son los esperados. Además, el estadístico F de Kleibergen-Paap es relativamente alto y sus valores están muy por encima de los valores críticos de la prueba de identificación débil de Stock-Yogo. Estos resultados respaldan el uso de la estrategia empírica seguida en este estudio.

1.4. Datos y evidencia descriptiva

Datos. Para explorar los efectos del salario mínimo sobre el mercado laboral, se utilizan microdatos de las encuestas oficiales de hogares nacionales de las seis economías más grandes de América Latina: Encuesta Permanente de Hogares (EPH) en Argentina, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) en Brasil, Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) en Chile, Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) en Colombia, Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) en México y Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) en Perú. Las encuestas se procesaron siguiendo el protocolo de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC), un proyecto conjunto entre CEDLAS en la Universidad Nacional de La Plata y el Banco Mundial. Las encuestas de hogares no son uniformes en todos los países latinoamericanos y en la mayoría de los casos ni siquiera dentro de un país a lo largo del tiempo, por lo que el proyecto logra que estas estadísticas sean comparables entre países y a lo largo del tiempo utilizando definiciones similares de variables en cada país/año y aplicando métodos consistentes para procesar los datos (SEDLAC, 2023). El análisis de este capítulo es intensivo en datos: las estimaciones consideran información de encuestas nacionales de hogares de más de 750 millones de trabajadores formales en seis países durante dos décadas.

Las principales variables de interés son los percentiles de las distribuciones salariales en cada región de las seis economías más grandes de América Latina. El término “regiones” hace referencia a aglomerados en Argentina, estados en Brasil, áreas administrativas en Chile, departamentos en Colombia, distritos en México y departamentos en Perú. Las distribuciones salariales se construyen agrupando todas las respuestas individuales utilizando microdatos

de las encuestas nacionales de hogares. En particular, se trabaja con los percentiles del salario horario real en logaritmo, definido como el ingreso monetario mensual reportado de la ocupación principal, ajustado por las horas trabajadas reportadas. El análisis principal se realiza para hombres y mujeres empleados a tiempo completo de entre 18 y 60 años, que viven en áreas urbanas y están registrados en el sistema de seguridad social (empleados formales). Para reducir la influencia de los valores atípicos, aplicamos una corrección al 3% superior e inferior de la distribución salarial asignando el valor del percentil 3 al percentil 1 y 2; y el valor del percentil 97 al percentil 98 y 99. Utilizando estos datos salariales individuales, se calculan entonces los percentiles de las distribuciones salariales regionales para 2001-2018 (con brechas dependiendo de la disponibilidad de encuestas nacionales de hogares), ponderando las observaciones por su peso muestral multiplicado por sus horas trabajadas mensuales.

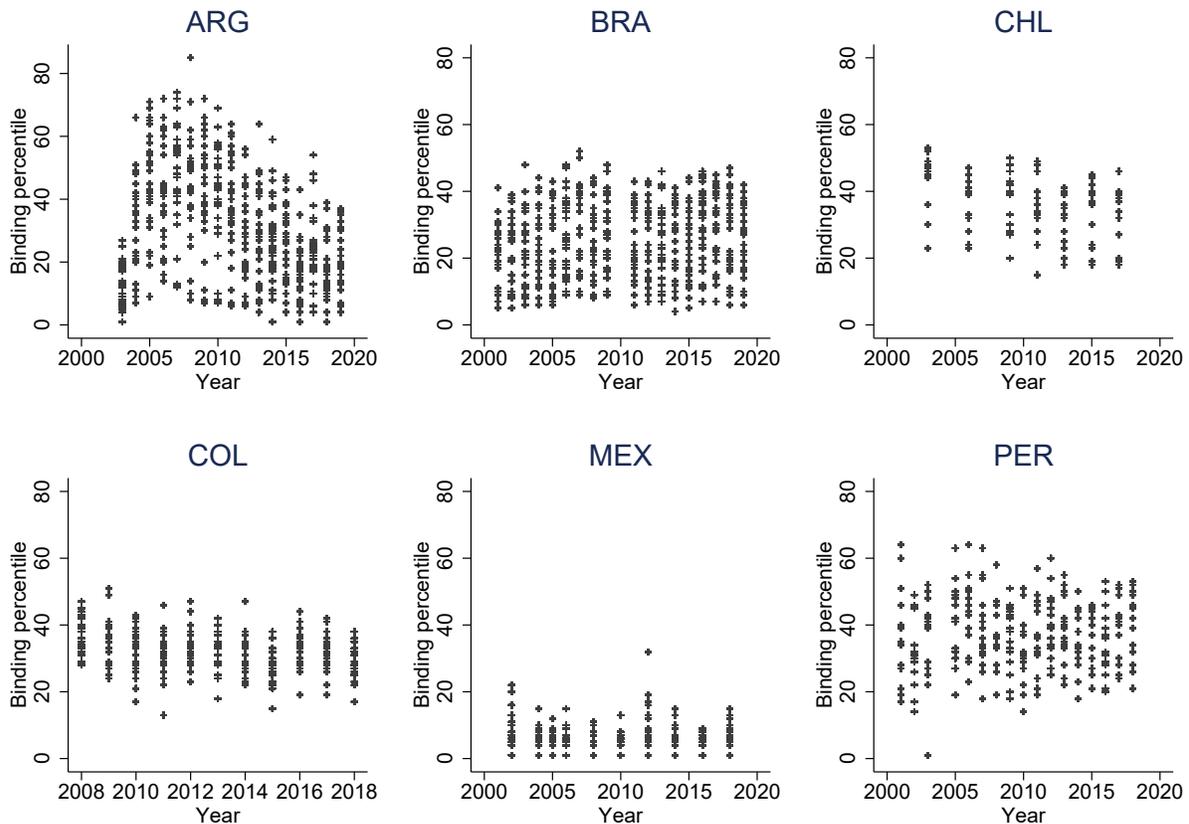
Con respecto a los datos sobre el salario mínimo, se utilizan como principales fuentes de información ILOSTAT, CEPAL y datos reportados por las oficinas de estadísticas nacionales. Debido a que ninguna de ellas cubre la misma cantidad de años ni de países, y a que los datos publicados no siempre se refieren al mismo tipo de salario (nominal, real, índice, entre otros); una contribución adicional de este estudio es la compatibilización de dichas series para obtener una serie final de salarios mínimos reales a lo largo de todo el período para los países analizados. Los salarios mínimos por hora se construyen dividiendo los salarios mínimos mensuales por 172.8 horas, considerando un jornada laboral semanal promedio de 40 horas¹². Más detalles sobre la determinación de los salarios mínimos en cada uno de los países se proporcionan en el Apéndice.

Evidencia descriptiva. La variabilidad en la operatividad del salario mínimo a lo largo del tiempo y entre regiones es crucial para aplicar la estrategia empírica mencionada anteriormente. Para analizar este punto, se computa un “percentil de operatividad” para cada región a lo largo del período, definido como el percentil de ingresos a partir del cual los trabajadores comienzan a ganar salarios iguales o superiores al salario mínimo nacional. La Figura 1.3 muestra el percentil de operatividad para cada región a lo largo del período, mostrando que

¹²El valor del salario mínimo generalmente se ajusta anualmente, aunque los cambios pueden ocurrir en diferentes momentos del año calendario. Este punto se aborda utilizando un promedio anual basado en salarios mínimos mensuales.

el rango sobre el cual varía es relativamente amplio. Esta evidencia respalda la estrategia de identificación, ya que la operatividad de los salarios mínimos difiere ampliamente entre regiones.

Figura 1.3: Percentiles de operatividad del SM por países y regiones.



Notas. Cada punto corresponde a una región y muestra el percentil de ingresos a partir del cual los trabajadores ganan salarios iguales o superiores al salario mínimo nacional.

Fuente. Elaboración propia basada en microdatos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Además, la Figura 1.3 muestra que, para algunas regiones, el salario mínimo opera sobre percentiles relativamente altos. Esto motiva la elección del percentil 75 como el percentil de referencia, ya que la mediana (utilizada en los estudios para el caso de Estados Unidos) parece estar directamente afectada por el nivel del salario mínimo, al menos para algunas regiones.

También se analiza qué tan vinculante es el salario mínimo calculando la proporción de

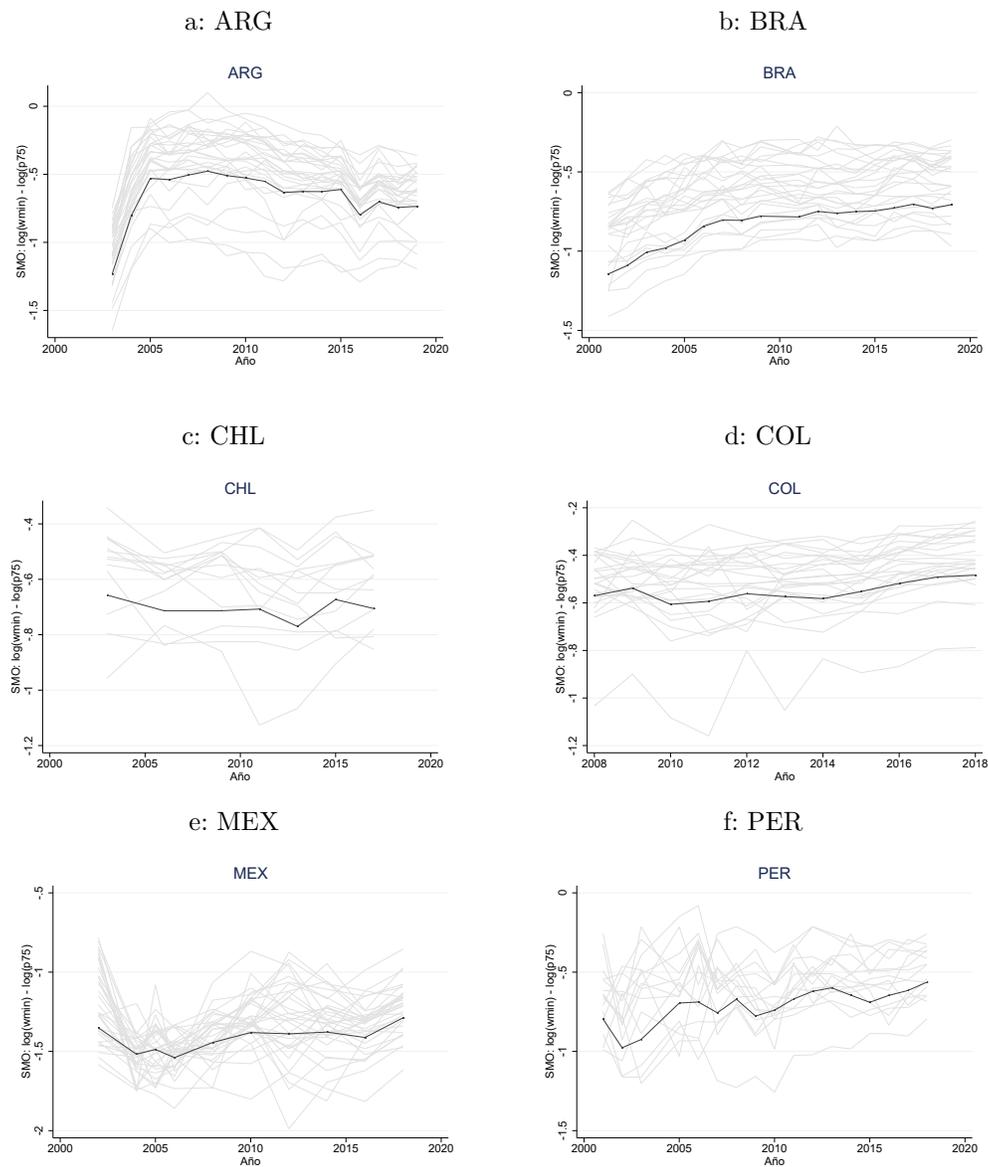
trabajadores que ganan por debajo, igual o por encima del salario mínimo. Dado que el valor del salario mínimo se establece como un salario bruto mientras que los ingresos de las encuestas de hogares suelen ser salarios netos, aplicamos un margen del 10% para definir si el ingreso de un individuo está por debajo, cerca o por encima del salario mínimo. Por lo tanto, definimos un grupo de trabajadores *por debajo* que incluye a aquellos individuos que informan salarios hasta el 90% del nivel del salario mínimo; un grupo *cerca* que comprende a las personas que declaran salarios entre el 90% y el 110% del valor del salario mínimo, y un grupo *por encima* que incluye a aquellos individuos que informaron salarios más altos que 1.1 veces el salario mínimo. Los resultados de la Figura A1.3 muestran que la mayoría de los trabajadores formales en América Latina ganan más que el salario mínimo, aunque la proporción que gana por debajo no es despreciable. Problemas de incumplimiento o posibles errores de medición (debido a diferencias entre salarios brutos y netos) podrían explicar que algunos de los trabajadores formales ganen por debajo del salario mínimo. La proporción de trabajadores que ganan por debajo del salario mínimo se mantuvo más o menos estable, oscilando entre el 10% y el 15% durante el período. La proporción de trabajadores que ganan cerca del salario mínimo aumentó del 8% en 2003 a alrededor del 16% en 2018. La mayor parte del aumento tuvo lugar a principios de la década de 2000. La contraparte fue una disminución en la proporción de trabajadores que ganan por encima del salario mínimo. Estos cambios implican un aumento en qué tan relevante es el salario mínimo durante el período¹³.

Las Tablas A1.3, A1.4 y A1.5 muestran las distribuciones según género, educación y edad para los trabajadores que ganan por encima, cerca y por debajo del salario mínimo. Los perfiles de los trabajadores que ganan por debajo del salario mínimo son similares a los de los trabajadores que ganan cerca del salario mínimo. Por último, la Figura 1.4 muestra la evolución del *EMW* ($w_{min} - w(p75)$) en todas las regiones y a lo largo del tiempo, donde cada línea gris representa una región y las líneas oscuras representan la tendencia nacional.

¹³La Tabla A1.2 muestra los grupos por debajo, cerca y por encima del salario mínimo para cada país. La mayoría de los trabajadores mexicanos ganan por encima del mínimo durante todo el período, mientras que Chile tuvo una reducción significativa en los trabajadores que ganan por debajo. Además, Argentina mostró un aumento pronunciado en el grupo bajo en 2004 y 2005, posiblemente relacionado con un aumento considerable en el mínimo en 2003. Estas diferencias entre países pueden explicar impactos heterogéneos, ya que el salario mínimo puede afectar la desigualdad al cambiar los niveles salariales y modificar el cumplimiento de estas políticas.

Para la mayoría de los países, observamos un aumento en el *EMW* a nivel nacional con diferencias notables entre regiones, lo que respalda nuestra estrategia de identificación.

Figura 1.4: Evolución del EMW en los países y regiones



Notas. Cada línea representa un EMW regional, definido como $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$. $\log(\text{minwage})$ es el salario mínimo nacional (logarítmico); y $\log(p75)$ se calcula a nivel regional.

Fuente. Elaboración propia basada en microdatos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

1.5. Resultados

1.5.1. Efectos distributivos del salario mínimo en América Latina

La Tabla 1.1 presenta los efectos marginales de los cambios en la brecha $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ (el salario mínimo efectivo, EMW) en la brecha $\log(p) - \log(p75)$ para percentiles seleccionados de la distribución, evaluados en su promedio ponderado por horas entre todas las regiones y años. Además, en la última fila se reporta los efectos marginales del EMW para el coeficiente de Gini. Las columnas (1) y (2) presentan las estimaciones OLS: la primera de ellas muestra las estimaciones de una especificación que incluye efectos fijos por región y año; mientras que la segunda especificación agrega tendencias regionales lineales. Como se mencionó en la Sección 1.3, si el salario mínimo hace que la distribución salarial se comprima, se esperan coeficientes positivos para las brechas salariales por debajo del percentil de referencia (un $w(p) - w(p75)$ menos negativo), y coeficientes negativos por encima del percentil de referencia (un $w(p) - w(p75)$ menos positivo). Los resultados de la Columna 2 (la especificación preferida para OLS) muestran que un aumento de 10 puntos logarítmicos (pl) en el salario mínimo efectivo implica un aumento de 4.2 pl en la brecha $\log(p10) - \log(p75)$ (primera fila). La segunda fila sugiere que un aumento análogo en el EMW reduce la brecha entre el primer y tercer cuartil de la distribución salarial en 3.9 pl.

Las Columnas (3) y (4) presentan estimaciones utilizando la estrategia de 2SLS, ambas incluyendo efectos fijos de región: la tercera columna incorpora tendencias temporales regionales cuadráticas, y la cuarta considera tendencias temporales lineales por país. Los resultados de la columna 3 (especificación preferida para 2SLS) muestran que un aumento de 10 pl en el EMW reduce la brecha $\log(p10) - \log(p75)$ en 2 puntos logarítmicos.¹⁴ Además de los efectos sobre las brechas percentílicas, en todas las especificaciones el salario mínimo reduce la desigualdad salarial global medida por el coeficiente de Gini.

¹⁴También se incluyeron efectos fijos por país y tendencias lineales interactuadas con dummies de país, y los resultados se mantienen prácticamente incambiados.

Cuadro 1.1: Resultados OLS & 2SLS entre $\log(p) - \log(p75)$ y $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ para percentiles seleccionados de la distribución salarial formal.

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$p(10)$	0.421*** (0.040)	0.424*** (0.040)	0.200*** (0.037)	0.191*** (0.037)
$p(25)$	0.367*** (0.026)	0.391*** (0.026)	0.153*** (0.023)	0.147*** (0.024)
$p(50)$	0.236*** (0.021)	0.263*** (0.022)	0.075*** (0.016)	0.074*** (0.016)
$p(80)$	-0.016* (0.008)	-0.023** (0.009)	-0.025*** (0.007)	-0.025*** (0.007)
$p(90)$	-0.058** (0.025)	-0.077*** (0.027)	-0.083*** (0.020)	-0.084*** (0.019)
Gini	-0.101*** (0.012)	-0.108*** (0.012)	-0.062*** (0.009)	-0.061*** (0.009)
Observations	1,909	1,909	1,909	1,909
F-stat			28.25	29.89
Region FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	No	No
Region trends	No	Linear	Quadratic	No
Country trend	No	No	No	Linear

Notas: Las estimaciones refieren a trabajadores formales en el período 2001-2018 (con brechas dependiendo de la disponibilidad de las encuestas de hogares). Las regresiones no son ponderadas y para todas ellas, excepto la última fila de la tabla, la variable dependiente es $\log(p) - \log(p75)$ donde p es el salario del percentil que se indica. Para la última fila, la variable dependiente es el coeficiente de Gini de la distribución salarial a nivel regional. Los valores presentados son los efectos marginales de $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$, evaluados en el promedio (ponderado por horas) entre las regiones y años del período. Para las especificaciones 2SLS, el salario mínimo efectivo y su cuadrado se instrumentan con el salario mínimo nacional, su cuadrado, y el salario mínimo nacional interactuado con la mediana salarial histórica (entre 2001-2018) de cada región. Los errores estándar están clusterizados a nivel de región y se presentan entre paréntesis. Se incluye también el estadístico F Kleibergen-Paap rk Wald. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia en base a datos SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Como se mencionó en la estrategia empírica, las estimaciones realizaron para cada percentil de la distribución salarial modificando la brecha $\log(p) - \log(p75)$ de manera iterativa para distintos percentiles p . La Figura 1.5 complementa la Tabla 1.1 al mostrar los efectos marginales estimados para todos los percentiles. Por un lado, los coeficientes positivos encontrados en la cola inferior de la distribución salarial indican que la brecha entre los salarios de esos percentiles y los salarios del percentil 75 se vuelve menos negativa. Por otro lado, los coeficientes negativos en la cola superior de la distribución implican una reducción de la brecha positiva inicial entre los salarios más altos y el percentil de referencia¹⁵.

La magnitud del efecto encontrado es mayor que Autor et al. (2016) para Estados Unidos. Además, los efectos derrame alcanzan salarios más altos de la distribución (Lee (1999) encuentra *spillovers* hasta la mediana y Autor et al. (2016) hasta el percentil veinte). Aunque este efecto no es típico de las economías desarrolladas, se ha encontrado evidencia similar en países latinoamericanos (Engbom and Moser; 2022; Bosch and Manacorda; 2010; Maurizio and Vázquez; 2016; Messina and Silva; 2017)¹⁶. Recientemente, Engbom and Moser (2022) encuentran efectos igualadores de gran magnitud para el salario mínimo en Brasil y sus estimaciones son similares a las encontradas en este estudio. El mayor efecto del salario mínimo en América Latina podría atribuirse a una mayor proporción de trabajadores cercanos al SM. Además, es razonable esperar que el salario mínimo tenga un efecto más significativo en los trabajadores menos calificados, que constituyen una mayor proporción de la población en América Latina en comparación con Estados Unidos.

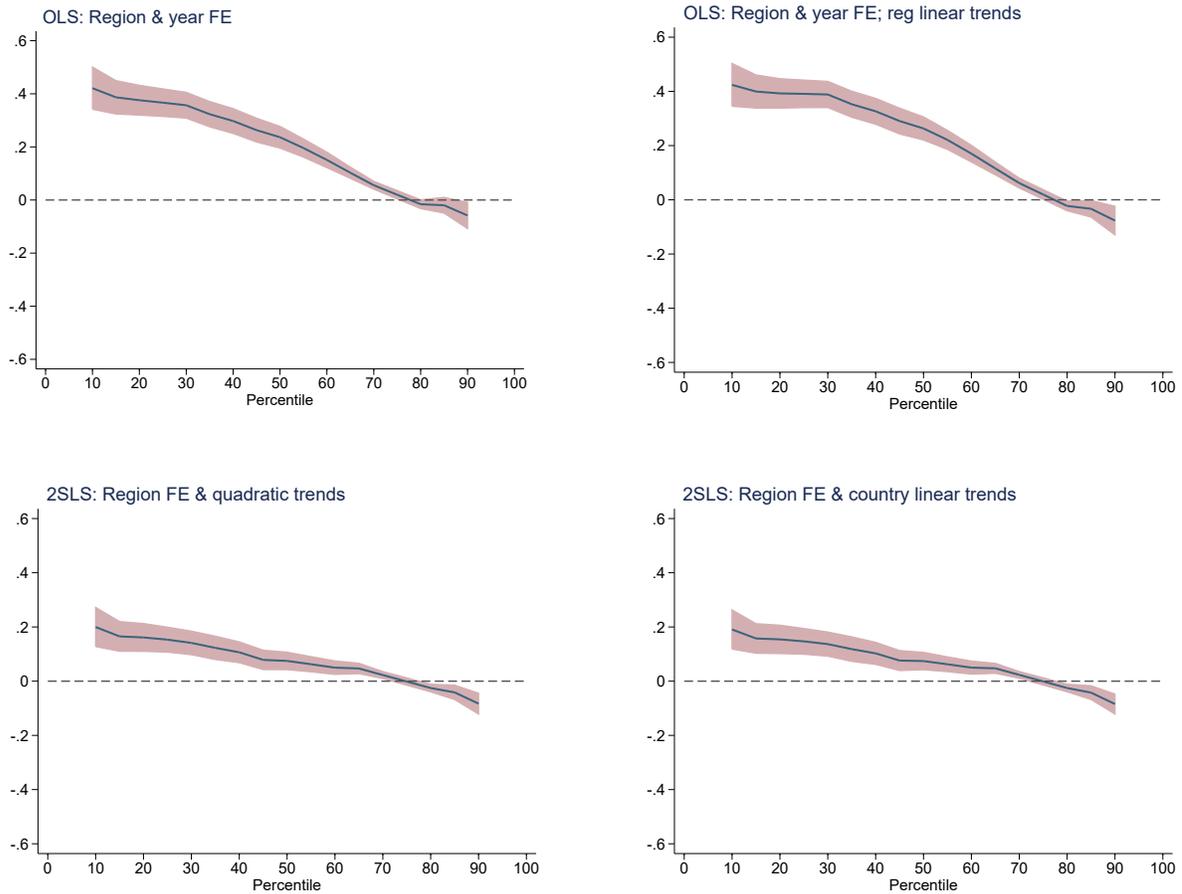
La reducción en la brecha tanto en la cola inferior como en la superior de la distribución salarial mostrada en la Figura 1.5 implica una compresión en la distribución salarial: el salario mínimo parece haber tenido un efecto igualador en América Latina¹⁷.

¹⁵Cabe destacar que estos resultados permanecen prácticamente incambiables al eliminar de la muestra los países con individuos que ganan menos que el salario mínimo, es decir, Brasil y México (ver Tabla A1.2). También se incluyó la tasa de desempleo a nivel de región como variable de control: esto prácticamente no tiene impacto en los coeficientes estimados para ninguna de las especificaciones.

¹⁶Arango et al. (2022) no encuentran efectos macroeconómicos igualadores consistentes del salario mínimo para Colombia.

¹⁷La Figura A1.2 muestra la variabilidad en el efecto del salario mínimo efectivo para cada uno de los países analizados. A pesar de las diferencias en la precisión de las estimaciones, observamos un patrón común entre los países similar al efecto promedio encontrado para América Latina mostrado en la Figura 1.5.

Figura 1.5: Resultados OLS & 2SLS entre $\log(p) - \log(p75)$ y $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ para percentiles seleccionados de la distribución salarial formal.



Notas. En todos los casos la variable dependiente es $\log(p) - \log(p75)$ donde p es el percentil de la distribución indicado en el eje horizontal. En el eje vertical se muestra el efecto marginal estimado. Las áreas rojas sombreadas representan los intervalos de confianza al 95%. Se consideran trabajadores formales para el período 2001-2018 (con brechas dependiendo de la disponibilidad de las encuestas de hogares).

Fuente: Elaboración propia en base a datos SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

1.5.2. Efectos distributivos heterogéneos del salario mínimo

Características de los trabajadores. Los resultados pueden variar según las características de los trabajadores, como el género, la edad o la educación. Para explorar esta posibilidad, se construyen múltiples submuestras y se calculan los efectos del salario mínimo en los percentiles de las distribuciones salariales específicas de cada muestra. La Tabla 1.2

presenta los efectos marginales estimados considerando cada uno de los siguientes subgrupos: (i) hombres y mujeres; (ii) trabajadores con baja, media y alta calificación; y (iii) trabajadores entre 18 y 24 años, y trabajadores entre 25 y 64 años.

Según el género, los efectos se concentran en los trabajadores masculinos, un resultado opuesto al encontrado en los Estados Unidos (Autor et al.; 2016) pero en línea con la evidencia para México (Bosch and Manacorda; 2010) y Uruguay (Blanchard et al.; 2021). Los resultados para las mujeres tienen el signo esperado, pero no son estadísticamente significativos. En cuanto a la educación, los trabajadores que perciben mayores efectos son los que tienen entre 9 y 13 años de educación. Este resultado está en línea con el modelo estructural desarrollado por Engbom and Moser (2022), mencionado en la Introducción.

Finalmente, al llevar a cabo el análisis según la edad, no parece haber efectos claros sobre la distribución de trabajadores jóvenes, en contraste con la literatura estadounidense que encuentra efectos más grandes para este grupo etario, donde el salario mínimo suele ser más operativo (Manning; 2021). Al tratarse de trabajadores formales, puede esperarse que el efecto esté concentrado en mayor medida en la población adulta, que representa la mayor parte de la muestra total.

Períodos. El período bajo análisis puede dividirse en dos sub-períodos. El primero de ellos, entre 2001 y 2012, experimentó tasas de crecimiento notables en la región, junto con una reducción de la desigualdad en casi todos los países. Esto fue seguido por un segundo sub-período entre 2013 y 2018, donde el contexto macroeconómico favorable cambió, trayendo consigo una desaceleración (o incluso estancamiento) en el crecimiento y la reducción de la desigualdad (Acosta et al.; 2019; Gasparini; 2019). Los diferentes escenarios macroeconómicos podrían haber implicado diferencias en el impacto del salario mínimo.

En las dos últimas columnas de la Tabla 1.2 (complementadas gráficamente por la Figura 1.6) se presentan los efectos del EMW en las brechas salariales para los dos sub-períodos. Los efectos encontrados son particularmente claros en la década de 2000. Para ese sub-período, las estimaciones por 2SLS muestran un impacto igualador del salario mínimo que proviene de la cola izquierda de la distribución salarial; mientras que en el segundo período el efecto del EMW parece ser más pequeño y bastante más ruidoso.

Al analizar el caso brasileño, Saltiel and Urzúa (2022) argumentan que el impacto del

salario mínimo puede variar según las condiciones económicas generales: los aumentos en el salario mínimo son beneficiosos solo si la economía está creciendo. Ferreira et al. (2017) presentan evidencia que respalda esta idea. Sus hallazgos proporcionan evidencia de que durante el período de 1995 a 2002, caracterizado por un crecimiento más lento y un mayor desempleo, aumentar el salario mínimo condujo a un aumento de la desigualdad. Sin embargo, entre 2003 y 2012 observan el efecto contrario. Al realizar un análisis que abarca un período más reciente y un rango más amplio de países, nuestros hallazgos proporcionan evidencia adicional que indica que el impacto del salario mínimo está fuertemente influenciado por el ciclo económico.

Cuadro 1.2: Heterogeneidades de la relación 2SLS entre $\log(p) - \log(p75)$ y $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ para percentiles seleccionados de la distribución salarial formal.

	Gender		Education			Age		Period	
	Men	Women	Low-skilled	Med-skilled	High-skilled	Young	25-60 years old	2001-2012	2013-2018
$p(10)$	0.232*** (0.039)	0.075 (0.105)	0.275* (0.156)	0.114* (0.066)	0.039 (0.084)	0.530** (0.231)	0.207*** (0.041)	0.221*** (0.037)	0.231 (0.148)
$p(25)$	0.170*** (0.027)	0.047 (0.047)	0.070 (0.053)	0.121*** (0.033)	-0.049 (0.061)	0.094 (0.077)	0.146*** (0.024)	0.136*** (0.024)	0.179** (0.082)
$p(50)$	0.076*** (0.018)	0.062** (0.030)	0.065* (0.033)	0.077*** (0.021)	-0.091** (0.042)	0.037 (0.050)	0.077*** (0.016)	0.042** (0.020)	0.042 (0.058)
$p(80)$	-0.023*** (0.009)	-0.002 (0.012)	0.013 (0.014)	-0.020** (0.009)	0.027** (0.014)	0.022 (0.017)	-0.016 (0.010)	-0.006 (0.008)	-0.020 (0.034)
$p(90)$	-0.057*** (0.020)	-0.037 (0.029)	0.006 (0.029)	-0.067*** (0.018)	0.052 (0.036)	0.078** (0.031)	-0.056*** (0.021)	-0.035 (0.023)	-0.036 (0.069)
Observations	1,908	1,901	1,883	1,909	1,903	1,884	1,909	1,148	761
F-stat	31.38	9.64	18.26	55.90	19.36	18.71	27.89	42.00	3.81

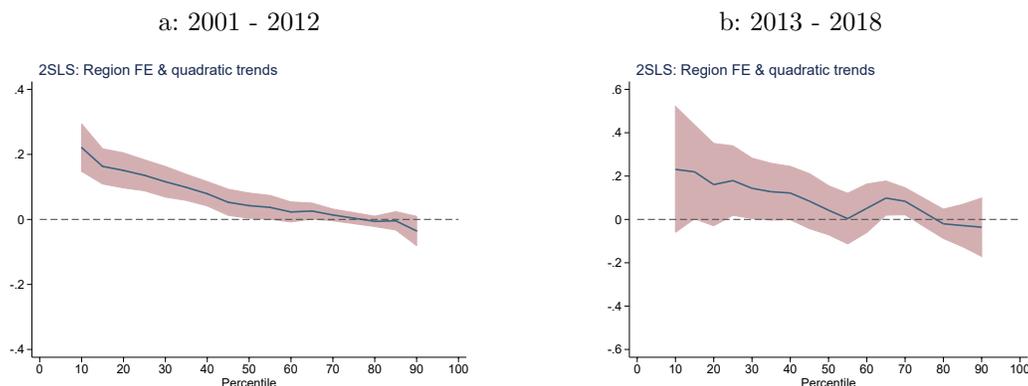
Notas. Se consideran trabajadores formales para el período 2001-2018 con algunas brechas dependiendo de la disponibilidad de encuestas nacionales de hogares. Las columnas 1 y 2 presentan estimaciones para la distribución salarial de trabajadores registrados considerando solo hombres y mujeres, respectivamente. Las columnas 3 a 5 también consideran submuestras de trabajadores formales: individuos con menos 9 años de educación, entre 9 y 13 años de educación; y más de 13 años. Las columnas 6 y 7 consideran trabajadores formales por submuestras de edad, los nombres de las columnas son autoexplicativos. Para todas las regresiones, la variable dependiente es $\log(p) - \log(p75)$ donde p es el salario del percentil indicado. Las estimaciones son los efectos marginales de $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$, evaluados en su promedio ponderado por horas a lo largo de las regiones y los años. Errores estándar agrupados por región entre paréntesis. Las regresiones no están ponderadas, de lo contrario, darían una importancia desproporcionada solo a Brasil y México. Para las especificaciones de 2SLS, el salario mínimo efectivo y su cuadrado están instrumentados por salario mínimo nacional, su cuadrado, y el salario mínimo nacional interactuado con la mediana salarial histórica (para 2001-2018) para cada región. Todas las regresiones incluyen efectos fijos por región y tendencias temporales regionales cuadráticas. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente. Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

1.5.3. Efecto faro

América Latina presenta altas tasas de informalidad laboral. En la muestra utilizada en este estudio, la población urbana empleada que trabaja sin contribuciones a la seguridad social (la definición de informalidad utilizada) fue, en promedio, del 43.5% en 2018. En este contexto, es relevante preguntarse si una institución laboral como el salario mínimo afecta a

Figura 1.6: Relación 2SLS entre $\log(p) - \log(p75)$ y $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ para períodos seleccionados



Notas. Se consideran trabajadores formales para el período 2001-2018 con algunas brechas dependiendo de la disponibilidad de encuestas nacionales de hogares. La variable dependiente es $\log(p) - \log(p75)$ donde p es el salario del percentil indicado. Consideramos trabajadores formales en el período 2001-2012 (Panel A), y el período 2013-2018 (Panel B). Las áreas sombreadas en rojo representan los intervalos de confianza del 95%. *Fuente.* Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

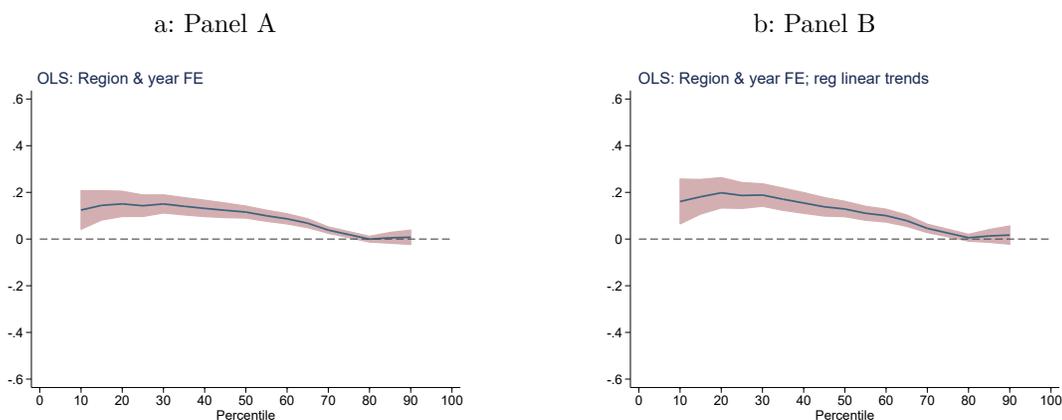
los trabajadores informales.

La Figura 1.7 muestra estimaciones OLS del efecto del EMW en las brechas salariales para la distribución salarial de los trabajadores informales. Un punto importante es que las estimaciones se realizan por OLS porque el instrumento que se utilizó anteriormente está construido para predecir el efecto del salario mínimo en los trabajadores formales. La relación entre el nivel salarial regional histórico y el impacto del salario mínimo entre los trabajadores informales no es clara, ya que puede pensarse que es más probable que el SM logre alcanzar al sector informal en regiones más ricas que en regiones más pobres. De hecho, la correlación entre el set de instrumentos usado y la operatividad del salario mínimo para la muestra en el caso de los trabajadores informales es baja. Con esto en mente, la Figura 1.7 presenta los resultados para OLS, donde el Panel (a) muestra las estimaciones que consideran efectos fijos anuales y regionales, mientras que el Panel (b) agrega tendencias temporales regionales lineales.

Como se muestra en ambas figuras, el salario mínimo efectivo parece tener un impacto igualador en la cola izquierda de la distribución salarial de los trabajadores informales. En otras palabras, el salario mínimo estaría reduciendo la brecha existente entre los trabajadores informales que ganan menos y aquellos que se ubican en el percentil 75 de la distribución

salarial. Esto extiende el resultado del efecto de compresión salarial del salario mínimo encontrado para Brasil y Argentina para un período anterior (aproximadamente 1982-2004) por Lemos (2009) y Khamis (2013), hacia el resto de los países latinoamericanos considerados en este estudio y para las décadas de 2000 y 2010. Estos hallazgos son consistentes con la existencia de un efecto faro: aunque el salario mínimo solo se establece para los trabajadores formales, parece actuar como una referencia de fijación salarial en el sector informal.

Figura 1.7: Relación OLS entre $\log(p) - \log(p75)$ y $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ para la distribución de trabajadores informales



Notes. En todos los casos la variable dependiente es $\log(p) - \log(p75)$ donde p es el percentil de la distribución indicado en el eje horizontal. En el eje vertical se muestra el efecto marginal estimado. Las áreas rojas sombreadas representan los intervalos de confianza al 95%. Se consideran trabajadores informales para el período 2001-2018 (con brechas dependiendo de la disponibilidad de las encuestas de hogares).

Fuente: Elaboración propia en base a datos SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

1.5.4. Robustez

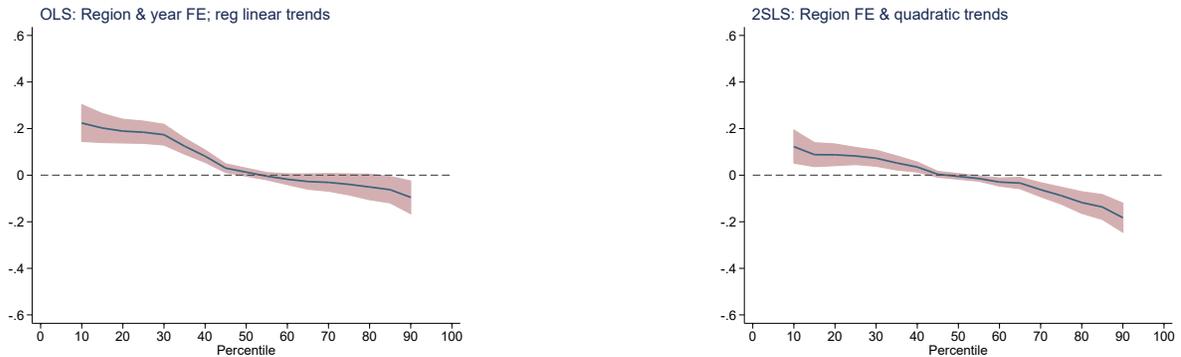
Además de los resultados presentados anteriormente, se llevaron a cabo diversas estimaciones como chequeos de robustez. En particular, se incluyeron tendencias regionales cuadráticas, efectos fijos por país y tendencias regionales por tendencias de país; y la inclusión de controles como la tasa de desempleo regional. Las conclusiones sobre el efecto marginal del salario mínimo en toda la distribución salarial se mantienen esencialmente inalteradas.

Debido a que constituye una decisión metodológica central, se estimaron los resultados principales cambiando el percentil de referencia salarial elegido para calcular el impacto del

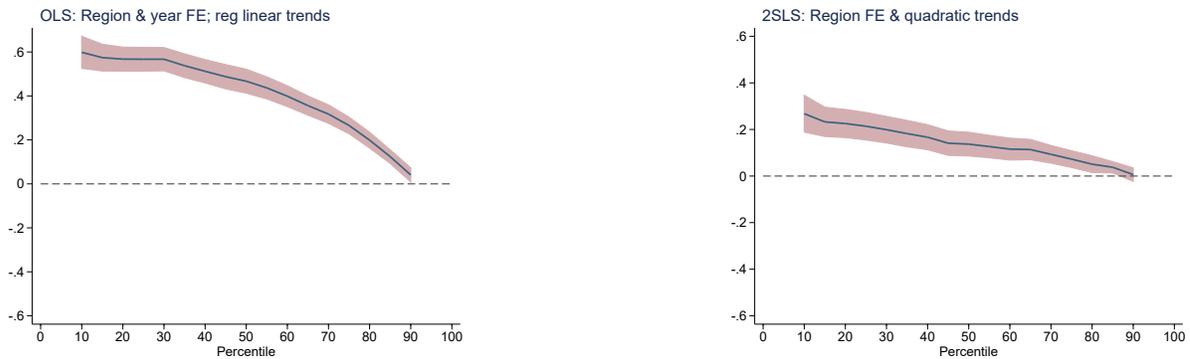
salario mínimo. Como se muestra en la Figura 1.8, el SM tiene un efecto igualador en toda la distribución salarial al utilizar la mediana y $p(90)$ como percentiles de referencia, por lo que los resultados de este estudio son robustos al usar estos otros percentiles de referencia típicamente utilizados en la literatura¹⁸.

Figura 1.8: Relación OLS y 2SLS entre $\log(p) - \log(ref)$ y $\log(minwage) - \log(ref)$ para $ref = 50$ y $ref = 90$ de la distribución salarial de trabajadores formales

Panel A - En relación a $p50$



Panel B - En relación a $p90$



¹⁸Las Tablas A1.6 y A1.7 complementan la Figura 1.8.

1.6. Conclusiones

El salario mínimo suele estar en el centro del debate de las políticas laborales. Dado eso, es importante conocer qué tan efectivo es este instrumento para aumentar los salarios reales de los trabajadores más pobres, y por lo tanto reducir la desigualdad salarial. La temática es particularmente relevante en América Latina, donde los salarios mínimos son componentes clave de las estrategias políticas destinadas a reducir los altos niveles de desigualdad endémica. Además, la mayoría de los países de la región han experimentado grandes aumentos en sus niveles de salario mínimo durante las últimas dos décadas.

Este documento aporta a la amplia literatura sobre estos temas explorando el efecto del salario mínimo en las distribuciones salariales de las seis economías más grandes de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) durante las últimas dos décadas. Para ello, se explotó la heterogeneidad en qué tan relevante es el salario mínimo nacional en los mercados laborales locales y a lo largo del tiempo; para aplicar un enfoque al estilo *TWFE* mediante regresiones OLS, extendiendo además el análisis con una estrategia de variables instrumentales.

Los resultados sugieren que el salario mínimo ha tenido un impacto positivo en los salarios de los trabajadores formales que se evidencia a lo largo de toda la distribución aunque con magnitudes que disminuyen hacia la cola derecha. Esto implica que el salario mínimo ha sido efectivo como política igualadora en la década de 2000, una década de crecimiento sostenido y mercados laborales sólidos. También se encuentra evidencia de que el efecto igualador se extiende al sector informal de la economía: los salarios en la parte inferior de la distribución de los trabajadores informales también se ven beneficiados por esta política. Curiosamente, los efectos del salario mínimo parecen ser menores en la década de 2010, una década de mercados laborales mucho más débiles; por lo que la efectividad de esta política parece estar condicionada en cierto modo por el ciclo económico.

Bibliografía

- Acosta, P., Cruces, G., Galiani, S. and Gasparini, L. (2019). Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America: Evidence from a Supply–Demand Framework, *Latin American Economic Review* **28**(1): 1–20.
- Alves, G., Amarante, V., Salas, G. and Vigorito, A. (2012). La desigualdad del ingreso en uruguay entre 1986 y 2009, *Serie Documentos de Trabajo/FCEA-IE; DT03/12* .
- Arango, L. E. and Flórez, L. A. (2021). Regional labour informality in colombia and a proposal for a differential minimum wage, *The Journal of Development Studies* **57**(6): 1016–1037.
- Arango, L. E., Ávila, O. I., Montealegre, B.-M. L., Botero, J. A., García, E., Caicedo-García, E., Dávalos, J. G., Álvarez, F. L. A. and Gómez-Pineda, J. G. (2022). Efectos macroeconómicos del salario mínimo en colombia, *Revista ESPE - Ensayos Sobre Política Económica* **103**: 1–117.
- Autor, D. H., Manning, A. and Smith, C. L. (2016). The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment, *American Economic Journal: Applied Economics* **8**(1): 58–99.
- Belman, D., Wolfson, P. et al. (2015). *What does the minimum wage do in developing countries?: A review of studies and methodologies*, ILO.
- Blanchard, P., Carrasco, P., Ceni, R., Parada, C. and Santín, S. (2021). Distributive and displacement effects of a coordinated wage bargaining scheme, *Serie Documentos de Trabajo; 26/21* .
- Borraz, F. and González-Pampillón, N. (2017). Assessing the distributive effects of minimum wage, *Review of Development Economics* **21**(4): 1081–1112.
- Bosch, M. and Manacorda, M. (2010). Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico, *American Economic Journal: Applied Economics* **2**(4): 128–49.

- Butcher, T., Dickens, R. and Manning, A. (2012). Minimum wages and wage inequality: Some theory and an application to the uk, *Technical Report CEP Discussion Paper 1177*, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A. and Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs, *The Quarterly Journal of Economics* **134**(3): 1405–1454.
- Dube, A. (2019). Minimum wages and the distribution of family incomes, *American Economic Journal: Applied Economics* **11**(4): 268–304.
- Engbom, N. and Moser, C. (2022). Earnings inequality and the minimum wage: Evidence from brazil, *American Economic Review* **112**(12): 3803–47.
- Ferreira, F. H. G., Firpo, S. and Messina, J. (2014). A more level playing field? explaining the decline in earnings inequality in brazil, 1995-2012, *Working Paper 12*, IRIBA.
- Ferreira, F. H. G., Firpo, S. and Messina, J. (2017). Ageing poorly?: Accounting for the decline in earnings inequality in brazil, 1995-2012, *Policy Research Working Paper 8018*, World Bank.
URL: <https://ssrn.com/abstract=2948485>
- Flórez, L. A., Hermida, D. and Morales, L. F. (2022). The heterogeneous effect of minimum wage on labor market flows in colombia, *Borradores de Economía; No. 1213*.
- Fortin, N. M. and Lemieux, T. (2016). Changes in wage inequality in canada: An interprovincial perspective, *Canadian Journal of Economics* **48**(2): 682–713.
- Gasparini, L. (2019). La desigualdad en su laberinto: hechos y perspectivas sobre desigualdad de ingresos en américa latina, *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- Grau, N. and Landerretche, O. (2011). The labor impact of minimum wages: A method for estimating the effect in emerging economies using chilean panel data, *Working Paper wp329*, University of Chile, Department of Economics.
- Grau Veloso, N., Miranda, J. and Encina, E. P. (2018). The effects of the minimum wage on employment and wages, *Technical Report 466*, Series Documentos de Trabajo.

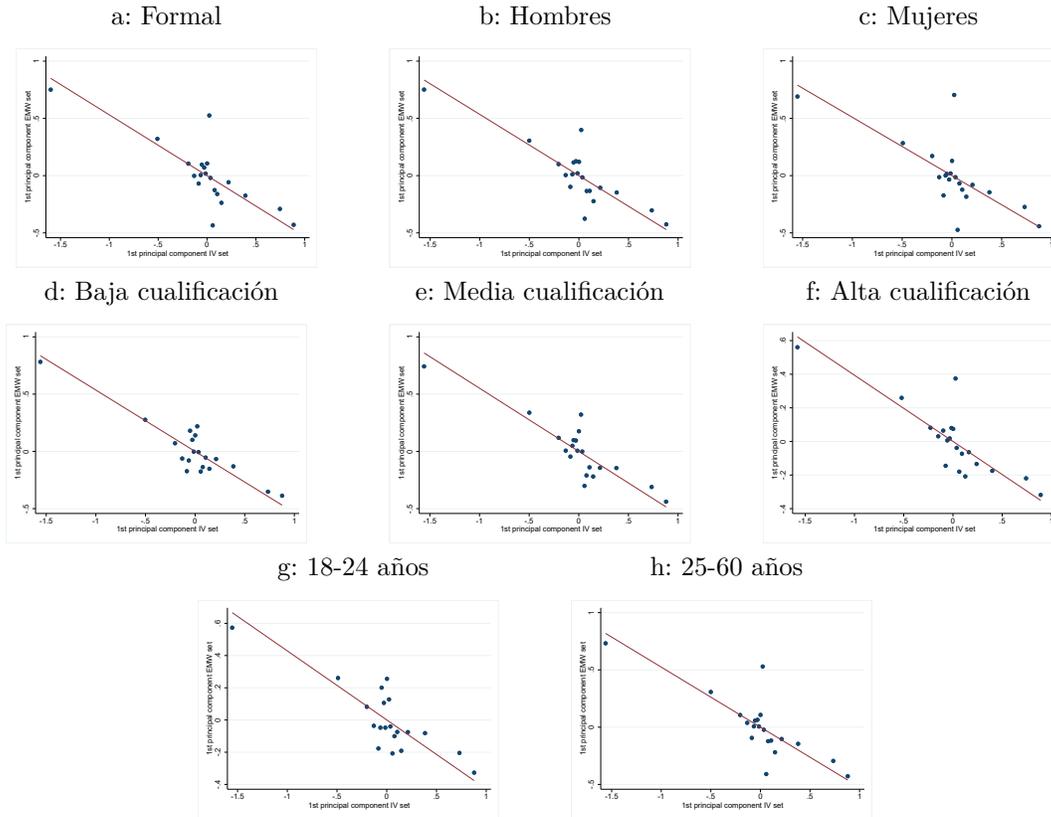
-
- Ham, A. (2018). The consequences of legal minimum wages in honduras, *World Development* **102**: 135–157.
- Jales, H. (2018). Estimating the effects of the minimum wage in a developing country: A density discontinuity design approach, *Journal of Applied Econometrics* **33**(1): 29–51.
- Khamis, M. (2013). Does the minimum wage have a higher impact on the informal than on the formal labour market? evidence from quasi-experiments, *Applied Economics* **45**(4): 477–495.
- Lee, D. S. (1999). Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?, *The Quarterly Journal of Economics* **114**(3): 977–1023.
- Lemos, S. (2009). Minimum wage effects in a developing country, *Labour Economics* **16**(2): 224–237.
- Maloney, W. F. and Mendez, J. N. (2007). *1. Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America*, University of Chicago Press.
- Manning, A. (2021). The elusive employment effect of the minimum wage, *Journal of Economic Perspectives* **35**(1): 3–26.
- Maurizio, R. and Vázquez, G. (2016). Distribution effects of the minimum wage in four latin american countries: Argentina, brazil, chile and uruguay, *International Labour Review* **155**(1): 97–131.
- Messina, J. and Silva, J. (2017). *Wage inequality in Latin America: Understanding the past to prepare for the future*, World Bank Publications.
- Neumark, D. and Corella, L. F. M. (2021). Do minimum wages reduce employment in developing countries? a survey and exploration of conflicting evidence, *World Development* **137**: 105165.
- Saltiel, F. and Urzúa, S. (2022). Does an increasing minimum wage reduce formal sector employment? evidence from brazil, *Economic Development and Cultural Change* **70**(4): 1403–1437.

Silva, J., Almeida, R. and Strokova, V. (2015). *Sustaining employment and wage gains in Brazil: a skills and jobs agenda*, World Bank Publications.

Wedenoja, L. (2013). The employment and wage effects of minimum wages in a context of informality and non-compliance: Evidence from Chile, *Cornell University* .

Apéndice 1

Figura A1.1: Intuición de la dirección de la predicción de la primera etapa para los IVs



Notas. Los títulos de cada gráfico indican la sub-muestra de trabajadores que se está utilizando. Todos los ejes horizontales muestran el residuo de la regresión de la especificación preferida sobre el *score* del primer componente principal del set de tres instrumentos. Los ejes verticales muestran el residuo de la regresión de la especificación preferida sobre el *score* del primer componente principal del salario mínimo efectivo y su cuadrado. Específicamente, los residuos se obtienen regresando el *score* del primer componente principal (ya sea las variables instrumentadas o de los instrumentos) sobre los efectos fijos regionales y las tendencias temporales cuadráticas específicas de cada región, con errores clusterizados a nivel regional. Se utiliza el percentil 75 como referencia. Antes de generar los componentes principales, se estandarizó cada predictor por su desvío estándar (clusterizado por región).

Fuente. Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.1: Correlaciones de la primera etapa para percentiles seleccionados de las distribuciones salariales regionales

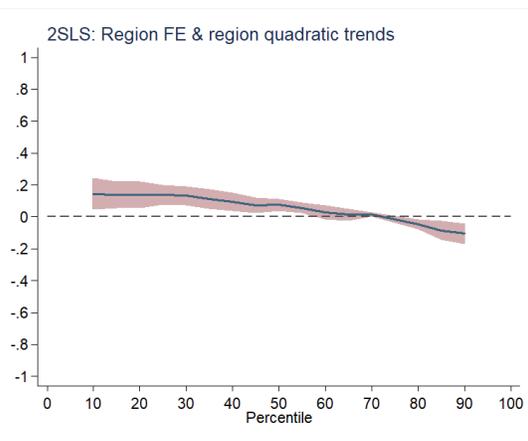
	<i>EMW</i>	<i>EMW</i> ²	<i>EMW</i>	<i>EMW</i> ²
<i>p</i>(25)				
National MW	0.949*** (0.194)	-0.652** (0.327)	0.900*** (0.159)	-0.739*** (0.274)
Square national MW	-0.197*** (0.041)	0.692*** (0.077)	-0.213*** (0.038)	0.667*** (0.073)
Interaction term	0.077 (0.157)	-1.071*** (0.293)	0.133 (0.124)	-0.978*** (0.239)
<i>p</i>(50)				
National MW	0.949*** (0.194)	-0.652** (0.327)	0.900*** (0.159)	-0.739*** (0.274)
Square national MW	-0.197*** (0.041)	0.692*** (0.077)	-0.213*** (0.038)	0.667*** (0.073)
Interaction term	0.077 (0.157)	-1.071*** (0.293)	0.133 (0.124)	-0.978*** (0.239)
<i>p</i>(70)				
National MW	0.949*** (0.194)	-0.652** (0.327)	0.900*** (0.159)	-0.739*** (0.274)
Square national MW	-0.197*** (0.041)	0.692*** (0.077)	-0.213*** (0.038)	0.667*** (0.073)
Interaction term	0.077 (0.157)	-1.071*** (0.293)	0.133 (0.124)	-0.978*** (0.239)
<i>p</i>(90)				
National MW	0.949*** (0.194)	-0.652** (0.327)	0.900*** (0.159)	-0.739*** (0.274)
Square national MW	-0.197*** (0.041)	0.692*** (0.077)	-0.213*** (0.038)	0.667*** (0.073)
Interaction term	0.077 (0.157)	-1.071*** (0.293)	0.133 (0.124)	-0.978*** (0.239)
Observations	1,909	1,909	1,909	1,909
F-stat	30.68	30.68	32.26	32.26
Region FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No	No
Region trends	Quadratic	Quadratic	No	No
Country trend	No	No	Linear	Linear

Notas. Los coeficientes son estimaciones de la primera etapa 2SLS en las que la variable dependiente de la segunda etapa es $\log(p) - \log(p75)$, donde p es el salario del percentil indicado. Consideramos trabajadores formales en el período 2001-2018 (con brechas dependiendo de la disponibilidad de encuestas nacionales de hogares). Las regresiones no utilizan ponderadores. En la primera etapa, el salario mínimo efectivo y su cuadrado son instrumentados por el salario mínimo nacional, su cuadrado, y el salario mínimo nacional interactuado con la mediana salarial histórica para cada región durante la muestra (término de interacción). Errores estándar clusterizados a nivel regional entre paréntesis. Se muestran el estadístico F de Kleibergen-Paap rk Wald. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

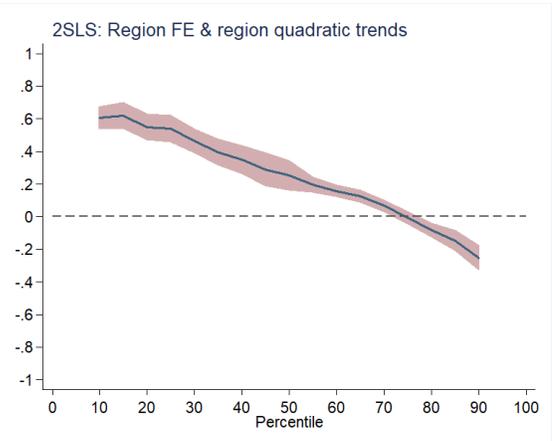
Fuente. Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Figura A1.2: Relación 2SLS entre $\log(p) - \log(p75)$ y $\log(\text{minwage}) - \log(p75)$ para percentiles seleccionados de la distribución salarial de trabajadores formales

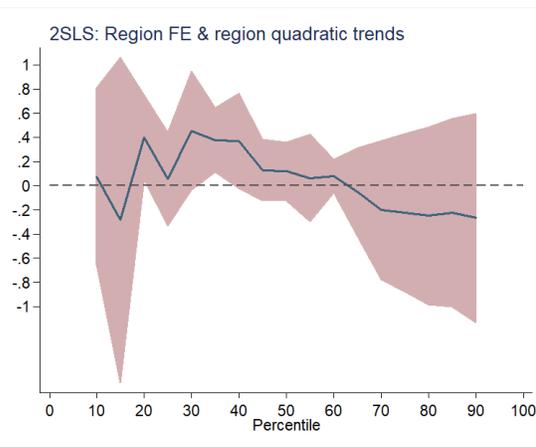
ARG



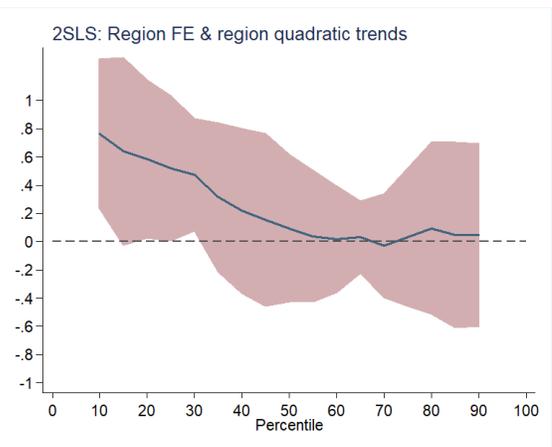
BRA



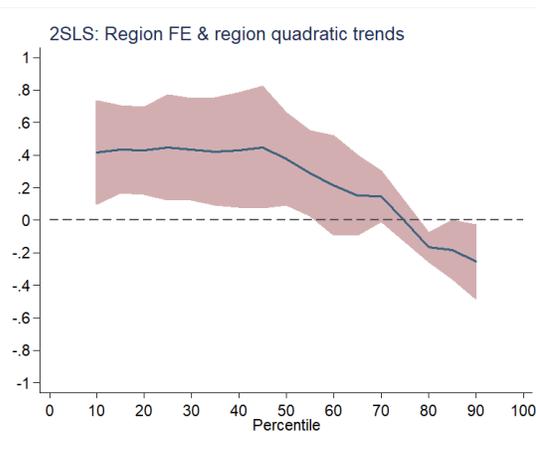
CHL



COL



MEX



PER

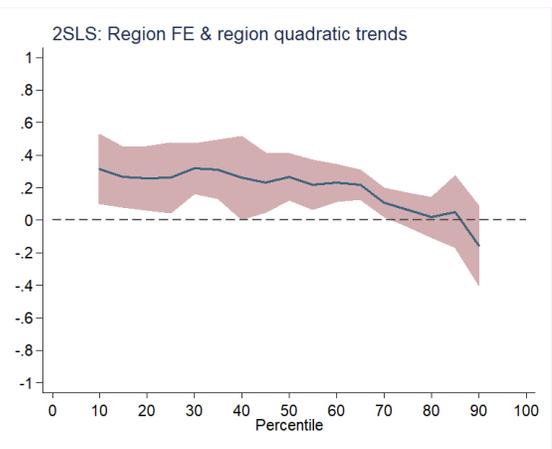
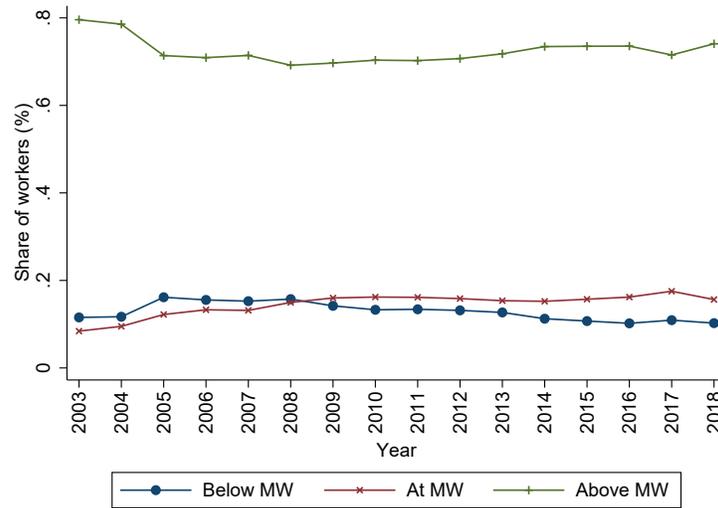


Figura A1.3: Proporción de trabajadores que ganan por debajo, cerca y por encima del salario mínimo.



Notas. El grupo *below* incluye a aquellos individuos que reportan salarios de hasta el 90% del nivel del salario mínimo; el grupo *at* comprende a individuos que declaran salarios entre el 90% y el 110% del valor del salario mínimo, y el grupo *above* refiere a quienes reportan salarios superiores a 1.1 veces el valor del salario mínimo. Promedio no ponderado de los porcentajes nacionales.

Fuente: Elaboración propia basada en datos SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.2: Trabajadores que ganan por debajo, cerca y por encima del salario mínimo según países

	ARG			BRA			CHL			COL			MEX			PER		
	Below	At	Above	Below	At	Above	Below	At	Above									
2003	4%	4%	92%	7%	12%	81%	28%	13%	59%	n/d	n/d	n/d	1%	2%	96%	18%	11%	70%
2004	13%	10%	77%	7%	12%	82%	25%	15%	60%	n/d	n/d	n/d	1%	2%	96%	n/d	n/d	n/d
2005	25%	16%	59%	7%	13%	80%	23%	16%	61%	n/d	n/d	n/d	1%	2%	97%	25%	15%	59%
2006	24%	16%	60%	8%	16%	75%	21%	17%	62%	n/d	n/d	n/d	0%	2%	97%	24%	15%	60%
2007	25%	17%	58%	9%	17%	75%	20%	17%	62%	n/d	n/d	n/d	1%	2%	97%	21%	13%	65%
2008	26%	16%	57%	8%	16%	76%	20%	18%	63%	16%	24%	60%	1%	2%	97%	24%	14%	62%
2009	23%	17%	60%	8%	20%	72%	19%	18%	63%	15%	26%	60%	1%	2%	97%	19%	14%	67%
2010	24%	16%	60%	8%	19%	74%	16%	21%	63%	13%	24%	63%	1%	2%	96%	18%	15%	66%
2011	22%	14%	64%	7%	17%	75%	13%	25%	62%	13%	24%	63%	1%	2%	96%	24%	15%	61%
2012	17%	13%	70%	8%	18%	74%	14%	22%	65%	14%	25%	61%	2%	2%	95%	25%	16%	59%
2013	16%	13%	71%	7%	19%	74%	14%	18%	68%	14%	24%	62%	1%	2%	96%	24%	16%	60%
2014	16%	12%	72%	6%	17%	77%	13%	20%	67%	12%	25%	63%	1%	3%	96%	19%	15%	66%
2015	16%	11%	73%	6%	19%	75%	12%	22%	66%	11%	24%	64%	1%	2%	97%	18%	15%	66%
2016	9%	9%	82%	7%	21%	72%	12%	22%	66%	12%	28%	60%	1%	2%	97%	20%	15%	65%
2017	13%	11%	76%	6%	24%	70%	11%	23%	66%	12%	30%	59%	1%	3%	96%	23%	15%	62%
2018	10%	9%	82%	6%	21%	74%	n/d	n/d	n/d	12%	31%	57%	2%	3%	95%	23%	15%	62%

Notas. Debido a la falta de disponibilidad de encuestas de hogares en algunos países/años, los promedios para la región se calcularon para 2003-2018.

Fuente. Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.3: Estadísticas resumen para trabajadores que ganan salarios cercanos al nivel del salario mínimo

	Gender		Education			Age	
	Men	Women	Low-skilled	Med-skilled	High-skilled	Young	25-60 years old
2003	66.5%	33.5%	38.1%	52.5%	9.4%	24.8%	75.2%
2004	65.2%	34.8%	37.9%	51.6%	10.5%	22.7%	77.3%
2005	62.8%	37.2%	31.6%	57.2%	11.2%	22.4%	77.6%
2006	63.9%	36.1%	32.7%	53.6%	13.7%	19.4%	80.6%
2007	62.8%	37.2%	29.4%	56.4%	14.2%	21.6%	78.4%
2008	60.9%	39.1%	27.6%	59.7%	12.7%	22.3%	77.7%
2009	61.8%	38.2%	27.9%	60.4%	11.8%	22.5%	77.5%
2010	61.0%	39.0%	28.5%	58.3%	13.2%	22.1%	77.9%
2011	60.6%	39.4%	26.3%	60.6%	13.1%	20.5%	79.5%
2012	61.2%	38.8%	24.0%	63.0%	13.0%	19.4%	80.6%
2013	59.1%	40.9%	23.3%	62.7%	14.0%	19.8%	80.2%
2014	56.6%	43.4%	24.1%	62.7%	13.2%	21.7%	78.3%
2015	56.7%	43.3%	23.2%	63.6%	13.2%	20.8%	79.2%
2016	56.7%	43.3%	22.1%	63.1%	14.8%	19.5%	80.5%
2017	56.9%	43.1%	21.2%	63.8%	15.0%	19.8%	80.2%
2018	57.0%	43.0%	20.8%	64.2%	15.0%	20.4%	79.6%

Notas. Todas las columnas se refieren al promedio no ponderado de los cálculos nacionales. Basado en la disponibilidad de encuestas a hogares, los promedios latinoamericanos se calcularon para 2003-2018.

Fuente. Elaboración propia basada en microdatos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.4: Estadísticas resumen para trabajadores que ganan por debajo del salario mínimo

	Gender		Education			Age	
	Men	Women	Low-skilled	Med-skilled	High-skilled	Young	25-60 years old
2003	63.2%	36.8%	39.5%	52.4%	8.1%	23.6%	76.4%
2004	62.5%	37.5%	38.8%	52.8%	8.4%	24.1%	75.9%
2005	63.9%	36.1%	40.0%	50.8%	9.1%	26.5%	73.5%
2006	65.6%	34.4%	33.2%	57.7%	9.1%	23.6%	76.4%
2007	63.3%	36.7%	33.0%	57.3%	9.7%	21.5%	78.5%
2008	62.1%	37.9%	32.2%	56.9%	10.9%	21.5%	78.5%
2009	62.7%	37.3%	33.4%	56.8%	9.9%	21.2%	78.8%
2010	62.9%	37.1%	33.4%	57.2%	9.4%	21.4%	78.6%
2011	59.5%	40.5%	34.2%	55.5%	10.2%	21.5%	78.5%
2012	57.9%	42.1%	33.6%	55.8%	10.6%	19.6%	80.4%
2013	58.8%	41.2%	31.3%	58.1%	10.6%	20.9%	79.1%
2014	57.8%	42.2%	29.5%	60.5%	10.0%	22.4%	77.6%
2015	59.4%	40.6%	27.9%	60.4%	11.7%	20.5%	79.5%
2016	60.6%	39.4%	25.5%	60.9%	13.6%	19.0%	81.0%
2017	59.3%	40.7%	24.1%	63.1%	12.9%	18.8%	81.2%
2018	58.6%	41.4%	23.8%	64.0%	12.2%	19.6%	80.4%

Notas. Todas las columnas refieren al promedio no ponderado de los cálculos nacionales. Basado en la disponibilidad de encuestas a hogares, los promedios latinoamericanos se calcularon para 2003-2018.

Fuente. Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.5: Estadísticas resumen para trabajadores que ganan por encima del salario mínimo

	Gender		Education			Age	
	Men	Women	Low-skilled	Med-skilled	High-skilled	Young	25-60 years old
2003	69.6%	30.4%	21.6%	47.2%	31.2%	13.9%	86.1%
2004	69.5%	30.5%	20.7%	47.3%	32.0%	12.9%	87.1%
2005	70.2%	29.8%	19.3%	48.2%	32.5%	12.5%	87.5%
2006	69.3%	30.7%	17.9%	48.6%	33.5%	12.6%	87.4%
2007	69.8%	30.2%	17.7%	49.1%	33.1%	13.2%	86.8%
2008	68.0%	32.0%	16.5%	47.9%	35.6%	13.2%	86.8%
2009	67.4%	32.6%	15.5%	48.7%	35.9%	12.8%	87.2%
2010	67.7%	32.3%	15.2%	49.5%	35.3%	12.1%	87.9%
2011	67.1%	32.9%	14.4%	49.9%	35.7%	12.8%	87.2%
2012	67.1%	32.9%	14.7%	49.4%	35.9%	12.8%	87.2%
2013	66.4%	33.6%	13.7%	49.6%	36.8%	12.6%	87.4%
2014	66.5%	33.5%	13.6%	50.0%	36.3%	12.3%	87.7%
2015	65.9%	34.1%	13.1%	50.8%	36.2%	11.4%	88.6%
2016	65.1%	34.9%	12.1%	49.4%	38.5%	10.9%	89.1%
2017	64.9%	35.1%	11.4%	48.9%	39.8%	10.5%	89.5%
2018	62.5%	37.5%	13.3%	54.5%	32.3%	13.2%	86.8%

Notas. Todas las columnas se refieren al promedio no ponderado de los cálculos nacionales. Basado en la disponibilidad de encuestas a hogares, los promedios latinoamericanos se calcularon para 2003-2018.

Fuente. Elaboración propia basada en microdatos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.6: Relación de OLS entre $\log(p) - \log(p_{ref})$ y $\log(min.wage) - \log(p_{ref})$ para percentiles seleccionados de la distribución salarial de los trabajadores formales

	Panel A - reference $p(50)$		Panel B - reference $p(90)$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$p(10)$	0.221*** (0.037)	0.224*** (0.040)	0.602*** (0.043)	0.598*** (0.037)
$p(25)$	0.167*** (0.021)	0.184*** (0.024)	0.554*** (0.033)	0.567*** (0.027)
$p(40)$	0.069*** (0.010)	0.082*** (0.013)	0.496*** (0.033)	0.512*** (0.027)
$p(75)$	-0.024 (0.018)	-0.040* (0.023)	0.254*** (0.022)	0.266*** (0.019)
$p(80)$	-0.022 (0.020)	-0.051* (0.028)	0.191*** (0.019)	0.199*** (0.018)
$p(95)$	-0.056 (0.042)	-0.137*** (0.049)	-0.046*** (0.015)	-0.042** (0.016)
Observations	1,909	1,909	1,909	1,909
Region FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Region trends	No	Linear	No	Linear
Country trend	No	No	No	No

Notas. Se consideran trabajadores formales durante el período 2001-2018 (con algunas brechas dependiendo de la disponibilidad de encuestas nacionales de hogares). Las regresiones no están ponderadas. En las regresiones de las Columnas (1) y (2), la variable dependiente es $\log(p) - \log(p50)$ donde p es el salario del percentil indicado. Las estimaciones son los efectos marginales de $\log(minwage) - \log(p50)$, evaluados en su promedio (ponderado por horas) a lo largo de las regiones y los años. En las regresiones de las Columnas (3) y (4), la variable dependiente es $\log(p) - \log(p90)$ donde p es el salario del percentil indicado. Las estimaciones son los efectos marginales de $\log(minwage) - \log(p90)$, evaluados en su promedio (ponderado por horas) a lo largo de las regiones y los años. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente. Elaboración propia basada en datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Cuadro A1.7: Relación 2SLS entre $\log(p) - \log(p_{ref})$ y $\log(min.wage) - \log(p_{ref})$ para percentiles seleccionados de la distribución salarial de los trabajadores formales

	Panel A - reference $p(50)$		Panel B - reference $p(90)$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$p(10)$	0.123*** (0.036)	0.122*** (0.036)	0.268*** (0.040)	0.252*** (0.040)
$p(25)$	0.082*** (0.019)	0.082*** (0.019)	0.214*** (0.030)	0.205*** (0.029)
$p(40)$	0.035*** (0.011)	0.035*** (0.012)	0.167*** (0.027)	0.163*** (0.027)
$p(75)$	-0.088*** (0.019)	-0.087*** (0.019)	0.073*** (0.018)	0.076*** (0.017)
$p(80)$	-0.117*** (0.024)	-0.117*** (0.025)	0.051*** (0.018)	0.054*** (0.017)
$p(95)$	-0.219*** (0.041)	-0.218*** (0.040)	-0.025 (0.017)	-0.030* (0.016)
Observations	1,909	1,909	1,909	1,909
F-stat	49.01	34.27	24.72	25.05
Region FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No	No
Region trends	Quadratic	No	Quadratic	No
Country trend	No	Linear	No	Linear

Notas. Se consideran trabajadores formales durante el período 2001-2018 (con algunas brechas dependiendo de la disponibilidad de encuestas nacionales a hogares). Las regresiones no están ponderadas. En las regresiones de las Columnas (1) y (2), la variable dependiente es $\log(p) - \log(p50)$ donde p es el salario del percentil indicado. Las estimaciones son los efectos marginales de $\log(minwage) - \log(p50)$, evaluados en su promedio (ponderado por horas) a lo largo de las regiones y los años. En las regresiones de las Columnas (3) y (4), la variable dependiente es $\log(p) - \log(p90)$ donde p es el salario del percentil indicado. Las estimaciones son los efectos marginales de $\log(minwage) - \log(p90)$, evaluados en su promedio ponderado por horas a lo largo de las regiones y los años. Para las especificaciones 2SLS, el salario mínimo efectivo y su cuadrado están instrumentados por el logaritmo del salario mínimo, el cuadrado del logaritmo del salario mínimo, y el logaritmo del salario mínimo interactuado con el logaritmo real medio promedio para el estado durante la muestra. Errores estándar clusterizados a nivel de región entre paréntesis. Se muestran las estadísticas Kleibergen-Paap rk Wald F. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Aspectos institucionales del salario mínimo en los países analizados

Argentina tiene un salario mínimo nacional único establecido por un organismo tripartito que incluye representantes del gobierno, sindicatos laborales y organizaciones de empleadores. El aumento del salario mínimo se negocia entre todas las partes interesadas y se establece mensualmente, con ajustes que típicamente ocurren dos o tres veces al año. En años recientes, la frecuencia de los ajustes ha aumentado debido a la aceleración de la inflación.

Brasil tiene un salario mínimo nacional único establecido unilateralmente por el gobierno. Se establece mensualmente, con ajustes realizados en forma anual. No hay una regla explícita para determinar su nivel. Desde el año 2000, los estados de Brasil tienen permitido establecer pisos salariales más altos que el salario mínimo nacional, aunque en la práctica la referencia más relevante sigue siendo el salario mínimo establecido por el gobierno nacional (excepto para Río de Janeiro y Río Grande do Sul).

Chile tiene un salario mínimo nacional único que se aplica a individuos entre 18 y 65 años. Anualmente, el Congreso Nacional establece este salario en base a recomendaciones del Gobierno Central, alcanzadas en colaboración con empleadores y trabajadores. El salario mínimo se aplica a una remuneración mensual, y no hay una regla explícita para determinar su nivel.

Colombia tiene un salario mínimo nacional único que se acuerda entre el gobierno y los sindicatos laborales. En caso de desacuerdo, el Gobierno debe determinar el ajuste anual teniendo en cuenta parámetros como la meta de inflación para el año siguiente, la productividad, la contribución de los salarios al ingreso nacional, el aumento del producto interno bruto (PIB) y el índice de precios al consumidor (IPC).

En **México**, el salario mínimo legal se determina mediante un organismo tripartito compuesto por representantes del gobierno, sindicatos laborales y organizaciones de empleadores. Aunque el salario mínimo es uniforme en todos los sectores, varía según el área geográfica. Durante el período bajo análisis, hubo varias modificaciones: hasta 2012, tres áreas geográficas operaban con diferentes niveles de salario mínimo; entre 2012 y 2015, dos de las tres áreas se unificaron; mientras que entre 2015 y 2018, se estableció un nivel común. Desde 2019, se ha introducido una nueva diferenciación basada en la proximidad a la frontera con los Estados

Unidos.

Finalmente, en **Perú**, hay un salario mínimo nacional único establecido por el Gobierno Central después de consultar con los principales sindicatos laborales y organizaciones de empleadores. Sin embargo, en caso de desacuerdo, el ajuste se establece unilateralmente por el Gobierno en función de diferentes variables económicas, incluida la inflación acumulada y la variación de la productividad multifactorial.

Capítulo 2

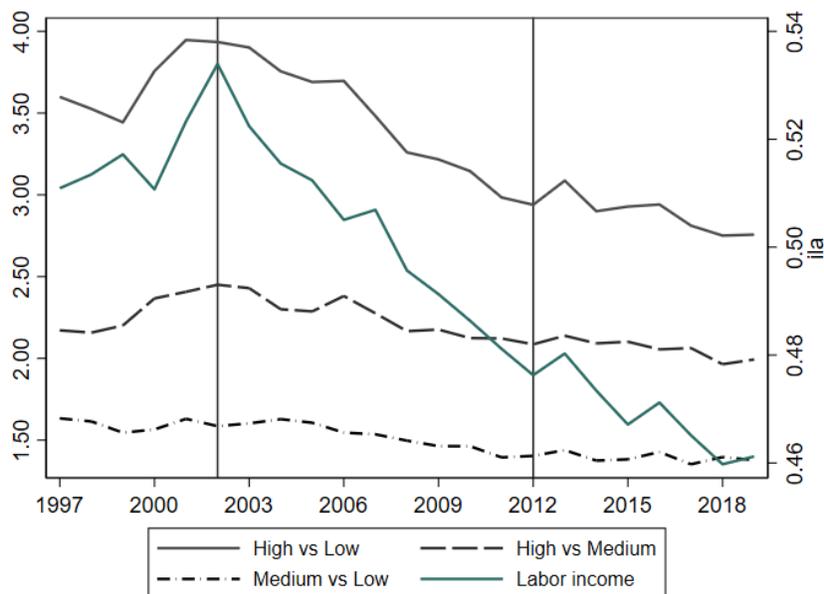
Primas Salariales por Calificación y Salario Mínimo: Evidencia para América Latina.

2.1. Introducción

En las últimas décadas América Latina ha experimentado marcados cambios en su dinámica distributiva. Luego de un aumento en los 90, la desigualdad de ingresos en la región cayó significativamente en los años 2000, y luego más moderadamente en los 2010 (Gasparini (2019)). En línea con una literatura iniciada en los países desarrollados (ej. Katz and Murphy (1992); Goldin and Katz (2009); Acemoglu and Autor (2011)), numerosos estudios para América Latina han subrayado la relevancia de las primas salariales por calificación como un factor importante para entender la dinámica de la desigualdad en el ingreso laboral, y en el ingreso total (Manacorda et al. (2010); Acosta et al. (2019)). La Figura 2.1 muestra que el comportamiento de las brechas salariales, particularmente entre trabajadores con calificación alta y calificación baja, es similar a la evolución del coeficiente de Gini del ingreso laboral. La dinámica de la desigualdad del ingreso total per cápita también es parecida, en parte dado que los ingresos laborales representan, en promedio, el 75% de los ingresos de los hogares captados en las encuestas de América Latina.

El modelo canónico del mercado laboral explica los cambios en las primas salariales en

Figura 2.1: Desigualdad salarial y brechas observadas por calificación.



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. En el eje vertical izquierdo se muestra la brecha salarial observada según grupos de calificación. “High” refiere a más de 13 años; “Medium” refiere a 9 a 13 años; mientras que “Low” refiere hasta 8 años. En el eje vertical derecho se muestra el coeficiente de Gini para los ingresos laborales.

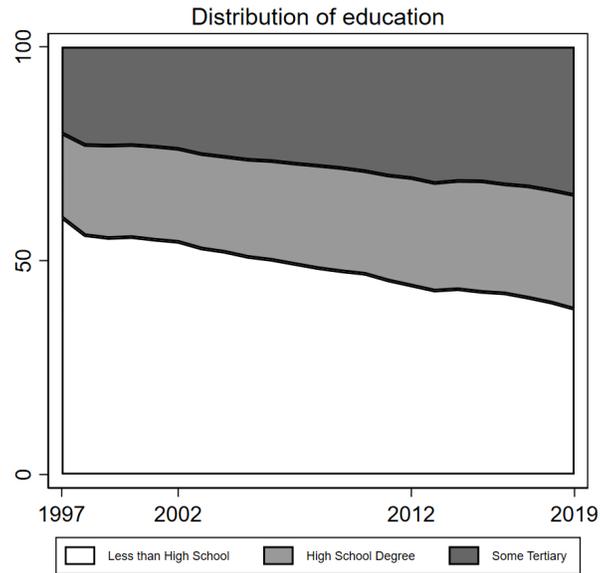
Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

función de cambios en la oferta y la demanda relativa de trabajadores diferenciados por su grado de calificación. En el caso de América Latina, los cambios en la oferta relativa de trabajo calificado han sido semejantes a lo largo del tiempo. En particular, la región ha experimentado una expansión educativa sostenida desde hace algunas décadas. La Figura 2.2 muestra la composición educativa de los individuos entre 21 a 55 años para toda la región durante el período 1997-2019. La proporción de trabajadores con calificación alta (educación terciaria completa o incompleta) aumentó 15 puntos porcentuales (pp), en conjunto con una expansión de la proporción de trabajadores con calificación media (educación secundaria completa) desde 7 pp. La contracara ha sido una reducción progresiva de la participación de los trabajadores con baja calificación. Estos patrones se observan en todos los países de la región¹.

Si bien la progresiva expansión educativa ciertamente puede ser un factor que ha con-

¹Ver Figura A2.1 del Anexo.

Figura 2.2: Estructura educativa en AL.



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

tribuido a moldear las primas salariales, difícilmente sea el único factor explicativo. Entre otras razones, la evolución de las primas salariales de la Figura 2.1 tiene mucha más acción que la que surgiría de un incremento a ritmo constante de la oferta relativa de calificados, documentado en la Figura 2.2.

Diversos estudios han buscado complementar las explicaciones sobre la dinámica de las brechas salariales a través del otro factor fundamental del modelo canónico: la demanda relativa de trabajo calificado. Por ejemplo, Acosta et al. (2019) sugieren que el fuerte crecimiento económico en los 2000, que generó una expansión de la demanda doméstica, puede haber implicado una mayor expansión del sector no transable respecto al transable. Si el sector no transable es más intensivo en mano de obra no calificada, la prima salarial por trabajo calificado podría haberse reducido. Gasparini (2019) argumenta que dentro del sector no transable, el mayor aumento de la demanda se produjo en productos y servicios con mano de obra de baja calificación, como el servicio doméstico y la construcción. Messina and Silva (2017) subrayan que la caída de la desigualdad en los 2000 fue más marcada en los países de América del Sur en comparación con el resto de la región, hecho que coincide con el mayor

aumento de la demanda doméstica que experimentaron esos países gracias al boom de los precios de las commodities.

La literatura empírica sobre las brechas salariales se mantiene activa al día de hoy, con estudios recientes que incorporan nuevas dimensiones al estudio de la prima salarial, como la estructura de mercado (Deb et al. (2024)) o la focalización en trabajadores jóvenes (Glitz and Wissmann (2021)), entre otros. Estos estudios ponen de manifiesto que existen otros factores además de la oferta y demanda relativa que pueden afectar directamente a la brecha salarial según calificación. Si nos alejamos de enfoques de mercados laborales puramente competitivos, aspectos vinculados al emparejamiento entre oferta y demanda que afectan la movilidad de trabajadores, la existencia de mercados laborales monopsónicos y las instituciones laborales surgen como determinantes relevantes en la configuración de los retornos salariales (Alejo and Casanova (2016)). Este trabajo se ubica en esta línea: incorporar a una institución laboral, el salario mínimo, como posible determinante de las primas salariales por calificación, con el objetivo de complementar estudios empíricos para América Latina que se centran únicamente en el rol de la oferta y la demanda relativas.

Estudiar el papel del salario mínimo en la determinación de las brechas salariales y su evolución es de especial relevancia al considerar que los países de América Latina han experimentado grandes cambios en los salarios mínimos nacionales durante las últimas décadas (Messina and Silva (2017)). Aunque la evidencia empírica al respecto todavía es limitada, hay una reciente literatura que sugiere que el incremento del salario mínimo que se produjo en la mayoría de los países desde la década de los 2000 parece haber contribuido a la reducción de las brechas salariales y la desigualdad de ingresos (Grau and Landerretche (2011); Ferreira et al. (2014); Maurizio and Vázquez (2016); Lombardo et al. (2024); Fernández and Messina (2018); Campos-González and Balcombe (2024); Murakami (2014); Gallego (2012) y Gindling and Robbins (2001)).

Este capítulo aporta a esa literatura creciente, a partir de una aplicación al caso de América Latina de la propuesta de Vogel (2023), quien extiende el modelo de Katz and Murphy (1992) para introducir el efecto del salario mínimo. Vogel (2023) realiza un análisis empírico para Estados Unidos, y sus resultados sugieren que si bien la oferta y demanda relativa jugaron un rol importante en la configuración de los retornos salariales a la educación,

los cambios en el salario mínimo fueron también muy relevantes para explicar la evolución de la prima salarial, y a través de este, la desigualdad de ingresos a nivel nacional y regional.

Este trabajo comienza por estimar las primas salariales y las ofertas relativas de trabajadores para distintos niveles de calificación, utilizando microdatos armonizados de encuesta de hogares para 14 países de América Latina. Los resultados sugieren una dinámica variable en el tiempo de la prima salarial entre trabajadores con y sin educación superior, que requiere una explicación que vaya más allá de una oferta relativa de trabajo calificado creciente y uniforme en el tiempo. Como segundo paso se estiman regresiones Two Way Fixed Effects (TWFE) de las primas salariales en un panel a nivel de país/año. Los resultados sugieren que aumentos del salario mínimo han estado significativamente asociados a reducciones en la prima salarial por calificación entre trabajadores con y sin educación superior. Esta asociación es más fuerte dentro del grupo de los trabajadores con más experiencia potencial.

Por su parte, el salario mínimo no parece haber estado significativamente asociado a variaciones en la prima salarial por calificación entre trabajadores con educación media y baja. Aunque es claro que estos resultados no tienen una interpretación causal, las correlaciones condicionales encontradas son útiles para contribuir al cuerpo de conocimientos que permitan descifrar el complejo impacto de uno de los instrumentos de política más relevantes - el salario mínimo - sobre resultados de importancia, como la estructura salarial y la desigualdad de ingresos.

El resto del documento se organiza de la siguiente forma. La sección 2.2 describe el modelo canónico estándar de oferta y demanda relativa, para luego presentar el modelo extendido sobre el que se basará el análisis. La sección 2.3 describe los datos y la estrategia empírica utilizada. Los resultados de las estimaciones de las primas salariales y las ofertas relativas se muestran en la sección 2.4, junto con el análisis sobre el rol que ha tenido el salario mínimo en las primas salariales por calificación. Finalmente, la sección 2.5 presenta las conclusiones.

2.2. Marco teórico

2.2.1. Modelo Canónico Estándar

Gran parte de la literatura sobre determinantes de primas salariales se basa en el trabajo pionero de Tinbergen (1975), quien propone un marco teórico para establecer el rol de los factores de oferta y demanda a la hora de explicar los cambios en los retornos salariales a la educación. Este marco fue formalizado por Katz and Murphy (1992), entre otros, quienes plantean un análisis simplificado considerando dos factores de producción: trabajadores calificados y trabajadores no calificados. La prima salarial por educación aumentaría cuando la demanda de trabajo calificado en relación al no calificado aumenta, mientras que se reduciría cuando la oferta relativa de trabajado calificado en relación al no calificado se incrementa.

En términos formales, el modelo asume una función de producción con una elasticidad de sustitución constante (CES por su sigla en inglés) y dos factores productivos: trabajadores calificados (S) y trabajadores no calificados (U).

$$Q_t = [A_t S_t^\rho + (1 - \lambda_t) U_t^\rho]^{1/\rho} \quad (1)$$

donde λ y ρ son parámetros asociados a la tecnología de producción. La elasticidad de sustitución entre ambos tipos de trabajo viene dada por $\sigma_{SU} = 1/(1 - \rho)$. En un marco de competencia perfecta donde los salarios se determinan por el valor de su productividad marginal, la ecuación 2.1 permite obtener formalmente el ratio entre el salario de trabajadores calificados y no calificados, denominado prima salarial (wage premium):

$$\log\left(\frac{w_{s,t}}{w_{u,t}}\right) = \log\left(\frac{\lambda_t}{1 - \lambda_t}\right) - \frac{1}{\sigma_{SU}} \log\left(\frac{S_t}{U_t}\right) \quad (2.2)$$

Esta ecuación es el soporte para una larga literatura que explora la dinámica de las brechas salariales usando regresiones simples de las primas como función de la oferta relativa de trabajo calificado, tendencias temporales y efectos fijos (como por ejemplo (Autor et al.; 2020), entre otros).

En el caso de América latina, varios autores han planteado la conveniencia de distinguir

no dos, sino tres tipos de calificación: baja, media y alta. Por ejemplo, Acosta et al. (2019) proponen dividir el grupo de no calificados (U) en dos nuevos grupos: aquellos que finalizaron la secundaria (H) respecto quienes la abandonaron (D). Formalmente, U podría escribirse como:

$$U_t = [\theta_t H_t^\eta + (1 - \theta_t) D_t^\eta]^{1/\eta} \quad (2.3)$$

Al igual que para el caso de calificados y no calificados, en este caso θ y η serían parámetros tecnológicos, mientras que H y D son la medida de la oferta de trabajo con calificación media (secundaria completa) y oferta de trabajo con calificación baja (secundaria incompleta). Para este caso, la elasticidad de sustitución entre ambos tipos de trabajo viene dada por $\sigma_{HD} = \frac{1}{1-\eta}$.

Análogamente al caso de trabajadores calificados y no calificados, la ecuación 2.3 permite plantear formalmente la prima salarial entre trabajadores con calificación media y baja.

$$\log\left(\frac{w_{H,t}}{w_{D,t}}\right) = \log\left(\frac{\theta_t}{1-\theta_t}\right) - \frac{1}{\sigma_{HD}} \log\left(\frac{H_t}{D_t}\right) \quad (2.4)$$

Un punto importante en este modelo teórico es que no es posible identificar directamente los cambios en la demanda relativa. En competencia perfecta, los salarios se determinan en la intersección entre la curva de oferta y demanda, por lo que cambios observados en los precios y cantidades no pueden ser distinguidos fácilmente de movimientos en la oferta o movimientos en la demanda. Katz and Murphy (1992), así como los estudios siguientes que se basan en el mismo tipo de análisis, consideran a los cambios en los salarios observados para trabajadores calificados y no trabajadores como cambios en los precios de equilibrio, y a los cambios en el número de ambos tipos de trabajadores como aproximaciones a los cambios en la oferta relativa. Como consecuencia de lo anterior, esos trabajos estiman los cambios en la demanda relativa en forma residual, de tal forma que sean consistentes con la prima salarial y la oferta relativa que se observa en cada momento del tiempo, dado un valor de elasticidad de sustitución fijo.

A diferencia de la evidencia empírica disponible hasta ahora para América Latina, este paper se aleja del modelo canónico estándar que considera mercados laborales competitivos con equilibrio entre oferta y demanda, y reconoce la existencia de instituciones laborales como

determinantes de los cambios que pueden observarse en los premios salariales. En particular, se sigue el modelo de Vogel (2023) para incorporar al salario mínimo en el análisis; que se discute en la subsección siguiente.

2.2.2. Salario Mínimo y el Modelo Canónico Extendido

Vogel (2023) extiende el modelo de Katz and Murphy (1992) para introducir el efecto del salario mínimo y realiza un análisis empírico para Estados Unidos para el período 1963-2017. En lo que sigue, se discute brevemente el modelo de Vogel (2023), focalizando solo en los aspectos relevantes para este análisis y adaptando la notación a la de este trabajo.

Vogel (2023) plantea un modelo en tiempo discreto, con trabajadores que viven infinitamente. En cada período, los trabajadores de cada calificación que están empleados enfrentan probabilidades exógenas de separación y de encontrar una firma nueva, mientras que los trabajadores desempleados enfrentan una probabilidad exógena de encontrar una firma. Las probabilidades son distintas para cada nivel de calificación y los salarios se determinan mediante negociaciones del tipo Nash. Adicionalmente, se asume que para las firmas siempre es rentable contratar trabajadores al salario mínimo (mw). En el estado estacionario cada calificación tiene una escalera de salarios que comienza con el salario mínimo y continúa en función de la productividad marginal de los trabajadores y su poder de negociación.

Vogel (2023) demuestra que en un modelo estático el salario promedio de cada calificación es un promedio ponderado del salario mínimo y el valor del producto marginal. Si se supone que existen dos tipos de calificaciones, s y u , es posible demostrar que la elasticidad de la prima salarial entre estas dos calificaciones respecto al salario mínimo toma la siguiente forma:

$$\frac{d\left(\frac{\bar{w}_s}{\bar{w}_u}\right)}{d(mw)} = \sigma_s - \sigma_u \quad (2.5)$$

donde σ_s y σ_u representan la incidencia que tiene el salario mínimo en el grupo de trabajadores calificados y no calificados, respectivamente. De este modo, la elasticidad de la prima salarial por calificación frente a cambios en el salario mínimo es igual a la diferencia entre las incidencias que tiene el salario mínimo en cada grupo de trabajadores, que se denomina

bite. Formalmente, cada una de estas incidencias (σ_s y σ_u) se definen como:

$$\sigma_s = \frac{mw * shr_{s(mw)}}{\bar{w}_s}; \quad \sigma_u = \frac{mw * shr_{u(mw)}}{\bar{w}_u} \quad (2.6)$$

donde mw es el valor del salario mínimo; $shr_{s(mw)}$ y $shr_{u(mw)}$ es el porcentaje de trabajadores de cada calificación ($s; u$) que ganan alrededor del salario mínimo; y \bar{w}_s y \bar{w}_u son los salarios promedios de cada calificación^{2 3}. Dado lo anterior, el resultado central del modelo de Vogel (2023) que se utiliza en este trabajo es que el efecto directo que tiene un cambio en el salario mínimo sobre la prima salarial es igual a lo que se denomina *bite*, y éste queda definido como:

$$bite = \frac{mw * shr_{s(mw)}}{\bar{w}_s} - \frac{mw * shr_{u(mw)}}{\bar{w}_u} \quad (2.7)$$

Así, el *bite* es una medida de incidencia relativa que depende de dos componentes: (i) de la diferencia en el alcance del salario mínimo entre los grupos de calificación, medido como la diferencia en la participación en cada grupo de los trabajadores cuyo salario está en un entorno del salario mínimo (factor “alcance”); y (ii) de la diferencia en los niveles salariales entre esos grupos (factor “brecha salarial”). En valor absoluto, el *bite* será mayor cuanto mayor es $shr_{u(mw)}$ respecto de $shr_{s(mw)}$, y cuanto mayor es \bar{w}_s con respecto de \bar{w}_u .

2.3. Datos y estrategia empírica

2.3.1. Datos

Los datos principales de este trabajo provienen de las encuestas de hogares de los países de América Latina. En particular, se utilizan microdatos armonizados de encuestas de hogares, siguiendo el protocolo del proyecto SEDLAC (Socioeconomic Database for Latin American

²En este trabajo, el *share* de trabajadores considerados cercanos al salario mínimo se integra por quienes ganan dentro del entorno $[0,6 * mw; 1,1 * mw]$, esto es, al menos un 60% del SM y hasta un 10% adicional. Si bien la elección es ciertamente arbitraria, los resultados se mantienen incambiables frente a otros puntos de corte.

³A diferencia de Vogel (2023), no se incluye en el análisis las tasas de desempleo de cada calificación porque (i) las diferencias entre las calificaciones en cada país-año no son significativas y (ii) al realizar las estimaciones se incluyen controles de desempleo para ambas calificaciones, de modo que las elasticidades encontradas son netas de las diferencias en tasas de desempleo.

and the Caribbean), un proyecto conjunto entre el CEDLAS de la Universidad Nacional de La Plata y el Banco Mundial. Específicamente, el análisis se realiza para 14 países de América Latina: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay. Se utilizan 263 encuestas de hogares para el período 1997-2019, que permiten obtener microdatos laborales y educativos. El análisis se restringe a individuos entre 21 y 55 años, que viven en zonas urbanas. La variable central es el salario horario de la ocupación principal, expresado en PPP 2017.

Respecto a los datos de salario mínimo, se construyó una base de datos de salarios mínimos nacionales para los 14 países de la región anteriormente mencionados, que comprende el mismo período. Esta base de datos surge de combinar tres fuentes de información: i) datos de los institutos de estadísticas oficiales de cada país; ii) datos de CEPAL; iii) datos de OIT. Debido a que ninguna de ellas cubre la misma cantidad de años ni de países, y a que los datos publicados no siempre se refieren al mismo tipo de salario (nominal, real, índice, entre otros); una contribución adicional de este estudio es la compatibilización de dichas series para obtener una serie final de salarios mínimos reales a lo largo de todo el período para los países de América Latina ⁴.

2.3.2. Estrategia empírica

2.3.2.1. Cálculo del skill premium

Como es usual, este trabajo no utiliza ni las brechas salariales observadas (no condicionales) ni la oferta de trabajadores observada, sino que ambas series se estiman utilizando estrategias que van en línea con la literatura. Las primas salariales se construyen mediante ecuaciones de Mincer, utilizando los diferenciales por niveles educativos que surgen de estimaciones en las que se regresa el logaritmo de los salarios horarios respecto a dummies de niveles educativos, incluyendo además variables de experiencia potencial y controles regionales.

Los trabajadores se dividen en dos grupos según su nivel de calificación: trabajadores calificados y no calificados. Dentro de los trabajadores calificados se incluyen aquellos que tienen algún tipo de educación superior, sea completa o incompleta. El grupo restante de

⁴En algunos países (muchos de Centroamérica), los salarios mínimos que define el Gobierno son sectoriales. En los casos donde hay más de un salario mínimo oficial se utilizaron los mismos criterios que CEPAL

trabajadores son considerados trabajadores no calificados, es decir, todos aquellos que tienen primaria y secundaria, completa o incompleta.

La remuneración para cada tipo de factor productivo, por ejemplo, $\ln(w_{st})$, se obtiene de dicha regresión como un promedio ponderado de los retornos a la educación para cada uno de los niveles educativos que conforman ese factor productivo. Por ejemplo, para el grupo de calificados que son quienes tienen entre educación superior incompleta y educación superior completa, el $\ln(w_{st})$ se obtiene mediante un promedio ponderado de los retornos a la dummy de superior incompleta y la dummy de superior completa. Una vez obtenidos las remuneraciones para los distintos grupos de trabajadores según nivel de calificación, la prima salarial se obtiene simplemente como la diferencia entre dichas remuneraciones.

Específicamente, para cada año y para cada país, se estima la siguiente regresión:

$$\ln(w_{it}) = \alpha + \beta_{\text{supc}}D_{\text{supc}} + \beta_{\text{supi}}D_{\text{supi}} + \beta_{\text{secc}}D_{\text{secc}} + \beta_{\text{seci}}D_{\text{seci}} + \beta_{\text{pric}}D_{\text{pric}} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2.8)$$

donde w_{it} es el salario del trabajador i en el momento t , D son dummies que indican el nivel educativo (superior completo, superior incompleto, secundaria completa, secundaria incompleta, primaria completa y primaria incompleta como categoría omitida), mientras que X es un vector de covariables asociadas a experiencia potencial y región de residencia. En base a Manacorda et al. (2010) y Acosta et al. (2019), la regresión para computar las primas por calificación se realiza para una muestra únicamente de hombres para controlar por posibles efectos del incremento significativo de la participación laboral femenina durante el período analizado.

Considerando que el grupo S (calificados) incluye a quienes tienen educación superior completa (*supc*) y educación superior incompleta (*supi*); y que el grupo U (no calificados U) incluye a quienes tienen secundaria completa (*secc*), secundaria incompleta (*seci*), primaria completa (*pric*) y primaria incompleta (*prii*) que es la categoría omitida; el skill premium entre trabajo calificado (S) y trabajo no calificado (U) queda definido como:

$$\ln\left(\frac{w_{st}}{w_{ut}}\right) = [\gamma_{\text{supcS}}\beta_{\text{supct}} + \gamma_{\text{supiS}}\beta_{\text{supit}}] - [\gamma_{\text{seccU}}\beta_{\text{secct}} + \gamma_{\text{seciU}}\beta_{\text{secit}} + \gamma_{\text{pricU}}\beta_{\text{prict}}] \quad (2.9)$$

donde β_{it} es el coeficiente asociado al nivel educativo i en la ecuación de Mincer del año t , mientras que γ_{iS} y γ_{iU} refieren al ponderador de cada nivel educativo dentro del grupo de calificación correspondiente. A modo de ejemplo, $\gamma_{\text{supcS}} = \frac{E_{\text{supc}}}{E_S}$, esto es, la proporción de individuos con educación superior completa dentro del total de trabajadores calificados (grupo S); mientras que, por ejemplo, $\gamma_{\text{seciU}} = \frac{E_{\text{seci}}}{E_U}$ sería la proporción de individuos con secundaria incompleta dentro del total de trabajadores no calificados (grupo U). A diferencia de los coeficientes β_{it} , estos ponderadores γ_i son invariantes en el tiempo, por lo que se toma un promedio de todos los años disponibles para cada país.

Tomando en cuenta que para los países de América Latina los trabajadores sin educación superior (es decir, el grupo U) representan gran parte de la fuerza laboral, el análisis no se realiza únicamente comparando el grupo S con U, sino que el grupo de educación U se particiona en dos sub-grupos de trabajadores no calificados: i) trabajadores de calificación media (grupo H) que son quienes poseen educación secundaria completa; ii) trabajadores con baja calificación (grupo D) que son quienes poseen hasta educación secundaria incompleta. El skill premium entre trabajadores con calificación media (H) y baja (D) que pertenecen al grupo general de trabajadores no calificados, se obtiene de forma análoga:

$$\ln\left(\frac{w_{Ht}}{w_{Dt}}\right) = [\beta_{\text{secct}}] - [\gamma_{\text{seciU}}\beta_{\text{secit}} + \gamma_{\text{pricU}}\beta_{\text{prict}}] \quad (7) \quad (2.10)$$

2.3.2.2. Cálculo de la oferta relativa

Respecto al cómputo de la oferta relativa de trabajo calificado y no calificado, se utiliza a la población en edad de trabajar (PET) de cada nivel educativo ⁵. Esto implica computar para cada país y para cada año, el total de individuos que pertenecen a la PET que tienen educación superior incompleta o completa para definir la oferta de trabajo calificado, y el

⁵Los resultados a lo largo del trabajo son robustos al cálculo de la oferta relativa utilizando la PEA, cantidad de ocupados u horas trabajadas.

total de personas que pertenecen a la PET que tienen entre primaria incompleta y secundaria completa para calcular la oferta de trabajo no calificado.

Una vez obtenidos el número total de individuos en cada grupo de calificación, estos cálculos se ajustan por unidades de eficiencia para obtener finalmente la “oferta relativa ajustada por unidades de eficiencia”⁶. El ajuste por unidades de eficiencia (UE) busca reponderar a la cantidad de individuos en cada tipo de calificación por su diferencial de productividad, entendiendo que no todos los trabajadores poseen la misma productividad sino que ésta varía, entre otras cosas, por sus niveles educativos. Así, se utiliza el diferencial salarial entre los distintos tipos de trabajadores para calcular las unidades de eficiencia y recalculan la oferta relativa. Específicamente, i) se divide a la PET en 24 celdas en función del género, cuatro grupos de educación y tres grupos de experiencia; ii) para cada una de estas celdas, se calcula el salario promedio a lo largo de los años respecto; iii) se computa un salario relativo definido como el ratio del salario promedio de cada una de las celdas respecto al salario promedio de la celda más numerosa; iv) se utilizan esos salarios relativos como ponderadores para expandir la cantidad de individuos en la PET de cada una de las celdas y expresarlas en términos de unidades de eficiencia; v) una vez obtenida la PET ajustada por unidades de eficiencia de cada una de las 24 celdas (subgrupos de población), se agrega la oferta ajustada por UE de cada celda según nivel de calificación para obtener la oferta relativa ajustada por eficiencia de los grupos S y U, y de los grupos H y D⁷.

Si se considera el modelo canónico estándar de oferta y demanda, al tratarse de equilibrio en competencia perfecta del mercado laboral, una vez que se obtienen los salarios relativos y la oferta relativa, la demanda quedaría determinada en forma residual. El modelo de Vogel (2023) presentado en la sección 2.2 extiende el modelo canónico de oferta y demanda a un modelo donde existen instituciones laborales como el salario mínimo. Bajo este marco, la evolución del skill premium que no logra ser explicada por la oferta relativa no queda inmediatamente asociada solo a la demanda, sino a factores tanto de demanda como institu-

⁶De aquí en adelante se menciona únicamente el término de oferta relativa, sin la aclaración del ajuste por unidades de eficiencia

⁷A modo de ejemplo, para obtener la oferta ajustada por UE de los trabajadores calificados, se suma la PET ajustada por UE de las siguientes 12 celdas: 6 celdas con educación superior completa: $H_{E1supc} + H_{E2supc} + H_{E3supc} + M_{E1supc} + M_{E2supc} + M_{E3supc}$ y 6 celdas con educación superior incompleta: $H_{E1supi} + H_{E2supi} + H_{E3supi} + M_{E1supi} + M_{E2supi} + M_{E3supi}$ donde H,M son las celdas de hombres y mujeres; y E1,E2 y E3 son los tres grupos de experiencia.

cionales.

2.3.2.3. Estimación del rol del salario mínimo

El modelo canónico extendido de Vogel (2023) presentado en la sección 2.2 permite estimar la siguiente ecuación para analizar la contribución del salario mínimo a la prima salarial:

$$\log\left(\frac{w_{Sct}}{w_{Uct}}\right) = \alpha + \beta \log(MW_{ct}) + \gamma \log\left(\frac{supply_{Sct}}{supply_{Uct}}\right) + \delta_{ct} + \tau_c + \lambda_t + \epsilon_{ct} \quad (2.11)$$

donde la variable dependiente $\log\left(\frac{w_{Sct}}{w_{Uct}}\right)$ refiere a la prima salarial estimada para el país c y año t . Por su parte, $\log\left(\frac{supply_{Sct}}{supply_{Uct}}\right)$ refiere a la oferta relativa de trabajo calificado respecto al no calificado para el país c y año t , mientras que $\log(MW_{ct})$ es el logaritmo del salario mínimo nacional que corresponde al país c y año t . Se incorporan efectos fijos a nivel país que controlan por heterogeneidades inobservables invariantes en el tiempo y efectos fijos a nivel año que controlan por factores de demanda específicos a cada año.

Los efectos fijos temporales pueden ser útiles para captar los factores asociados a la demanda si se entiende que los cambios en la demanda relativa son relativamente estables a lo largo del tiempo. Sin embargo, tal como plantean Acosta et al. (2019), en los países latinoamericanos coexisten factores asociados a tendencias más estables como el cambio tecnológico junto con shocks macroeconómicos frecuentes, variaciones de políticas que modifican los precios relativos de los factores de producción, cambios en la apertura al comercio internacional, entre otros. Por ese motivo, se incluye un vector de controles X_{ct} que incluye el PBI per cápita, los términos de intercambio para cada país en cada año, y el ratio de desempleo entre grupos de calificación, como forma de aproximarse a los cambios de demanda. Debido a que el objetivo del trabajo es evaluar el rol que ha tenido el salario mínimo en la evolución de la prima salarial, el parámetro central de interés es β .

Es importante reconocer que las estimaciones se refieren a una forma reducida, lo que implica que puedan existir posibles problemas de endogeneidad por simultaneidad y existencia de shocks comunes que afectan tanto a la prima salarial por calificación, como a la oferta relativa, la demanda y las políticas laborales como el salario mínimo. Los resultados deben entonces tomarse como correlaciones condicionadas sugestivas, pero no como prueba

contundente de una relación causal.

2.4. Resultados

2.4.1. Evolución del skill premium y la oferta relativa

Tal como se mencionó en la sección 2.3, se estiman las primas salariales entre trabajadores con distintos niveles de calificación mediante ecuaciones de Mincer. La Figura 2.3 muestra los resultados para la comparación más relevante: trabajados calificados y no calificados. La evolución del skill premium y la oferta relativa promedio entre los 14 países analizados para el grupo S/U sugiere el siguiente patrón: leve aumento durante los años 90, importante caída durante los años 2000s, y posterior desaceleración desde el 2012 en adelante. La suba del promedio regional entre 1997-2002 es de 5.5% lo que implica un incremento promedio anual de 1.1%. En la década siguiente, la caída es de 16.1%, que se traduce en una reducción promedio anual de 1.6%; mientras que la desaceleración de los 2010 implica una caída del 6.3%, con un promedio anual de 0.9%⁸.

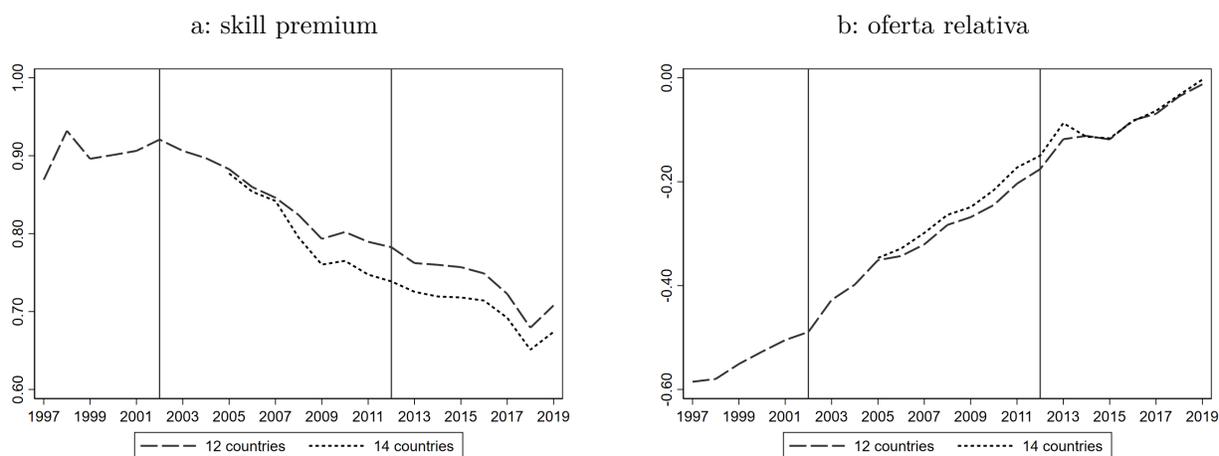
El patrón de aumento, reducción y desaceleración es común a la gran mayoría de los países, tal como se muestra en los mapas de la Figura 2.4 y en la Tabla A2.1⁹. Respecto al primer período (1997-2002), la prima por calificación aumenta en todos los países excepto en Honduras, México, Chile, Paraguay y Uruguay, con aumentos anuales promedio que oscilan entre 1.2% a 4.2%. En los años 2000, la evolución de la prima por calificación revierte su suba. Esta disminución se produce en 12 de los 14 países analizados, con variaciones que oscilan entre 0.5% y 4% anual. La prima por calificación continúa cayendo en la década siguiente, aunque con cierta desaceleración, donde los promedios anuales de los países varían entre 0.5% y 2.5%.

En lo que refiere a la oferta relativa, el panel B de la Figura 2.3 muestra un crecimiento sostenido durante los tres períodos analizados, con un incremento promedio anual de 3.5%. Esto se evidencia en todos los países de la región, con excepción de Chile, Costa Rica y

⁸Estos cálculos surgen de considerar al grupo de 14 países para computar el promedio, extrapolando las variaciones promedio regionales para los años donde los países no tienen información disponible.

⁹Para aquellos países donde no se dispone de encuesta de hogares en alguno de los años, se utiliza el valor imputado mediante extrapolaciones de las variaciones promedio regionales.

Figura 2.3: Skill premium y oferta relativa para trabajadores calificados y no calificados



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “12 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay, ya que son los países que presentan series más completas para todo el período. “14 países” incluye también Bolivia y Ecuador.

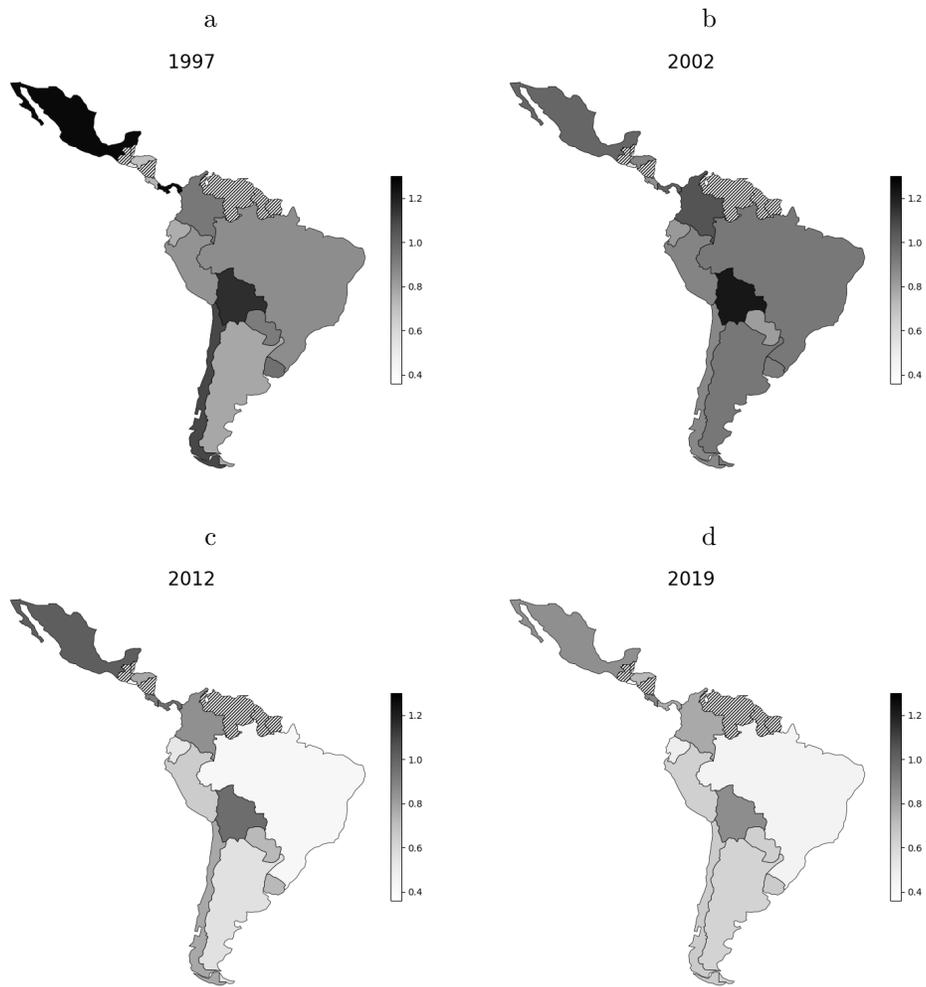
Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

Ecuador, tal como se muestra en la Tabla A2.1.

La evidencia presentada hasta acá indica un patrón cambiante de la prima salarial (aumento, reducción y posterior desaceleración) junto a una tendencia bastante uniforme de la oferta relativa de calificados. Esta combinación sugiere la presencia de otros factores explicativos más allá de los cambios en la oferta. Bajo el modelo canónico tradicional, los cambios de la prima salarial que no logran ser explicados por cambios en la oferta relativa de trabajadores calificados se asignan en forma residual a cambios en la demanda relativa de trabajadores calificados. Sin embargo, en un contexto donde el mercado laboral no se comporta en forma competitiva, las instituciones laborales podrían ser factores determinantes de la configuración de la dispersión salarial. La próxima sección analiza esta posibilidad en el marco del modelo de Vogel (2023).

Antes de pasar a este punto, se presenta la evidencia sobre la relación entre el grupo H y el grupo D, es decir, trabajadores con educación media y educación baja. El Gráfico 2.5 ilustra el skill premium medido en puntos logarítmicos. La evidencia sugiere una caída a lo largo de todo el período, con algunas diferencias de intensidad entre subperíodos. Estos resultados se evidencian en todos los países de la región, tal como se indica en la Tabla A2.2 del Anexo.

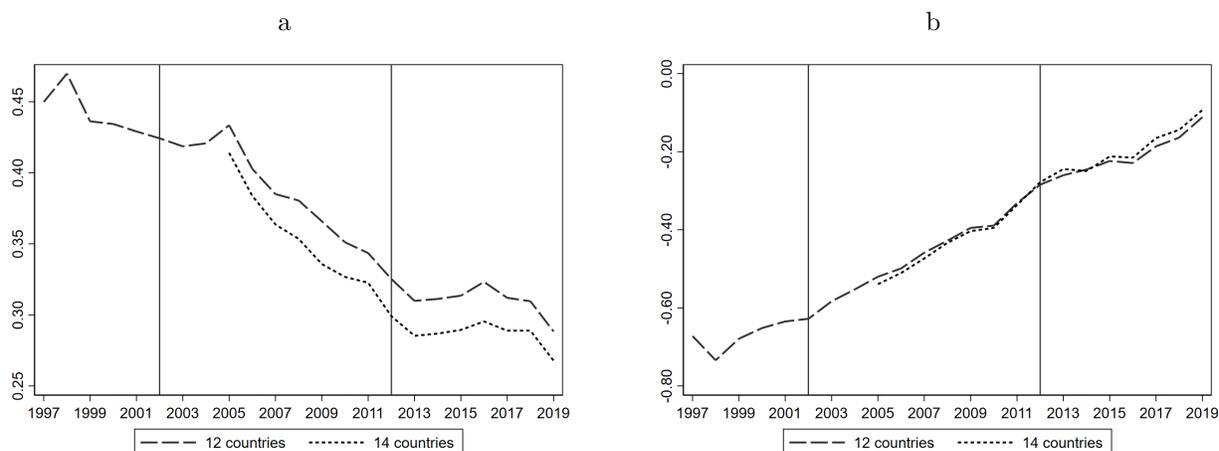
Figura 2.4: Skill premium para calificados y no calificados. Evolución por países.



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

Respecto a la evolución de la oferta de trabajadores con calificación media en relación a la oferta de trabajadores con calificación baja (panel derecho), se observa un aumento constante y uniforme en todos los años analizados.

Figura 2.5: Skill premium y oferta relativa para trabajadores con calificación media y calificación baja



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “12 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay, ya que son los países que presentan series más completas para todo el período. “14 países” incluye también Bolivia y Ecuador.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

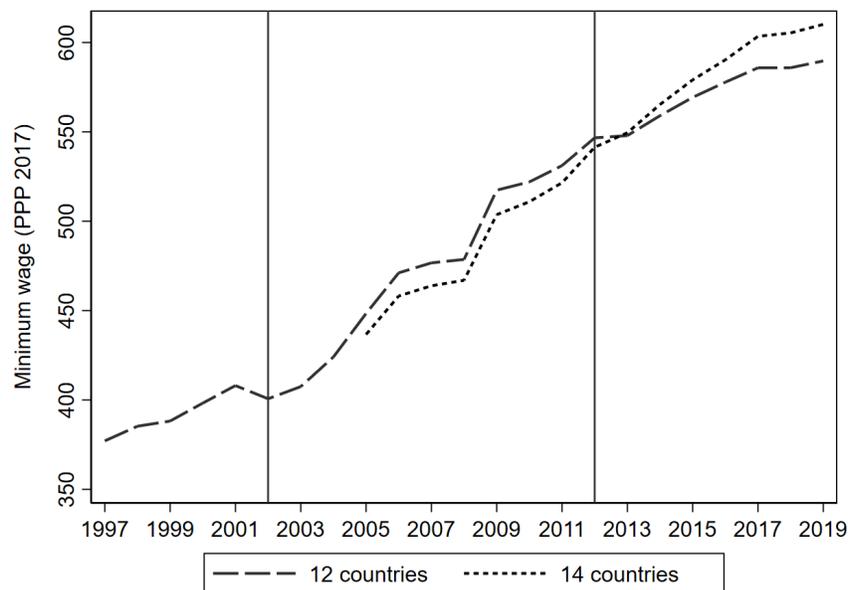
2.4.2. Skill Premium y Salario Mínimo

En los últimos 20 años, la gran mayoría de las economías latinoamericanas experimentaron expansiones en los niveles de salario mínimo, particularmente en la década de los 2000. La Figura 2.6 muestra la evolución del salario mínimo real durante el período analizado para 14 países de la región. Después de un período de casi estancamiento en la década de 1990, el SM creció fuertemente durante la década de 2000 con una posterior desaceleración de su aumento en la década de los 2010. Considerando un promedio no ponderado para toda la región, el salario mínimo real tuvo un crecimiento acumulado de 1.8% entre 1992 y 2002; un aumento del 29.4% entre 2003 y 2012, y luego una suba de 11.9% hasta el 2019.

Si se compara la evolución del salario mínimo con la evolución del premio salarial entre calificados y no calificados presentada anteriormente, se observa que ambas series evolucionan

en forma contraria desde los 2000 en adelante. En particular, durante el período 2002-2012 el salario mínimo aumenta considerablemente (con un promedio regional anual de 3.9%), a la par de la reducción del premio salarial. Posteriormente, ambas series desaceleran este crecimiento: el skill premium, que aumentaba a una tasa promedio anual de 2%, ahora lo hace cercano al 1.3%, mientras que el SM que aumentaba a 3.6%, ahora su tasa se reduce a 1.8%. La Figura 2.7 complementa el argumento anterior: existe una fuerte correlación negativa entre los cambios en el salario mínimo y los cambios en el premio salarial para prácticamente todos los países analizados.

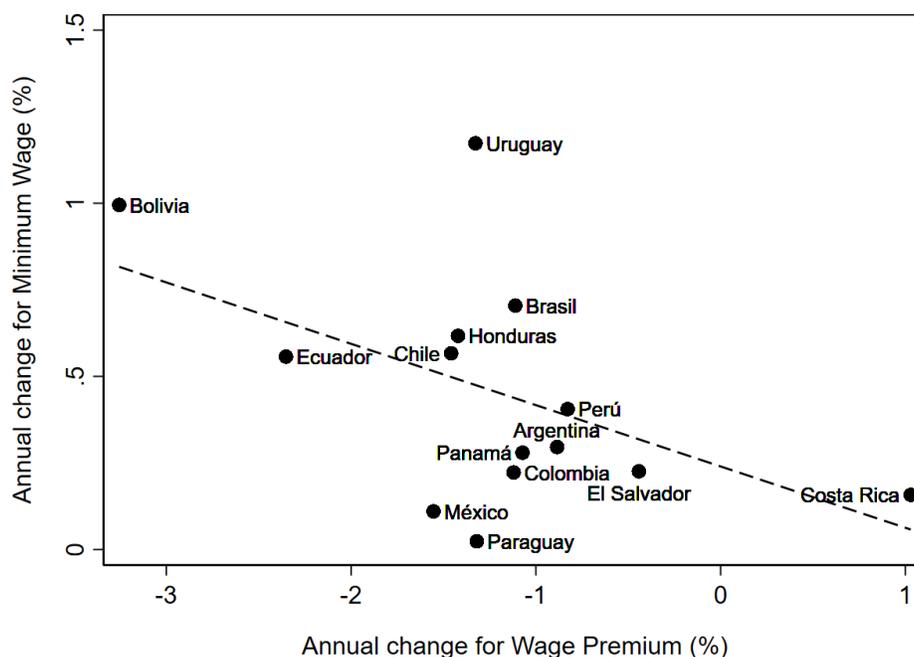
Figura 2.6: Salario Mínimo Real. 1997-2019



Notas. Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “12 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay, ya que son los países que presentan series más completas para todo el período. “14 países” incluye también Bolivia y Ecuador.

Fuente: Elaboración propia en base a datos combinados de Instituto de Estadísticas Oficiales, OIT, CEPAL

Figura 2.7: Correlación entre salario mínimo y skill premium entre calificados y no calificados. 2002-2019



Notas. En el eje horizontal se muestra la variación anual del skill premium para cada país durante 2002-2019. El eje vertical refleja la variación anual del salario mínimo.

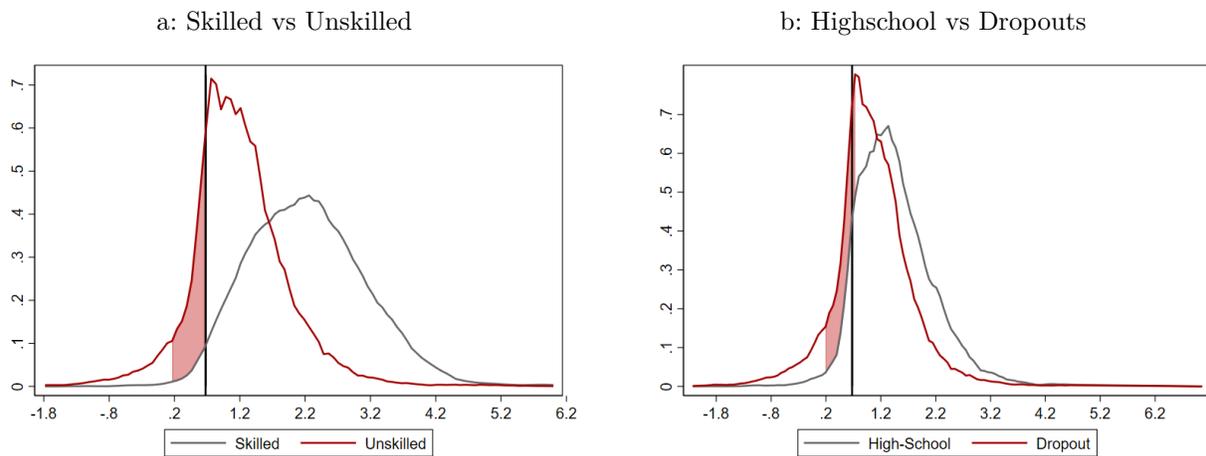
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

Como indica la ecuación 2.7, derivada del modelo de Vogel (2023), el efecto del salario mínimo sobre el premio salarial puede dividirse en dos componentes: (i) las diferencias, entre calificaciones, del porcentaje de trabajadores que ganan cerca del salario mínimo (factor alcance); y (ii) la diferencia de niveles salariales entre grupos de calificación (factor brecha salarial). La combinación de estos dos elementos definen el *bite*, esto es, una medida de incidencia relativa del SM entre grupos de trabajadores con distinta calificación. En lo que sigue, se muestra evidencia descriptiva de los dos componentes del *bite*.

A modo de ilustración, se presenta el caso de Brasil 2012, aunque esta dinámica se repite en el resto de los países como se documenta en las figuras A2.4 y A2.5 del Anexo. La Figura 2.8 muestra las densidades de las distribuciones de salarios para trabajadores calificados y no calificados (panel a) y para trabajadores con calificación media y baja (panel b). El área pintada ilustra la diferencia en el *share* de trabajadores que ganan en un entorno del salario

mínimo para cada par de calificaciones, lo que se corresponde con el efecto “alcance”. En ambos casos, el hecho de que el *share* de la calificación más baja sea menor indica que el salario mínimo debería tener un efecto negativo en el skill premium, pues alcanza directamente a una proporción mayor de los trabajadores relativamente menos calificados. Adicionalmente, como la diferencia en *shares* entre trabajadores calificados y no calificados es mayor que entre trabajadores de calificación media y baja, al menos mediante el efecto “alcance”, el *bite* del salario mínimo debería ser de mayor magnitud (en valor absoluto) en el skill premium del primer caso.

Figura 2.8: Distribuciones salariales por calificación para Brasil en 2012



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

Analizar las distribuciones salariales también permite distinguir el componente “brecha salarial”. La Figura 2.8 muestra que en ambos casos, el nivel salarial de la calificación más alta es mayor, lo cual contribuye a un *bite* del salario mínimo negativo. El panel (a) muestra que el salario promedio de los trabajadores calificados es mayor al de los trabajadores no calificados, de modo que un mismo incremento en el salario mínimo debería tener un efecto proporcionalmente mayor en la remuneración del último grupo, reduciendo así el premio salarial. Si bien lo mismo ocurre en el panel (b) para trabajadores de calificación media y baja, como las diferencias salariales son menores, el *bite* debería ser menor. En resumen, para el caso particular de Brasil 2012, las distribuciones salariales por calificación sugieren que tanto el factor “alcance” como el factor “brechas salariales” contribuyen a un efecto negativo

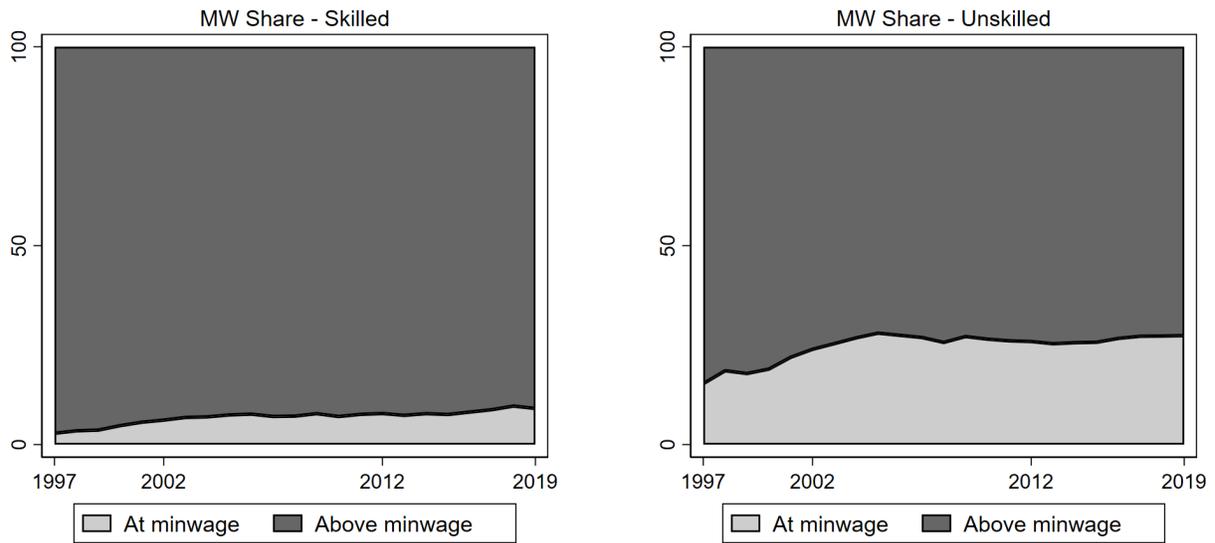
del salario mínimo sobre el skill premium, tanto entre trabajadores calificados y no calificados como entre trabajadores de calificación alta y baja, aunque de mayor intensidad en el primer caso.

Para tener una aproximación a lo que sucede en todos los países durante todo el período, la Figura 2.9 y la Figura 2.10 muestran cómo ha evolucionado el share de trabajadores que ganan en un entorno del salario mínimo entre los distintos grupos de calificación. Específicamente, los resultados que se muestran son los que corresponden a un entorno de $[0.6*mw ; 1.1*mw]$, esto es, al menos un 60% del SM y hasta un 10% adicional, pero las conclusiones se mantienen robustas a otros puntos de corte. Al comparar el panel izquierdo (skilled) y derecho (unskilled), se observa que la incidencia del salario mínimo es considerablemente mayor para el grupo de no calificados: el panel de la izquierda muestra que aproximadamente un 7% de los no calificados gana en un entorno cercano al SM; mientras que el panel de la derecha indica que este porcentaje sube a un 25% cuando se trata de trabajadores no calificados; como evidencia del factor “alcance”. Este punto, en conjunto con que la brecha salarial entre S/U es de aproximadamente 110%, genera que el efecto esperado sea que un aumento del salario mínimo afecte en mayor proporción del grupo U en relación al grupo S¹⁰.

Respecto a los trabajadores con educación media y baja, La Figura 2.10 muestra que la proporción de trabajadores con baja educación que ganan en un entorno del salario mínimo es mayor que la de quienes terminaron la educación secundaria. A diferencia del contraste observado entre el grupo S y U, estas diferencias son menores. Algo similar ocurre con los niveles salariales: si bien quienes tienen educación media ganan en promedio más que quienes tienen educación baja, la diferencia salarial promedio es de 35%; a diferencia del 110% entre S/U. Esto respalda la predicción de que el efecto reductor del SM sobre el grupo de trabajadores con calificación media y baja será menor (en valor absoluto) que para el grupo S/U.

¹⁰Si bien las figuras muestran el promedio para todos los países de América Latina, las conclusiones aplican para cada uno de los países, tal como se muestra en las A2.2 y A2.3 del Anexo. Las diferencias salariales a lo largo del período pueden observarse también en la Figura A2.6 del Anexo.

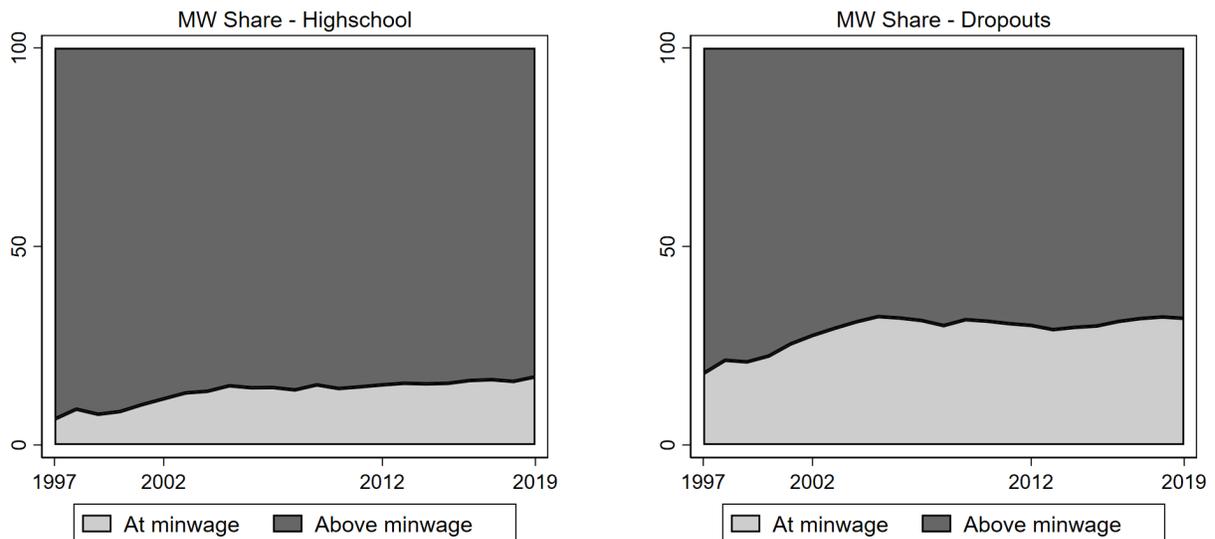
Figura 2.9: Proporción de trabajadores de salario mínimo entre calificados y no calificados



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. *At* refiere a la proporción de trabajadores en el grupo de calificados y no calificados que ganan hasta un 1.1 del salario mínimo nacional. *Above* refiere a todos aquellos trabajadores con salario al menos 10% superior al salario mínimo.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

Figura 2.10: Proporción de trabajadores con salario mínimo entre calificación media y baja



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina. 1992-2019. “At” refiere a la proporción de trabajadores en el grupo de calificados y no calificados que ganan hasta un 110% del salario mínimo nacional. “Above” refiere a todos aquellos trabajadores con salario al menos 10% superior al salario mínimo.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

Aplicando la estrategia empírica propuesta en la sección 2.3, puede estimarse la contribución del SM a la reducción del skill premium. Los resultados de estimar la ecuación 2.11 se muestran en la Tabla 2.1. En el panel de la izquierda (columnas 1, 2 y 3) la variable dependiente es el premio salarial entre calificados (S) y no calificados (U); y el panel de la derecha (columnas 4, 5 y 6) refiere a la prima salarial entre calificación media (H) y calificación baja (D). Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por país y por año. La segunda columna de cada bloque incorpora también controles como términos de intercambio y PBI per cápita para controlar por cambios en la demanda relativa; mientras que la columna (3) incorpora el ratio entre las tasas de desempleo por nivel de calificación, para incorporar dinámicas diferenciarles de los mercados laborales específicos a cada país y año ¹¹.

Respecto al rol de la oferta relativa en la comparación entre trabajadores calificados y no calificados, y utilizando como especificación preferida la columna 3 de cada bloque, los resultados sugieren que un aumento de 10% en la oferta relativa de trabajadores calificados respecto a no calificados, reduce la prima salarial por calificación en 2.9%¹².

En lo que refiere al salario mínimo, los coeficientes estimados son significativos y negativos. Esto va en línea con los resultados esperados y sugieren que un aumento de 10% en el salario mínimo genera una caída de 1.2% en la prima salarial por calificación, considerando la especificación completa. Las predicciones del modelo teórico implicaban que el efecto del SM sobre el skill premium venía dada por el *bite*, esto es, la medida de incidencia relativa. Si se utilizan los datos observados para calcular dicha incidencia relativa (en base a los shares y salarios promedios como muestra la ecuación 2.7), el valor que se obtiene para el grupo S/U es en promedio de -0.116; muy cercano al parámetro estimado.

El panel derecho de la Tabla 2.1 indica que un aumento del 10% en la oferta relativa de trabajadores con educación media respecto a educación baja, genera una reducción de la prima salarial por calificación de 1.6%. En lo que refiere al salario mínimo, los coeficientes estimados son negativos aunque no significativos. El signo encontrado va en línea con las predicciones teóricas, mientras que la no significatividad coincide con lo observado en la

¹¹Como complemento, se incorporó como control adicional el share de cada sector (agro, industria y servicios) en el empleo de cada país y cada año. Los resultados se mantienen sin cambios significativos.

¹²Estos resultados son robustos a medidas alternativas de la oferta relativa tales como PEA, número de ocupados u horas trabajadas. Las Tablas A2.5 y A2.4 del Apéndice muestran estas estimaciones.

evidencia descriptiva presentada anteriormente. Al analizar el *bite* para el grupo H/D, se observaba que la diferencia en el factor alcance y en el factor de brechas salariales entre trabajadores con calificación media y baja era considerablemente menor que para el grupo S/U, por lo que el rol del SM como compresor de esta prima por calificación no resultaba tan claro.

Cuadro 2.1: Estimaciones: rol del salario mínimo sobre skill premium

	Skilled vs unskilled			Highschool vs dropouts		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Relative supply	-0.274*	-0.285*	-0.289*	-0.171***	-0.162**	-0.163**
	[0.093]	[0.085]	[0.094]	[0.003]	[0.014]	[0.013]
Hourly minwage	-0.124*	-0.125*	-0.124*	-0.040	-0.045	-0.045
	[0.072]	[0.068]	[0.063]	[0.363]	[0.297]	[0.295]
Observations	263	263	263	263	263	263
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	No	Yes	+ Unemp	No	Yes	+ Unemp

P-valores mediante Cluster-robust wild-bootstrap entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Las variables de brechas salariales, ofertas relativas y salario mínimo se encuentran expresados en logaritmos. Controles: términos de intercambios (Net barter index) y PBI per cápita constante en PPP 2017, en base a datos del Banco Mundial. Se incorpora en columna (3) de cada bloque, el ratio de la tasa de desempleo entre grupos de calificación.

Los resultados encontrados son robustos a definiciones alternativas de la oferta relativa de trabajadores, tal como se muestra en las Tablas A2.4 y A2.5 del Anexo. Además, los resultados se mantienen si se incluyen a los individuos entre 55 y 60 años en la muestra de trabajadores, o si se excluyen a los individuos entre 21 y 25 años, tal como se muestra en las Tablas A2.7 y A2.6 del Anexo.

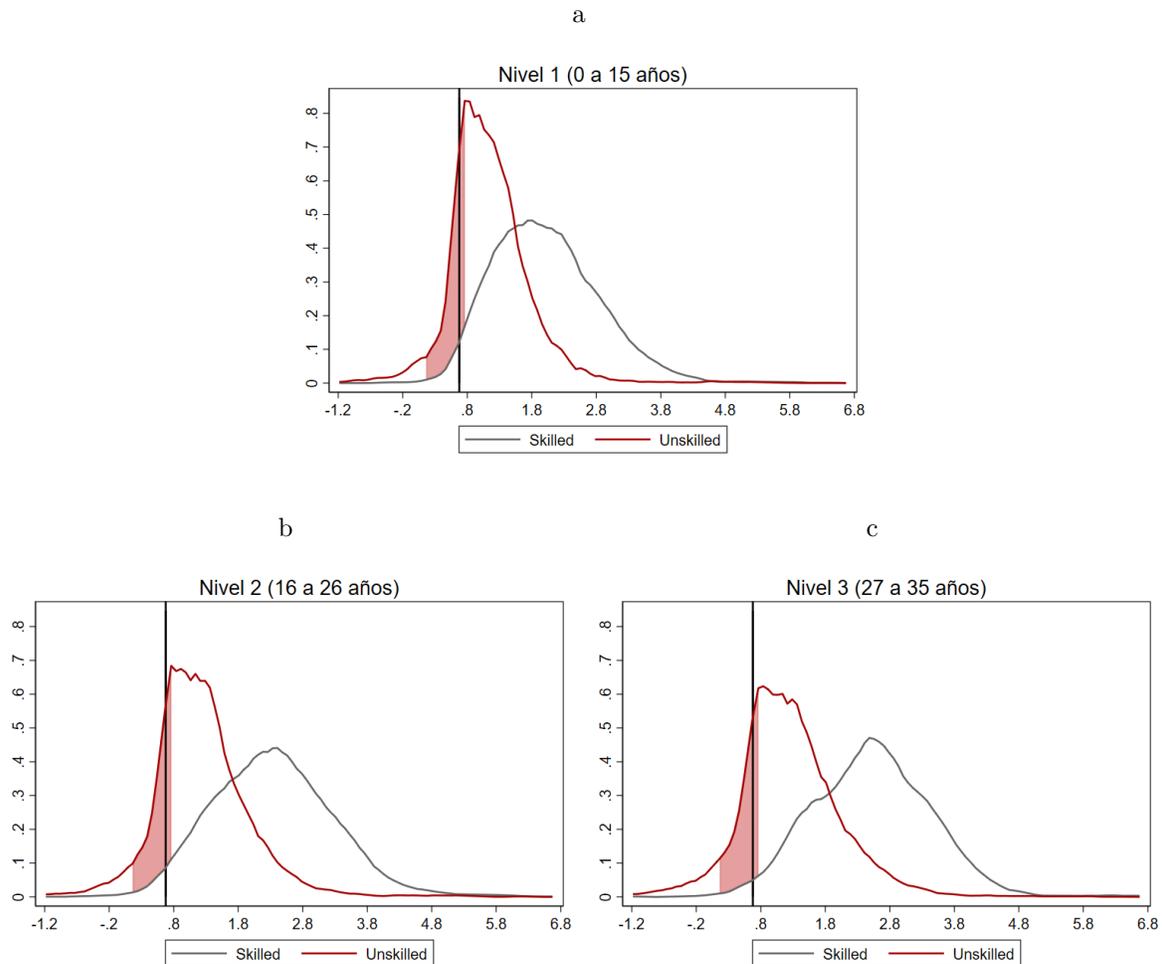
2.4.2.1. Estimaciones por niveles de experiencia

Tal como se mencionó en la sección 2.1, la literatura sobre primas salariales se mantiene activa, con estudios recientes que enfatizan que trabajadores jóvenes y experimentados no son sustitutos perfectos, y por lo tanto las dinámicas del skill premium para estos grupos de trabajadores suelen ser distintas (Glitz and Wissmann (2021)). En esta sección se analiza la evolución del skill premium y su relación con el salario mínimo considerando efectos diferenciales de acuerdo con el nivel de experiencia potencial (de ahora en más, experiencia) de los trabajadores. En particular, se divide a los trabajadores en tres grupos de acuerdo a sus años de experiencia: 1 a 15 años (nivel 1), 16 a 26 años (nivel 2) y 27 a 35 años (nivel 3)¹³.

Los paneles A, B y C de la Figura 2.11 muestran las densidades salariales para trabajadores calificados y no calificados en cada nivel de experiencia para el caso de Brasil en 2012. Esta figura ilustra cómo a medida que aumenta el nivel de experiencia, el salario de los trabajadores calificados aumenta en mayor proporción que el de los trabajadores no calificados, exhibiendo retornos diferenciales a la experiencia. Siguiendo el modelo de Vogel (2023), estas diferencias salariales crecientes en el nivel de experiencia deberían, mediante lo que se denomina efecto brecha salarial, traducirse en una mayor elasticidad del premio salarial respecto al salario mínimo.

¹³Formalmente, el nivel de experiencia potencial se define como $exp = edad - aedu - 7$, donde $aedu$ son los años de educación adquiridos.

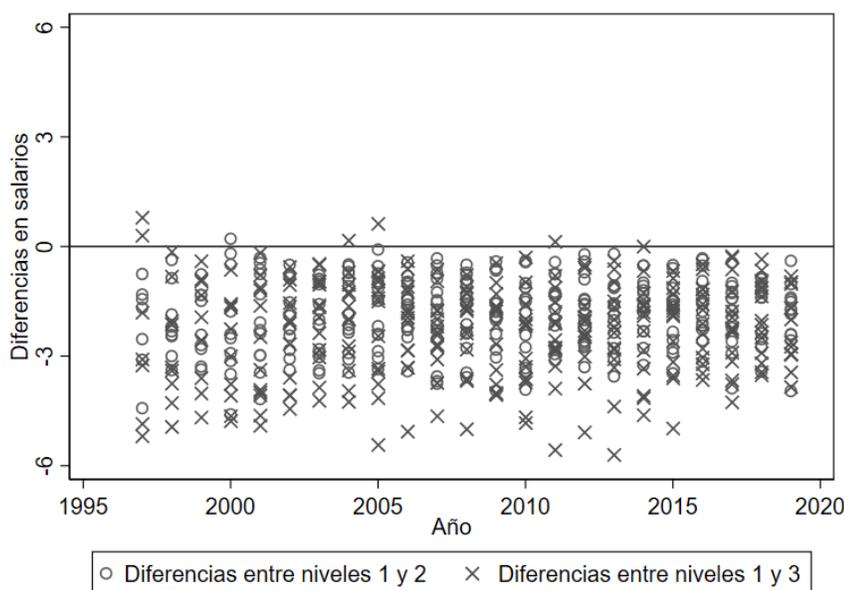
Figura 2.11: Proporción de trabajadores con salario mínimo entre calificación media y baja.
Ejemplo Brasil 2012



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

La Figura 2.12 refleja este fenómeno para toda la muestra. Cada punto representa un país/año y cuantifica la diferencia de las brechas salariales por calificación entre los niveles de experiencia. A modo de ejemplo, las diferencias entre niveles 1 y 2 se calculan como $(\bar{w}_{S1} - \bar{w}_{U1}) - (\bar{w}_{S2} - \bar{w}_{U2})$, mientras que las diferencias entre niveles 1 y 3 se calculan como $(\bar{w}_{S1} - \bar{w}_{U1}) - (\bar{w}_{S3} - \bar{w}_{U3})$. El hecho de que en la mayoría de las observaciones (86% en el caso de las diferencias entre niveles 1 y 2; y 87% para los niveles 1 y 3) esta diferencia tenga un valor negativo indica que las brechas salariales por calificación son mayores a medida que aumenta la experiencia de los trabajadores.

Figura 2.12: Diferencias de brechas salariales por calificación según niveles de experiencia



Notas: cada punto representa la brecha salarial observada (expresada en niveles y en PPP 2017) para cada país en cada año.

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

Respecto al efecto alcance, las densidades salariales por nivel de experiencia presentadas en la Figura 2.11 muestran que a medida que aumenta la experiencia, la distribución salarial de los trabajadores con calificación alta se mueve más hacia la derecha que la de trabajadores de calificación baja, de modo que las diferencias entre los grupos de calificación se acentúan. Este resultado indica que el efecto “alcance” del salario mínimo debería ser creciente con el nivel de experiencia. Estos patrones se replican en la mayoría de los países tal como se muestra en las figuras A2.7, A2.8 y A2.9 del Anexo, junto con la Tabla A2.3 del Anexo.

De los cálculos anteriores (complementados en el Anexo) se desprende lo siguiente. En primer lugar, las brechas salariales por calificación aumentan con la experiencia, es decir, las diferencias en las remuneraciones promedio de trabajadores calificados y no calificados se vuelve más grande a mayor nivel de experiencia. Si se define nuevamente el *bite*, pero esta vez con variación por nivel de experiencia, se obtiene $bite_j$ con $j=1,2,3$. Debido a que, a mayor experiencia, mayor es la diferencia de salarios entre S/U, el efecto brecha implica que $|bite_3| > |bite_2| > |bite_1|$. En segundo lugar, la diferencia de los shares de trabajadores

calificados y no calificados que ganan cerca del SM también crece con el nivel de experiencia. Este fenómeno, aunque presenta mayor variabilidad a lo largo de la muestra, sugiere entonces que $|bite_3| > |bite_2| > |bite_1|$, ya que a mayor experiencia, mayor es la diferencia de $shares_{mw}$. Así, tanto por el efecto brecha como por el efecto alcance, el efecto esperado es que la elasticidad del skill premium frente a cambios en el SM será mayor (en valor absoluto) a mayor nivel de experiencia.

Para medir concretamente estos resultados, se construyen los paneles de trabajadores según tres grupos de experiencia y se estiman nuevamente las primas salariales por calificación, los ponderadores de unidades de eficiencia y las ofertas relativas. Para cada uno de estos tres paneles, se estima por separado la ecuación 2.11 con $j = \{1, 2, 3\}$:

$$\ln\left(\frac{w_{S_{ctj}}}{w_{U_{ctj}}}\right) = \alpha_j + \beta_j \ln\left(\frac{S_{tcj}}{U_{tcj}}\right) + \gamma_j \ln(MW_{ctj}) + \theta_c + \gamma_t + X_{ctj} + \epsilon_{ctj} \quad (2.12)$$

Los resultados de estas estimaciones se resumen en la Tabla 2.2. Se presentan los resultados de la especificación completa, por lo que todas las estimaciones contienen controles por PBI per cápita, términos de intercambio y desempleo por calificación; además de efectos fijos por año y por país.

Cuadro 2.2: Estimaciones: rol del salario mínimo sobre skill premium según niveles de experiencia

	Experiencia < 15 años	16 a 26 años	Experiencia > 27
Hourly minwage	-0.105 [0.133]	-0.139* [0.084]	-0.162** [0.023]
Observations	263	263	263
Country FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Controls	All	All	All

P-valores mediante Cluster-robust wild-bootstrap entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Controles: términos de intercambios (Net barter index); PBI per cápita constante en PPP 2017, y ratio de tasas de desempleo entre S/U.

Se observa que para el primer grupo con menos de 15 años de experiencia, el signo es el esperado pero no es significativo; mientras que para los niveles 2 y 3 los coeficientes sí

resultan significativos. Además, las magnitudes encontradas van en línea con la evidencia descriptiva: a medida que aumenta la experiencia, la elasticidad del skill premium respecto del salario mínimo crece tanto en magnitud como en significatividad.

2.5. Conclusiones

Diversos estudios han sugerido que la reducción de la prima salarial por trabajo calificado parece haber jugado un rol central en la caída de la desigualdad salarial que experimentó América Latina desde los 2000. Dado esto, monitorear las dinámicas de las brechas salariales en general y por calificación en particular se torna algo sumamente relevante, lo que ha generado que exista al día de hoy literatura activa en este tema.

Este trabajo construye sobre dicha literatura y brinda evidencia actualizada sobre la evolución de los premios salariales en América Latina. Utilizando microdatos armonizados de encuesta de hogares para 14 países, se estiman las primas salariales y las ofertas relativas de trabajadores para distintos niveles de calificación. Los resultados sugieren un aumento sostenido de la oferta relativa de trabajadores calificados y semi-calificados. La prima salarial por calificación entre trabajadores con y sin educación secundaria se reduce a lo largo de todo el período, mientras que la prima salarial entre trabajadores con y sin educación superior no evoluciona en forma constante. Esto pone de manifiesto que los factores asociados a cambios en la oferta relativa de trabajadores no son suficientes para explicar el patrón diferenciado de la prima salarial por calificación para los trabajadores con calificación alta.

Una segunda contribución de este estudio es alejarse del modelo canónico estándar que considera mercados laborales competitivos con equilibrio entre oferta y demanda, bajo el cual todos los cambios no asociados a la oferta serían considerados como cambios en la demanda relativa de trabajadores calificados y no calificados. Este estudio reconoce la existencia de instituciones laborales como determinantes de los cambios que pueden observarse en las brechas salariales y analiza si el salario mínimo afectó las primas salariales por calificación en América Latina durante el período 1997-2019. Así, se construye sobre la literatura existente combinando dos temas de frontera como son la dinámica de las brechas salariales junto con instituciones laborales, y tiene como antecedente directo un estudio de Vogel (2023) para el

caso de Estados Unidos.

Mediante regresiones Two Way Fixed Effects (TWFE), se encuentra que los aumentos del SM que experimentaron los países de la región desde los 2000 en adelante contribuyeron a reducir la prima salarial por calificación entre trabajadores con y sin educación superior. En contraste, los cambios en el salario mínimo no parecen haber afectado la prima salarial por calificación entre trabajadores con educación media y baja. Estos resultados son consistentes con los efectos teóricos esperados del modelo utilizado en este estudio. Finalmente, los resultados indican que el rol del SM como reductor de la prima salarial por calificación es creciente con el nivel de experiencia de los trabajadores.

Bibliografía

- Acemoglu, D. and Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings, *Handbook of labor economics*, Vol. 4, Elsevier, pp. 1043–1171.
- Acosta, P., Cruces, G., Galiani, S. and Gasparini, L. (2019). Educational upgrading and returns to skills in latin america: evidence from a supply–demand framework, *Latin American Economic Review* **28**: 1–20.
- Alejo, J. and Casanova, L. (2016). Negociación colectiva y cambios distributivos en los ingresos laborales en argentina, *Revista de Economía Política de Buenos Aires* (15): 65–97.
- Autor, D., Goldin, C. and Katz, L. F. (2020). Extending the race between education and technology, *AEA papers and proceedings*, Vol. 110, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203, pp. 347–351.
- Campos-González, J. and Balcombe, K. (2024). The race between education and technology in chile and its impact on the skill premium, *Economic Modelling* **131**: 106616.
- Deb, S., Eeckhout, J., Patel, A. and Warren, L. (2024). Walras–bowley lecture: Market power and wage inequality, *Econometrica* **92**(3): 603–636.
- Fernández, M. and Messina, J. (2018). Skill premium, labor supply, and changes in the structure of wages in latin america, *Journal of Development Economics* **135**: 555–573.
- Ferreira, F. H. G., Firpo, S. and Messina, J. (2014). A more level playing field? explaining the decline in earnings inequality in brazil, 1995-2012, *Working Paper 12*, IRIBA.
- Gallego, F. A. (2012). Skill premium in chile: studying skill upgrading in the south, *World Development* **40**(3): 594–609.
- Gasparini, L. (2019). La desigualdad en su laberinto: hechos y perspectivas sobre desigualdad de ingresos en américa latina, *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.

- Gindling, T. H. and Robbins, D. (2001). Patterns and sources of changing wage inequality in chile and costa rica during structural adjustment, *World Development* **29**(4): 725–745.
- Glitz, A. and Wissmann, D. (2021). Skill premiums and the supply of young workers in germany, *Labour Economics* **72**: 102034.
- Goldin, C. and Katz, L. F. (2009). *The race between education and technology*, harvard university press.
- Grau, N. and Landerretche, O. (2011). The labor impact of minimum wages: A method for estimating the effect in emerging economies using chilean panel data, *Working Paper wp329*, University of Chile, Department of Economics.
- Katz, L. F. and Murphy, K. M. (1992). Changes in relative wages, 1963–1987: supply and demand factors, *The quarterly journal of economics* **107**(1): 35–78.
- Lombardo, C., Ramírez Leira, L. and Gasparini, L. (2024). Does the minimum wage affect wage inequality? a study for the six largest latin american economies, *The Journal of Development Studies* .
- Manacorda, M., Sánchez-Páramo, C. and Schady, N. (2010). Changes in returns to education in latin america: The role of demand and supply of skills, *ILR Review* **63**(2): 307–326.
- Maurizio, R. and Vázquez, G. (2016). Impactos distributivos del salario mínimo en américa latina. los casos de la argentina, brasil, chile y uruguay, *Revista Internacional del Trabajo* **135**(1): 105–142.
- Messina, J. and Silva, J. (2017). *Wage inequality in Latin America: Understanding the past to prepare for the future*, World Bank Publications.
- Murakami, Y. (2014). Trade liberalization and skill premium in chile, *México y la Cuenca del Pacífico* **3**(6): 77–101.
- Tinbergen, J. (1975). *Income distribution: Analysis and policies*.
- Vogel, J. (2023). The race between education, technology, and the minimum wage, *Technical report*, National Bureau of Economic Research.

Apéndice A2

Cuadro A2.1: Cambios en el skill premium y oferta relativa. Grupo S/U.

Country	Skill premium			Relative supply		
	1997-2002	2002-2012	2012-2019	1997-2002	2002-2012	2012-2019
Argentina	3.3%	-3.2%	1.1%	6.2%	2.2%	2.4%
Bolivia	1.4%	-4.0%	0.5%	3.1%	6.8%	2.5%
Brazil	1.4%	-2.3%	-1.4%	3.2%	5.2%	6.8%
Chile	-3.8%	-1.0%	-1.6%	1.9%	3.9%	-0.7%
Colombia	2.7%	-1.8%	-1.1%	6.2%	4.5%	3.5%
Costa Rica	3.0%	0.7%	-0.5%	-1.9%	1.1%	-1.0%
Ecuador	1.3%	-2.6%	-0.6%	3.3%	4.0%	-1.0%
El Salvador	4.2%	-1.1%	-0.7%	0.7%	1.6%	1.8%
Honduras	-4.8%	0.3%	-2.2%	2.3%	5.8%	3.0%
Mexico	-4.4%	-0.5%	-2.5%	2.8%	3.5%	5.8%
Panama	1.0%	-2.1%	-0.3%	1.7%	2.4%	0.5%
Paraguay	-2.0%	-0.8%	-1.2%	0.0%	11.0%	6.5%
Peru	1.2%	-1.2%	-0.5%	1.5%	4.1%	0.3%
Uruguay	-0.7%	-1.8%	-1.0%	3.0%	1.2%	3.8%
Mean 12 países	1.1%	-1.3%	-1.0%	2.0%	3.7%	2.5%
Mean 14 países	1.1%	-1.6%	-0.9%	2.2%	3.9%	2.3%

Cuadro A2.2: Cambios en el skill premium y oferta relativa. Grupo H/D.

Country	Skill premium			Relative supply		
	1997-2002	2002-2012	2012-2019	1997-2002	2002-2012	2012-2019
Argentina	-1.1%	-0.7%	-0.6%	2.1%	9.9%	2.5%
Bolivia	-0.3%	-1.9%	0.8%	-0.4%	8.8%	4.4%
Brazil	-1.5%	-2.2%	-0.9%	8.9%	10.5%	5.5%
Chile	-0.9%	-1.2%	-0.8%	5.2%	4.8%	-0.6%
Colombia	-1.5%	-0.9%	-0.8%	1.2%	3.2%	8.8%
Costa Rica	9.9%	0.1%	-0.5%	-11.9%	3.8%	1.1%
Ecuador	-0.4%	-0.7%	-0.7%	-0.3%	6.7%	3.9%
El Salvador	-1.3%	-0.9%	0.6%	1.6%	1.5%	-0.3%
Honduras	-1.4%	-0.8%	-1.3%	-2.6%	0.4%	2.4%
Mexico	-1.8%	-0.4%	-1.4%	8.7%	2.5%	8.1%
Panama	-1.5%	-1.1%	0.5%	0.0%	2.7%	1.4%
Paraguay	-2.1%	-2.0%	0.5%	3.5%	8.5%	4.6%
Peru	0.6%	-0.3%	-0.7%	0.4%	3.7%	1.7%
Uruguay	-1.2%	-0.7%	-0.6%	4.5%	1.7%	0.0%
Mean 12 países	-0.5%	-0.9%	-0.5%	0.9%	4.1%	2.7%
Mean 14 países	-0.5%	-1.0%	-0.4%	0.7%	4.6%	2.9%

Figura A2.1: Composición educativa de la población en AL, según países.

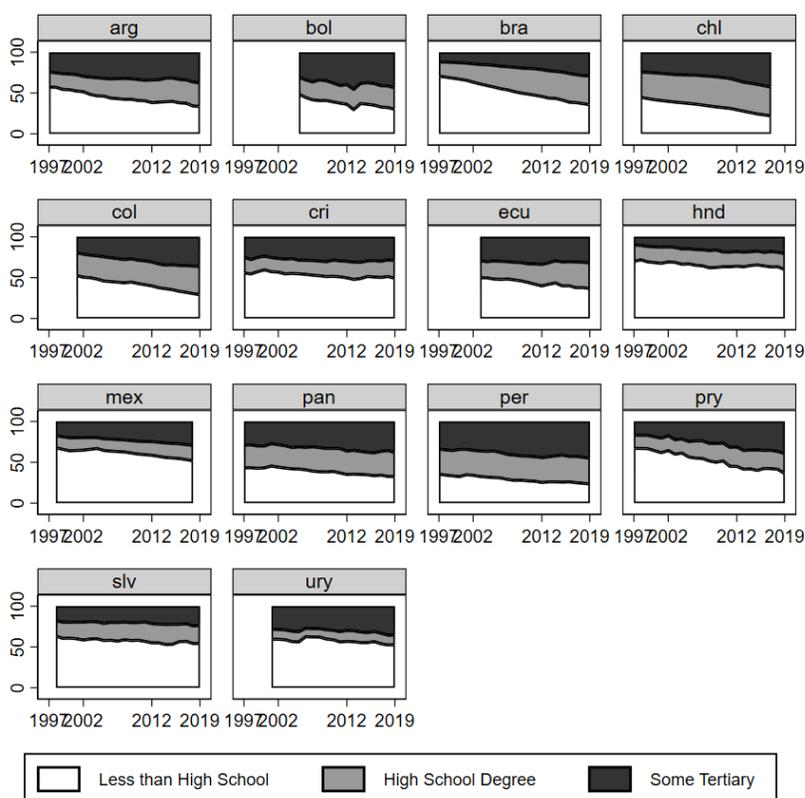
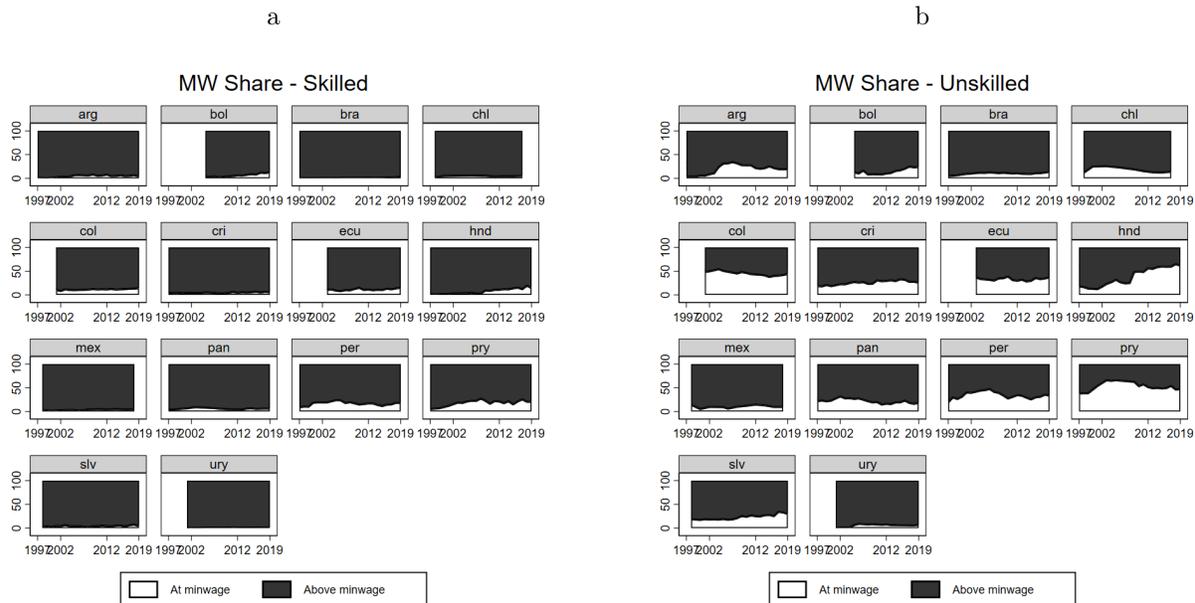


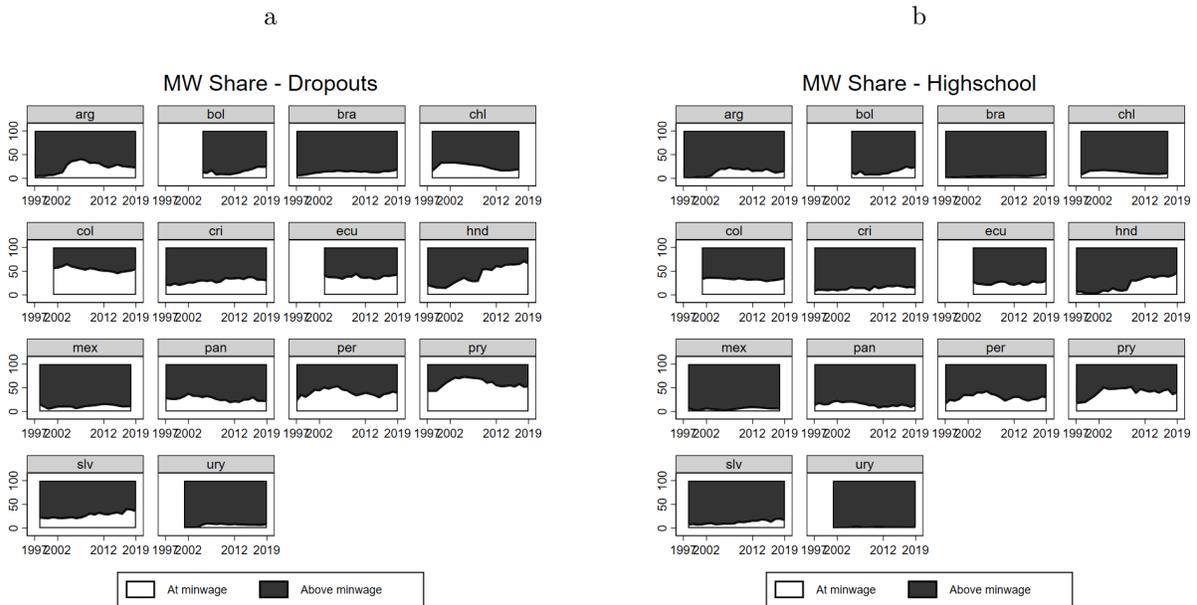
Figura A2.2: Incidencia del salario mínimo entre calificados y no calificados.



Notas: *At* refiere a la proporción de trabajadores en el grupo de calificados y no calificados que ganan hasta un 110% del salario mínimo nacional. *Above* refiere a todos aquellos trabajadores con salario al menos 10% superior al salario mínimo.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

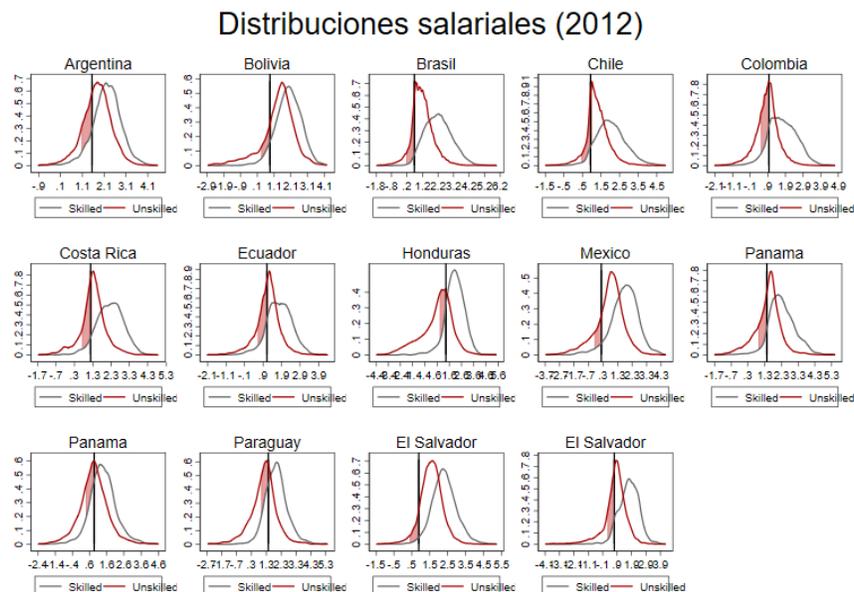
Figura A2.3: Incidencia del salario mínimo entre calificación media y calificación baja.



Notas: *At* refiere a la proporción de trabajadores en el grupo de calificación media y calificación baja que ganan hasta un 110% del salario mínimo nacional. *Above* refiere a todos aquellos trabajadores con salario al menos 10% superior al salario mínimo.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

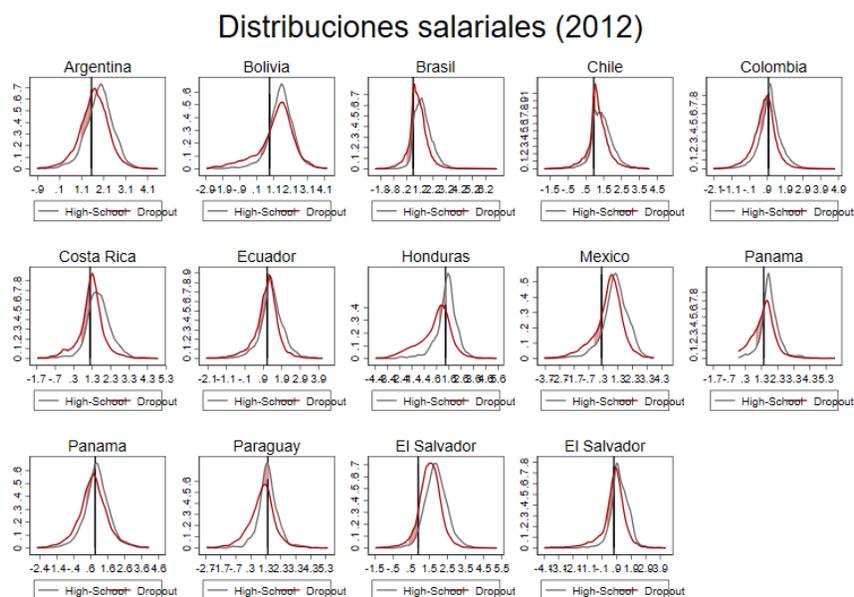
Figura A2.4: Densidades salariales por calificación (Skilled y Unskilled) en 2012*



*Chile se muestra en 2013.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

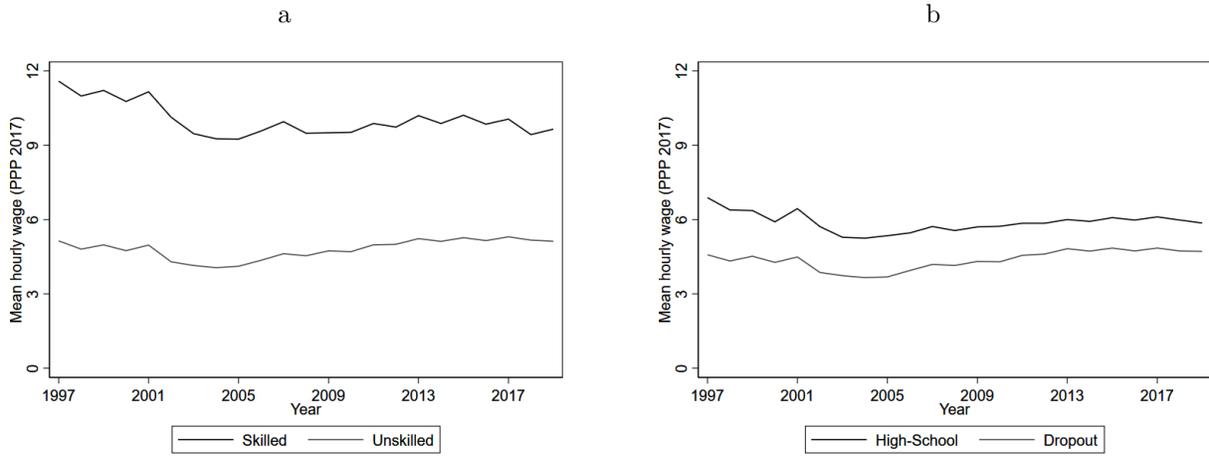
Figura A2.5: Densidades salariales por calificación (High-School y Dropout) en 2012*



*Chile se muestra en 2013.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

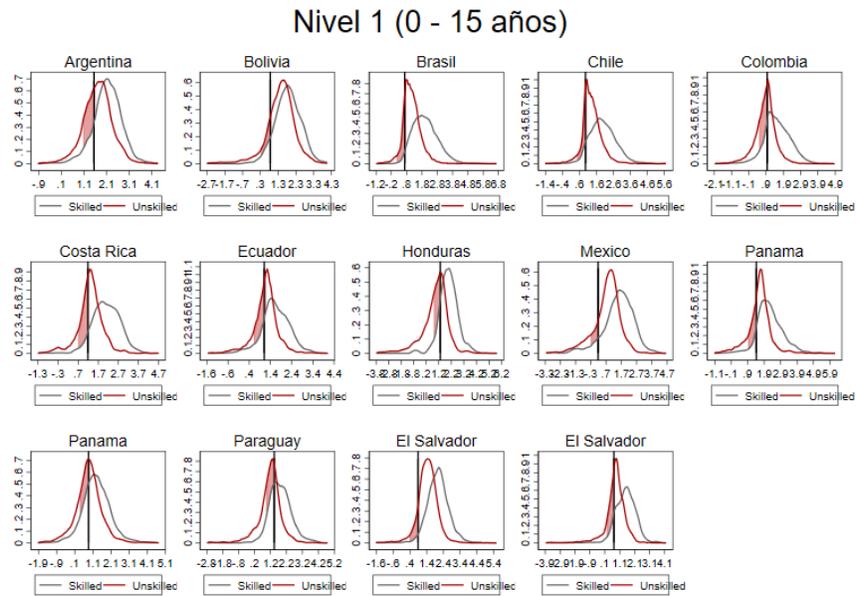
Figura A2.6: Salarios horarios promedio por calificación (1997 - 2019).



Notas: Promedio no ponderado para países de América Latina 1997-2019. Salarios expresados en valores constantes de PPP 2017. “Skilled” refiere a quienes tienen educación terciaria (completa o incompleta); “Unskilled” a quienes tienen educación secundaria completa o menos. “Highschool” refiere a trabajadores con educación secundaria completa; mientras que “Dropout”

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

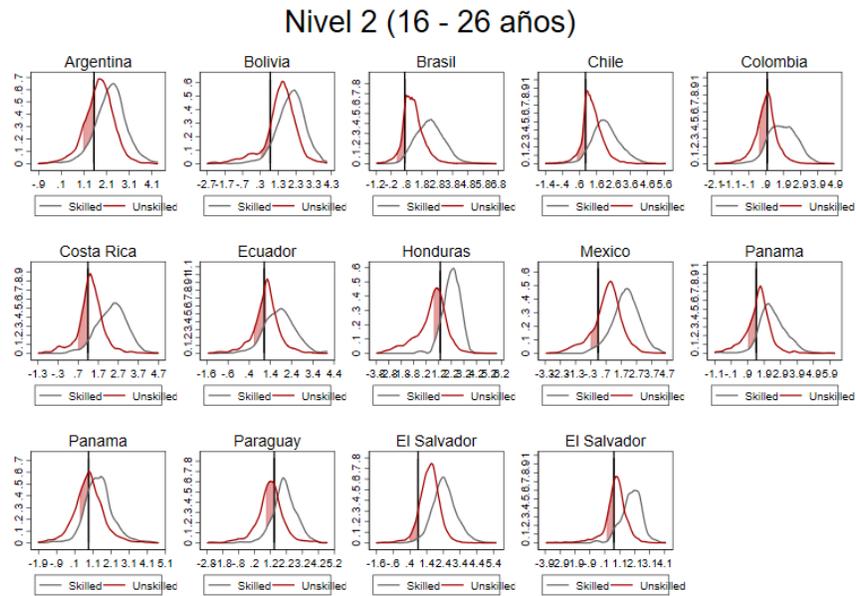
Figura A2.7: Distribuciones salariales de trabajadores calificados y no calificados para el nivel 1 de experiencia en 2012*



*Chile se muestra en 2013.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

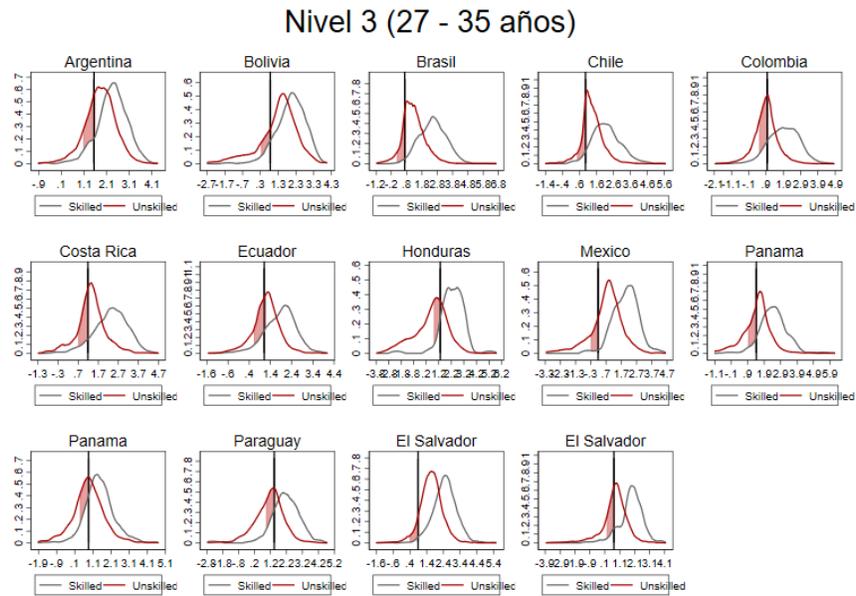
Figura A2.8: Distribuciones salariales de trabajadores calificados y no calificados para el nivel 2 de experiencia en 2012*



*Chile se muestra en 2013.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

Figura A2.9: Distribuciones salariales de trabajadores calificados y no calificados para el nivel 3 de experiencia en 2012*



*Chile se muestra en 2013.

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

Cuadro A2.3: Diferencias entre niveles de experiencia de brechas en la participación del salario mínimo.

	Niveles 1 y 2	Niveles 1 y 3	Niveles 2 y 3
Argentina	-.009	-.009	0
Brasil	.003	.028	.025
Bolivia	.002	.005	.003
Chile	.009	.017	.008
Colombia	.011	.031	.02
Costa Rica	0	.006	.006
Ecuador	.004	.006	.002
Honduras	.017	.007	-.01
México	.004	.015	.011
Panamá	.002	.004	.002
Paraguay	.018	.019	.001
Perú	.011	-.005	-.016
Uruguay	-.002	-.003	-.001
El Salvador	.01	.015	.005
América Latina	.006	.008	.003

Notas: Diferencias entre niveles de experiencia en las brechas del porcentaje de trabajadores que ganan por debajo del salario mínimo entre calificados y no calificados. El valor de cada país corresponde al promedio de todas sus diferencias para el período 1997-2019. El promedio para América Latina es un promedio no ponderado de los valores de cada país. La Tabala cuantifica la diferencia en las proporciones de trabajadores cercanos al salario mínimo entre calificados y no calificados para cada nivel de experiencia j con $j = 1, 2, 3$. Concretamente, y tomando como ejemplo el primer nivel de experiencia ($j = 1$), lo que se computa es lo siguiente. Primero, se calcula el porcentaje de trabajadores de la calificación S que gana cercano al SM para el nivel de experiencia $j = 1$, esto es, $share_{S1mw}$. Luego, se calcula el porcentaje de trabajadores de la calificación U que gana cercano al SM para el nivel de experiencia $j = 1$, esto es, $share_{U1mw}$. Finalmente, se calcula la diferencia entre estas dos proporciones: $share_{S1mw} - share_{U1mw}$. En forma análoga, se computa $share_{Sjmw} - share_{Ujmw}$ para $j = 2$ y $j = 3$.

Cuadro A2.4: Robustez a definiciones alternativas de oferta. Grupo S/U

	Skilled vs unskilled			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Relative supply	-0.289*	-0.275*	-0.264*	-0.277*
	[0.094]	[0.096]	[0.107]	[0.094]
Hourly minwage	-0.124*	-0.129*	-0.129*	-0.124*
	[0.063]	[0.068]	[0.076]	[0.072]
Observations	263	263	263	263
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	+ Unemp	+ Unemp	+ Unemp	+ Unemp
Supply	PET	Hours	Employed	PEA

P-valores mediante Cluster-robust wild-bootstrap entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Controles: términos de intercambios (Net barter index), PBI per cápita constante en PPP 2017, y ratio entre tasas de desempleo por grupo de calificación. Cada columna utiliza una definición alternativa de oferta relativa. La columna 1 es la definición elegida para los resultados principales: población en ese grupo de calificación. La columna 2 utiliza horas trabajadas totales; la columna 3 utiliza el número total de ocupados; mientras que la columna 4 utiliza el total de personas en la Población Económicamente Activa. En todos los casos se aplica ajuste por Unidades de Eficiencia.

Cuadro A2.5: Robustez a definiciones alternativas de oferta. Grupo H/D

	Skilled vs unskilled			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Relative supply	-0.163** [0.013]	-0.161** [0.019]	-0.155** [0.021]	-0.156** [0.019]
Hourly minwage	-0.045 [0.295]	-0.048 [0.254]	-0.047 [0.277]	-0.044 [0.300]
Observations	263	263	263	263
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	+ Unemp	+ Unemp	+ Unemp	+ Unemp
Supply	PET	Hours	Employed	PEA

P-valores mediante Cluster-robust wild-bootstrap entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Controles: términos de intercambios (Net barter index), PBI per cápita constante en PPP 2017, y ratio entre tasas de desempleo por grupo de calificación. Cada columna utiliza una definición alternativa de oferta relativa. La columna 1 es la definición elegida para los resultados principales: población en ese grupo de calificación. La columna 2 utiliza horas trabajadas totales; la columna 3 utiliza el número total de ocupados; mientras que la columna 4 utiliza el total de personas en la Población Económicamente Activa. En todos los casos se aplica ajuste por Unidades de Eficiencia.

Cuadro A2.6: Robustez a intervalos de edad de la muestra. Grupo S/U

	Skilled vs unskilled			
	21 a 55	21 a 60	25 a 55	25 a 60
Relative supply	-0.289* [0.094]	-0.289* [0.094]	-0.289* [0.065]	-0.318* [0.077]
Hourly minwage	-0.124* [0.063]	-0.124* [0.063]	-0.133** [0.038]	-0.134** [0.042]
Observations	263	263	266	266
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	All	All	All	All

P-valores mediante Cluster-robust wild-bootstrap entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Controles: términos de intercambios (Net barter index), PBI per cápita constante en PPP 2017, y ratio entre tasas de desempleo por grupo de calificación. Cada columna utiliza una muestra alternativa de trabajadores para computar las estimaciones de skill premium y oferta relativa. La columna 1 es la definición elegida para los resultados principales: personas entre 21 y 55 años. La columna 2 utiliza 21 a 60 años; la columna 3 utiliza 25 a 55 años; mientras que la columna 4 utiliza 25 a 60 años.

Cuadro A2.7: Robustez a intervalos de edad de la muestra. Grupo H/D

	Highschool vs dropouts			
	21 a 55	21 a 60	25 a 55	25 a 60
Relative supply	-0.163** [0.013]	-0.163** [0.013]	-0.165*** [0.002]	-0.169*** [0.008]
Hourly minwage	-0.045 [0.295]	-0.045 [0.295]	-0.061 [0.203]	-0.058 [0.215]
Observations	263	263	266	266
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	All	All	All	All

P-valores mediante Cluster-robust wild-bootstrap entre paréntesis. *significativo al 10%; **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Controles: términos de intercambios (Net barter index), PBI per cápita constante en PPP 2017, y ratio entre tasas de desempleo por grupo de calificación. Cada columna utiliza una muestra alternativa de trabajadores para computar las estimaciones de skill premium y oferta relativa. La columna 1 es la definición elegida para los resultados principales: personas entre 21 y 55 años. La columna 2 utiliza 21 a 60 años; la columna 3 utiliza 25 a 55 años; mientras que la columna 4 utiliza 25 a 60 años.

Capítulo 3

Negociación colectiva, empleo y salarios. Evidencia para el caso argentino.

3.1. Introducción

Los ingresos laborales son la principal fuente de ingresos de los hogares en América Latina, representando, en promedio, un 70% del total. La importancia de los salarios como determinantes del nivel de bienestar de la sociedad se observa en mayor o menor medida para todos los grupos socioeconómicos. Así, la existencia de mecanismos que garanticen pisos salariales para condiciones de vida favorables resulta central como política de bienestar y como política redistributiva.

Existen algunas instituciones laborales que tratan de garantizar la existencia de esos pisos salariales. En particular, la fijación de un salario mínimo nacional (SMN) es una de las políticas ampliamente implementadas para garantizar un umbral mínimo de ingreso. En Argentina, la política de salario mínimo nacional coexiste con pisos salariales sectoriales que se determinan en el marco de negociaciones colectivas. Estas dos instituciones laborales se convierten entonces en mecanismos claves para garantizar el ingreso de los asalariados, reducir la desigualdad y extender la protección laboral. Específicamente, los pisos salariales (PS) sectoriales se establecen para distintos sindicatos y suelen estar por encima del valor del

SMN. Esto genera que, para la gran mayoría de los trabajadores asalariados registrados, el SMN no resulte operativo. En este contexto, la evolución salarial de muchos trabajadores está determinada por los acuerdos que se generan en los Convenios Colectivos de Trabajo (CCT) y por tanto es esperable que la desigualdad salarial y el empleo puedan verse afectados por esta institución laboral.

La evidencia empírica de insituciones laborales se encuentra mayormente concentrada en los efectos del salario mínimo, y muestra que los SM reducen la desigualdad salarial sin tener efectos nocivos sobre el empleo (Autor et al.; 2016; Cengiz et al.; 2019; Neumark and Corella; 2021)¹. Si bien existe cierta conexión entre esta institución y la negociación colectiva, en tanto ambos fijan umbrales mínimos de ingresos, los pisos salariales sectoriales son negociados entre sindicatos y empresas, por lo que sus efectos finales sobre la desigualdad salarial y el empleo no son análogos a los de un salario mínimo impuesto por el gobierno. A pesar de su relevancia, la evidencia empírica sobre negociación colectiva no se encuentra tan extendida y es un tema de gran interés académico en la actualidad. Los estudios disponibles hasta el momento sugieren que los sindicatos y la negociación colectiva reducen la desigualdad ((Farber et al.; 2021; Card and Cardoso; 2022), entre otros). Además, para el caso de Argentina existen estudios descriptivos que sugieren que la negociación colectiva es más relevante que el SMN, al menos en lo que respecta a servir de guía para la estructura de remuneraciones (Marshall; 2019; Alejo and Casanova; 2016).

Desde un punto de vista teórico, los efectos de la fijación de PS tanto sobre la desigualdad como en el empleo no son obvios. En lo que refiere a la desigualdad, se espera que aumentos de

¹La literatura que analiza el alcance de los SMN como políticas redistributivas es amplia, tanto para países desarrollados como en América Latina. Para América Latina, la evidencia muestra que los aumentos del salario mínimo tienden a tener efectos igualadores, principalmente sobre los salarios de los trabajadores formales, aunque los efectos varían según su nivel inicial, la magnitud de los aumentos y el grado de cumplimiento (Maloney and Mendez; 2007; Bosch and Manacorda; 2010; Alves et al.; 2012; Borraz and González-Pampillón; 2017; Engbom and Moser; 2021). Sin embargo, un punto de especial énfasis en la literatura reciente es que el alcance de esta política para fijar un umbral mínimo de ingresos y para reducir la desigualdad están fuertemente ligados a los impactos que tiene sobre el empleo. Lejos de ser concluyente sobre la predicción estándar de que los salarios mínimos afectan negativamente al empleo, la evidencia empírica ha mostrado en muchos casos efectos nulos o incluso positivos (Card and Krueger; 1994; Dickens et al.; 1999; Dube et al.; 2010; Meer and West; 2016; Jardim et al.; 2018; Neumark; 2018; Cengiz et al.; 2019; Dustmann et al.; 2020). Mientras algunas investigaciones encuentran impactos negativos (Grau et al.; 2011; Borraz and González-Pampillón; 2017), otros estudios sostienen que no hay efectos sobre el empleo (Lemos; 2009; Grau et al.; 2011). En particular para estudios del salario mínimo en Argentina, véase por ejemplo (Maurizio and Vázquez; 2016; Arcidiácono; 2015).

los PS afecten la dispersión salarial atenuando la importancia de las características personales en la determinación de los salarios, estandarizándolos dentro de los contratos de negociación colectiva en función de características del puesto de trabajo y la antigüedad (Freeman; 1980). En esta misma línea, también pueden reducir los diferenciales salariales entre los extremos de la distribución atenuando los retornos a las habilidades observables e inobservables (como la educación)².

Un segundo mecanismo citado en la literatura sugiere que dado que los sindicatos son organizaciones de membresía voluntaria y representan las raíces ideológicas de sus miembros, aquellos tenderán a perseguir políticas salariales igualitarias a través de los CCT Boeri and Van Ours (2013). Además, la literatura ha planteado que los sindicatos inducen a las firmas a compartir con los trabajadores las rentas provenientes del poder de mercado de productos. Si bien la globalización, el cambio tecnológico y la desregulación pueden haber reducido las rentas disponibles para su redistribución, aún existiría espacio para que los sindicatos cambien el reparto de las rentas restantes entre trabajadores y empresas a través de la negociación colectiva (Abowd and Lemieux; 1993; Abowd; 1989; Rose; 1987). Frente a esto, estudios recientes han documentado, a nivel firma y establecimiento, la existencia de primas salariales (Song et al.; 2019; Card et al.; 2013; Barth et al.; 2016), donde los establecimientos sindicalizados gozan de mayores primas (Hirsch and Mueller; 2020). En este contexto, es posible que los PS mejoren los salarios de los trabajadores de la cola inferior de la distribución, aunque la magnitud de la caída de la desigualdad en la parte baja puede estar limitada por efectos derrame hacia percentiles más altos de la distribución. Paralelamente, si se generara destrucción de empleos formales y esos empleos fueran los de los trabajadores más vulnerables, la desigualdad salarial observada formal podría comprimirse como consecuencia de la pérdida de empleos de bajas remuneraciones.

Un aspecto central que se debe tener en cuenta a la hora de pensar los efectos teóricos esperados sobre el empleo es la estructura de mercado subyacente. En condiciones de competencia perfecta, y considerando los PS como umbrales mínimos que enfrentan las firmas a la hora de definir su nivel de empleo, aumentos de los PS podrían generar efectos nocivos sobre el empleo. Considerando la existencia de sindicatos, el marco teórico clásico plantea

²En este sentido, los resultados del capítulo 2 indican que el salario mínimo tiene efectos en esa dirección.

que los sindicatos son vendedores monopolistas de trabajo a las firmas, reduciendo el nivel de empleo a cambio de salarios más altos. Sin embargo, la literatura reciente ha puesto particular foco sobre que, en contextos de mercados laborales no competitivos, la imposición de umbrales mínimos y/o la existencia de sindicatos y negociación colectiva, no necesariamente genera efectos nocivos sobre los niveles de empleo. Así, en mercados laborales monopsónicos, la negociación sindical podría elevar los salarios de los trabajadores a su nivel de eficiencia, sin generar impactos negativos sobre los puestos de trabajo (Manning; 2011; Naidu et al.; 2018; Corella; 2020; Azar et al.; 2019).

Dado lo anterior, los efectos finales sobre la desigualdad salarial y el empleo no son del todo obvios. Esto determina un nuevo desafío empírico, más aún si se considera que la evidencia respecto a sus consecuencias directas sobre el mercado laboral es prácticamente inexistente para los países de la región. Una primera contribución es entonces hacia dicha literatura, de reciente expansión para los países desarrollados y con escaso desarrollo para la región³.

Específicamente, este trabajo analiza los efectos que tienen los pisos salariales de la negociación colectiva sobre el empleo, salarios y desigualdad salarial de los trabajadores formales en Argentina. Para responder esa pregunta, se combina información de los pisos salariales acordados en los convenios colectivos de los sindicatos más importantes de Argentina junto con datos administrativos de empleados del sector formal. Si bien estos datos son publicados frecuentemente por el MTEySS, en esta investigación se construyó una correspondencia entre los principales sindicatos del país y la clasificación CIIU Revisión 4 para obtener cuáles son los salarios mínimos sectoriales asociados a los sindicatos más relevantes de Argentina. Combinar datos de salarios mínimos que varían por sector, junto con registros administrativos de las trayectorias laborales de los individuos, permite obtener una base de datos innovadora que refleja la segunda contribución central de este trabajo.

Utilizando los datos anteriores, se explota la variación que existe en los niveles de los pisos salariales sectoriales entre distintos sindicatos en Argentina a lo largo del tiempo a través de un modelo *Two Way Fixed Effects (TWFE)*. Los resultados indican que la negociación colectiva logra reducir la desigualdad salarial global y en la cola derecha de la distribución, pero no tiene efectos igualadores en la parte baja. Este análisis se complementa con un modelo

³(Para el caso de Uruguay, ver Blanchard et al. (2021))

de probabilidad lineal en base a trayectorias individuales de los trabajadores. Estos resultados sugieren que la negociación colectiva reduce la probabilidad de permanecer empleado en trabajadores cercanos a los pisos salariales. Además, los sectores con mayor proporción de empresas pequeñas y medianas y trabajadores de este tipo de empresas parecen percibir efectos más negativos. Se encuentra también que los convenios colectivos adquieren un rol más relevante en los aumentos salariales cuando el contexto macroeconómico es más desfavorable, aunque puede resultar más perjudicial para el empleo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 3.2 presenta una breve descripción de cómo funcionan las relaciones laborales en Argentina, particularmente la negociación colectiva entre trabajadores y empresarios. En la sección 3.3 se describen los datos a utilizar, mientras que en la sección 3.4 se menciona la estrategia empírica. La sección 3.5 muestra la evolución de los pisos salariales y sectores analizados, para luego presentar los resultados en la sección 3.6. La sección 3.7 concluye.

3.2. La negociación colectiva en Argentina

En Argentina, al igual que muchos países, coexisten dos grandes instituciones de determinación salarial: un salario mínimo de alcance nacional y un sistema de negociación colectiva. Para el caso argentino, ambas instituciones se encuentran consolidadas, donde el período entre 2003-2015 se caracterizó por un fuerte impulso y vigencia de estos mecanismos. Si bien ambos son relevantes para la fijación de los salarios de los trabajadores asalariados, el papel del salario mínimo parece quedar relegado a proteger principalmente los ingresos de los asalariados precarios o que no son cubiertos por los convenios colectivos, sin ser una referencia clara para la negociación colectiva. Así, en gran parte del período los ajustes del salario mínimo difieren de los salarios negociados, por lo que ambas instituciones parecerían haber operado en forma separada (Marshall; 2019). Como consecuencia de esto, para la gran mayoría de los trabajadores asalariados registrados, son los salarios negociados en convenios colectivos los que guían en mayor medida su evolución salarial.

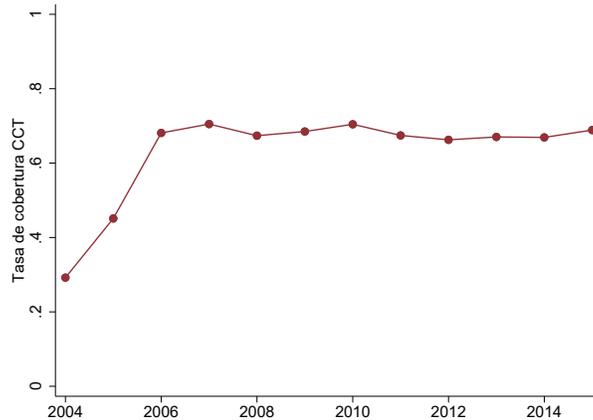
La negociación colectiva en Argentina se caracteriza por ser mayormente centralizada, ya que la mayoría de los acuerdos se establecen a nivel de rama de actividad y no a nivel de

empresa. Históricamente, los convenios colectivos se establecieron a nivel de rama, aunque durante la década de los 90 se dio un proceso de descentralización que aumentó la importancia relativa de los convenios a nivel empresa. Desde 2003 en adelante, este proceso de descentralización comenzó a revertirse, por lo que durante el período 2004-2015, entre un 64% y 73% de los acuerdos y convenios colectivos homologados fueron negociados a nivel de rama, mientras que el resto fueron negociados a nivel de empresa. Si expresamos estos datos en relación al personal comprendido, se obtiene que el 95% de los trabajadores se encuentran cubiertos por acuerdos negociados a nivel de rama de actividad, y únicamente un 5% del total de personal comprendido se debe a acuerdos a nivel de empresa.

En un acuerdo a nivel de rama se establecen consignas que definen la relación laboral para los trabajadores y empleadores que pertenecen a dicha rama de actividad. En particular, en cada acuerdo se negocian los salarios mínimos que deben pagarse en la rama de actividad a la que representa el sindicato. Es importante aclarar que estos salarios mínimos no son únicos para todos los trabajadores comprendidos en el acuerdo, sino que se definen distintos pisos salariales para cada categoría ocupacional, diferenciando además entre el salario básico del convenio y los adicionales que puedan llegar a negociarse, como lo son típicamente los pagos por antigüedad, presentismo, nocturnidad, productividad, entre otros. Un punto importante es que los pisos salariales que se determinan en los acuerdos colectivos, al igual que todo el contenido incluido en un acuerdo, son de cumplimiento obligatorio para todos los trabajadores de la actividad o empresa del ámbito de representación del convenio, independientemente de si están afiliados al sindicato o a la cámara empresarial. Uno de los principales componentes de los acuerdos colectivos es la renovación periódica por convenio de las escalas salariales (Alejo and Casanova; 2016). El hecho de que el contenido principal de los CCT sea salarial, los convierte en una de las herramientas principales que tuvieron los sindicatos para operar en los años 2000 y los años 2010, dejando poco margen para potenciales estrategias empresariales de flexibilización e individualización de los pagos (Palomino and Trajtemberg; 2006).

Otro de los aspectos que destaca del sistema de convenios colectivos es su amplia cobertura. La Figura 3.1 muestra el nivel y la evolución de la tasa de cobertura de los convenios colectivos de trabajo, calculada como el cociente entre el personal comprendido en los acuerdos o convenios colectivos homologados y el promedio anual de la cantidad de puestos de

Figura 3.1: Tasa de cobertura de los convenios colectivos de trabajo



Notas. La figura muestra la evolución en el tiempo de la tasa de cobertura de los convenios colectivos de trabajo. La misma se calcula como el cociente entre el personal comprendido en los acuerdos y convenios colectivos homologados y el promedio anual de la cantidad de puestos de trabajo de empleados asalariados privados registrados.

Fuente. Elaboración propia basada en datos del Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones (SIPA) y Dirección de Estudios y Relaciones del trabajo del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS).

trabajo de empleados asalariados privados registrados. Como puede apreciarse, después de un período de transición posterior a la crisis sufrida por Argentina en el 2001 (cuando prácticamente no había negociación colectiva, y los escasos acuerdos que se firmaban eran a nivel de empresa), la tasa de cobertura se ubica alrededor del 65%, en promedio.⁴ Un punto a destacar es el marcado crecimiento desde 2004 en adelante, en respuesta a una postura proactiva de parte del gobierno para agilizar y reanudar estos mecanismos de determinación salarial, así como el aumento del empleo formal que se produce durante esos años como recuperación post-crisis.

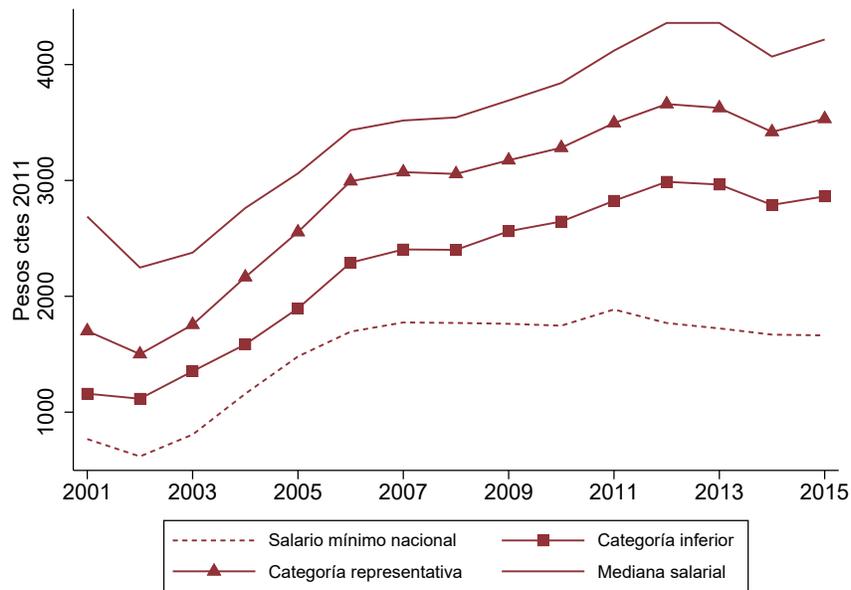
Respecto al rol del Estado, en Argentina la negociación es bipartita (sindicatos y empresarios), aunque el gobierno puede intervenir en última instancia dado que es quien tiene la facultad de homologar los acuerdos alcanzados. Tal como plantea Marshall (2019), si bien en Argentina no existen lineamientos formales desde el gobierno hacia la negociación, durante el período de estudio en muchas ocasiones se han establecido pautas informales. La mayoría de ellas estaban asociadas al contexto macroeconómico, particularmente a controlar la inflación,

⁴Estos valores se asemejan a los presentados por la OIT en su página web y a los de otros trabajos que han medido la tasa de cobertura de los convenios colectivos (Por ejemplo, Lombardo and Martinez-Correa (2019)). Las diferencias se deben al universo de trabajadores registrados que consideran en las distintas fuentes.

sugiriendo de algún modo topes a los aumentos negociados o plazos más prolongados en cada acuerdo. Si bien estos lineamientos parecen haber tenido éxito en los primeros años, frente a la aceleración inflacionaria los sindicatos exigieron mayores aumentos salariales para evitar la pérdida de poder adquisitivo. De todos modos, si bien el rol del gobierno puede haber quedado en un segundo plano en los salarios negociados, su papel es más determinante en la actualización del salario mínimo, razón que puede explicar el hecho de que los salarios negociados hayan aumentado en promedio más que el salario mínimo. Esto puede observarse en la Figura 3.2, donde se muestra la evolución del salario mínimo junto con la evolución de los pisos salariales negociados en los convenios. Específicamente, se presenta un promedio de los salarios de la categoría inferior de cada rama de actividad, y un promedio de los salarios de las categorías representativas (aquellas que agrupan mayor número de trabajadores) de cada actividad económica. Adicionalmente, se incorpora la evolución de la mediana salarial de los trabajadores registrados del sector privado.

Tal como se observa en la Figura 3.2, si bien en un primer período (2001-2004) el salario mínimo aumentó más que los salarios negociados, esta tendencia se revierte desde esa fecha en adelante. Esto puede deberse a que, tal como plantea Marshall (2019), ambas instituciones laborales operaron en forma independiente. A su vez, como se mencionó anteriormente, si bien el salario mínimo puede haber sido una guía importante para determinar el umbral de ingresos de los trabajadores más precarizados; parecen ser los salarios negociados en convenios quienes guían en mayor medida la evolución salarial. Así, la Figura 3.2 muestra que la mediana salarial de los empleos registrados del sector privado evoluciona en forma similar a la de los pisos salariales de los convenios colectivos, particularmente desde 2005 en adelante, lo cual parece coincidir con el fuerte incremento de la tasa de cobertura presentado en la Figura 3.1. Un punto relevante a destacar es que la Figura 3.2 muestra el promedio de los pisos salariales de las distintas ramas de actividad. Sin embargo, existe heterogeneidad en la evolución de los salarios negociados entre los distintos sindicatos, tanto en nivel como en variaciones logradas a lo largo del período, tal como se comenta más adelante en la Sección 3.5.

Figura 3.2: Evolución de salario mínimo, salarios negociados y remuneraciones del sector privado formal. 2001-2015



Notas. La figura muestra la evolución del salario mínimo nacional, junto con el promedio de los salarios negociados. Se presentan dos promedios de pisos salariales distintos a lo largo de las ramas de actividad que comprenden a los sindicatos de los que se tienen datos de negociación colectiva: el promedio de los salarios negociados para las categorías inferiores (salario del escalafón más bajo de las distintas categorías ocupacionales de cada rama de actividad); y el promedio de los salarios negociados para las categorías representativas (salario del escalafón con mayor número de trabajadores de las distintas categorías ocupacionales de cada rama de actividad). Se incorpora también la mediana salarial de los empleos registrados en el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) del sector privado. Todos los valores se encuentran expresados a pesos constantes de 2011. El salario mínimo nacional y los salarios negociados son a diciembre de cada año, mientras que la mediana salarial es el promedio anual.

Fuente. Elaboración propia basada en datos de SIPA y datos de la Dirección de Estudios y Relaciones del trabajo del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS).

3.3. Datos

Este trabajo utiliza dos fuentes de datos según se trate de: i) datos sobre empleo y salarios; o ii) datos sobre salarios mínimos de convenios colectivos. Para el primer caso (empleo y salarios) se utilizan datos provenientes de la Muestra Longitudinal de Empleo Registrado (MLER) que publica el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS), a partir de registros administrativos del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA). La MLER está compuesta por las declaraciones juradas que las empresas del sector privado presentan mes a mes a la AFIP para determinar los aportes y contribuciones del sistema de

seguridad social de sus empleados, y permite obtener las trayectorias laborales de las personas allí registradas. Es representativa de todas las personas que tuvieron un empleo asalariado registrado entre 1996 y 2015; y contiene información de más de 500 mil trabajadores y de más de 1,4 millones de laborales. Al contar con información del sector de actividad de la empresa de la relación laboral, permite agregar la información a ese nivel. Es importante resaltar que estos datos refieren al empleo registrado y no distinguen entre trabajos de tiempo parcial y completo, ya que no se dispone de información sobre horas trabajadas. Adicionalmente, la MLER permite conocer algunas características del trabajador, como el sexo y la edad, junto con otras características de la firma en la que se registra la relación laboral, como el tamaño (en tramos de empleo), la antigüedad de la empresa, y la provincia donde opera. Se considera a todos los trabajadores entre 18 a 60 años de edad, y se winsoriza (según rama de actividad/año) la parte alta de la distribución, asignando el valor salarial del percentil 99 a quienes reportan salarios por encima de ese valor. Para la construcción del panel a nivel trabajador/mes, se debe contar con una única relación laboral por trabajador para cada período de tiempo. En aquellos casos donde un trabajador declara tener dos o más trabajos en forma simultánea, se selecciona la relación laboral con mayor remuneración.

En lo que refiere a los datos sobre los salarios mínimos sectoriales, se utiliza la información publicada por el MTEySS correspondiente a los salarios de convenio acordados por 18 sindicatos del sector privado para el período 2001-2021. La información publicada por el MTEySS surge de la recopilación de los convenios y acuerdos firmados año a año entre los sindicatos y las cámaras empresariales. Si bien existen una cantidad considerable de sindicatos firmantes año a año (aproximadamente 300), el MTEySS publica los datos referidos a aquellos convenios que considera más importante en términos de representación de trabajadores.

Es importante resaltar que en cada acuerdo salarial se definen distintos pisos salariales en función de la categoría ocupacional de cada trabajador. Para cada rama de actividad en la que negocian los sindicatos, el MTEySS publica información para dos categorías ocupacionales: i) la categoría inferior; ii) y la categoría representativa, que es aquella que agrupa el mayor número de trabajadores de la rama (por ejemplo, albañil en la construcción). Para estas dos categorías, el piso salarial que se publica es el denominado "Salario conformado", que consiste en el salario básico, los adicionales estipulados y los aumentos por Decreto del

Poder Ejecutivo, en caso de que no estuvieran incorporados a los salarios de convenio o ya hubieran sido absorbidos por aumento. A la hora de realizar las estimaciones y presentar los resultados, se utiliza como piso salarial de referencia el salario conformado para la categoría representativa, que abreviamos como CR, debido a que es el piso salarial que mejor representa los salarios mínimos vigentes en cada rama de actividad.

Finalmente, partiendo de los datos de salarios mínimos a nivel de sindicato, se realiza una correspondencia a nivel de rama de actividad (utilizando CIIU Revisión 3 con desagregación a dos, tres o cuatro dígitos según corresponda). Esto posibilita unir los datos de los pisos salariales negociados por los sindicatos con la información de salarios y empleo de cada rama de actividad disponible en SIPA. La combinación de estas dos fuentes de información permite obtener un panel a nivel sindicato(rama)/mes para el período 2003 a 2015, con un total de 2652 observaciones⁵ ⁶. En la siguiente tabla se muestra la correspondencia entre sindicatos y ramas de actividad construida para unir las fuentes de datos. La primera columna de la Tabla 3.1 muestra el listado de sindicatos tal como el MTEySS publica la información de los acuerdos salariales; mientras que las columnas 2 y 3 son ejemplos de cómo se reporta esta información. A su vez, para cada una de estas filas se definió cuál es el código de la clasificación CIIU (Rev 3) que mejor empareja con el sindicato, tal como muestra la columna 4. Finalmente, a todos los trabajadores registrados en SIPA bajo las ramas de actividad definidas en la columna 4, se les asignó el piso salarial correspondiente ⁷.

3.4. Estrategia Empírica

Tal como se comentó en la sección anterior, luego de combinar ambas fuentes de datos, se obtiene un panel de 17 sectores para el período 2003 a 2015, con frecuencia mensual ⁸. En base a esto, se explota la variabilidad que existe entre sindicatos a lo largo del tiempo para analizar

⁵Se excluyeron los años 2001 y 2002 por ser años atípicos debido a la crisis económica experimentada por Argentina en esa época.

⁶No fue posible asociar un código CIIU al sindicato de “Encargados de Edificio”, por lo que el panel contiene información de 17 sindicatos

⁷A modo de ejemplo, el sindicato de Camioneros (fila 4) se asoció con el código CIIU (Rev 3) de 6021. Posteriormente, se identificó a todas las relaciones laborales registradas en SIPA bajo la rama de actividad 6021 y se les asignó como piso salarial de 2004 el valor de \$1039.

⁸En lo que sigue del trabajo se utilizará indistintamente los términos sectores, ramas de actividad o sindicatos, para hacer referencia a la unidad de análisis del panel.

Cuadro 3.1: Correspondencia entre sindicatos y ramas de actividad CIIU

Sindicato	Piso salarial		Rama CIIU (Rev 3)
	dic-04	dic-05	
Alimentación	650	950	15
Bancos Privados Nacionales (ADEBA)	518	828	652
Calzado	670	960	192
Camioneros	1.039	1.545	6021
Comercio	423	957	51-52
Construcción	566	927	45
Entidades Deportivas y Civiles (UTEDyC)	678	958	910-924
Gastronómicos	695	1.064	552
Gráficos	600	840	221-222
Maestranza	50	110	7493
Metalmecánica	564	765	272
Plásticos	766	954	252
Químicos	596	1.222	232-241-2421-2422
Sanidad (sin internación)	527	850	851
Seguridad	584	900	7492
Textiles	666	893	171-173
Transporte de pasajeros	6022

los efectos de los pisos salariales fijados en convenios colectivos sobre salarios, desigualdad y empleo. Específicamente, se parte de un modelo *TWFE* para estimar la siguiente ecuación:

$$y_{st} = \alpha + \beta floor_{st} + \gamma_s + \delta_t + \sigma_s * time + \lambda X_{st} + \epsilon_{st} \quad (3.1)$$

donde y_{st} refiere al *outcome* laboral que corresponda para el sector s en el momento t (en este caso, niveles salariales en distintos puntos de la distribución, medidas de desigualdad salarial, y niveles de empleo), $floor_{st}$ es el piso salarial que corresponde al sector s en el momento t ; γ_s son efectos fijos a nivel sector que permiten captar cambios específicos que podrían haberse producido a nivel de rama, y δ_t efectos fijos por tiempo. Los errores se construyen a través de wild-bootstrap, con cluster a nivel rama.

Además de la especificación base de *TWFE* se incluyen controles referidos a la composición de los trabajadores y empresas de cada sector: proporción de trabajadores hombres, proporción de trabajadores en cada una de las regiones, además de *shares* de grupos de edad,

de tamaño y de antigüedad de la empresa donde se efectiviza la relación laboral ⁹. Por último, se incluyen tendencias lineales anuales por sector para controlar por efectos temporales heterogéneos entre las distintas ramas de actividad.

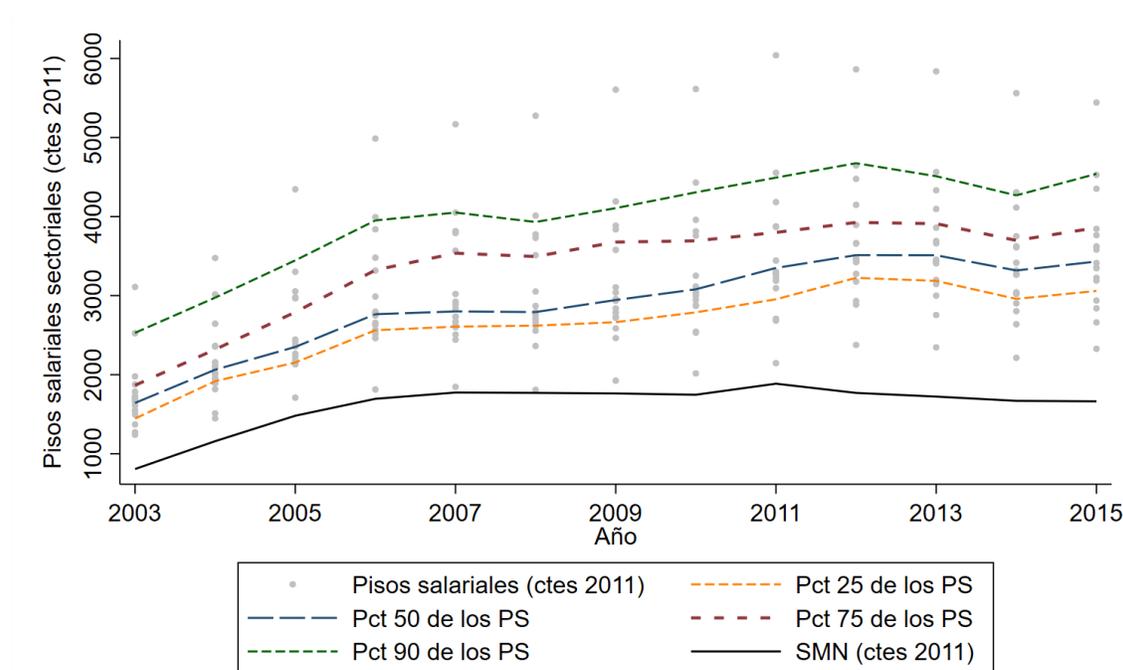
La ecuación 3.1 se estima tanto en niveles como en primeras diferencias, en línea con lo sugerido por la literatura ((Allegretto et al.; 2017; Autor et al.; 2016)). La variable central es $floor_{st}$ y el coeficiente de interés es β , ya que captura la elasticidad del salario (o del empleo) respecto al piso salarial de la rama analizada. La identificación se basa en que, una vez controlado por características de trabajadores y empresas de cada sector, así como por factores específicos a cada sindicato y a cada año, no existen otros shocks que afecten simultáneamente a los salarios mínimos de convenio y a las variables de empleo y salarios que reflejen la existencia de simultaneidad en las ecuaciones. Frente a esto, si bien la inclusión de efectos fijos y de tendencias temporales por sector permite controlar por posibles fuentes de endogeneidad, la estrategia empírica implementada no resulta completamente causal, por lo que se sugiere interpretar los resultados como correlaciones o elasticidades más que como efectos puramente causales.

3.5. Evidencia descriptiva

Antes de presentar los resultados, se realiza una breve descripción de la evolución en términos de empleo, salarios y pisos salariales negociados de los sectores analizados. La Figura 3.3 presenta la evolución de los pisos salariales negociados entre 2003 y 2015, expresados en pesos constantes de 2011. Dado que se trata de 17 pisos salariales distintos, el objetivo de esta figura es mostrar la existencia de variabilidad a lo largo del tiempo y entre sectores, aspecto crucial a la hora de implementar la estrategia empírica presentada en la Sección 3.4. Cada punto gris de la Figura 3.3 es el promedio anual del piso salarial de un sindicato (en pesos constantes). Se destacan con algunas líneas la evolución de los percentiles 25, 50, 75 y 90 de esos pisos salariales sectoriales; donde se observa también el valor del SMN.

⁹Los grupos de edad utilizados son: 18 a 30 años; 31 a 45; 46 a 60. El tamaño de la empresa está medida en tramos de empleo: hasta 9 empleados; de 10 a 49; de 50 a 200; y más de 200. Por su parte, la antigüedad de la empresa se divide en: aquellas empresas creadas antes del 2001; las creadas entre 2001 y 2005; las creadas entre 2006 y 2010; y las posteriores a 2010.

Figura 3.3: Evolución de los pisos salariales negociados por sector. 2003-2015



Notas. Cada punto gris es el promedio anual del piso salarial de un sindicato (en pesos constantes); y se destacan algunas líneas con la evolución de los percentiles 25, 50, 75 y 90 de esos pisos salariales sectoriales. La línea negra refleja el valor del salario mínimo nacional (en pesos constantes de 2011).

Fuente. Elaboración propia basada en base a datos de la Dirección de Estudios y Estadísticas de Relaciones de Trabajo del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS).

En términos breves, se observa que i) el valor del SM está muy por debajo del resto de los pisos salariales sectoriales; ii) existe una amplitud considerable entre los niveles salariales sectoriales negociados entre sindicatos; y iii) si bien se observan aumentos en términos reales con claridad hasta 2011 (para luego comenzar cierto estancamiento), los mayores aumentos se dan hasta el año 2006/2007. Si bien existe una tendencia promedio creciente al menos hasta el 2009, no todos los sindicatos lograron negociar aumentos similares. Así, mientras algunos sectores logran seguir aumentando el poder adquisitivo de sus pisos salariales, otros apenas logran mantener su salario real incambiado, e incluso algunos sindicatos pierden poder adquisitivo¹⁰. Esta evolución diferencial se acentúa desde el 2010 en adelante, bajo un contexto de desaceleración económica y escalada inflacionaria. Además, en el gráfico se

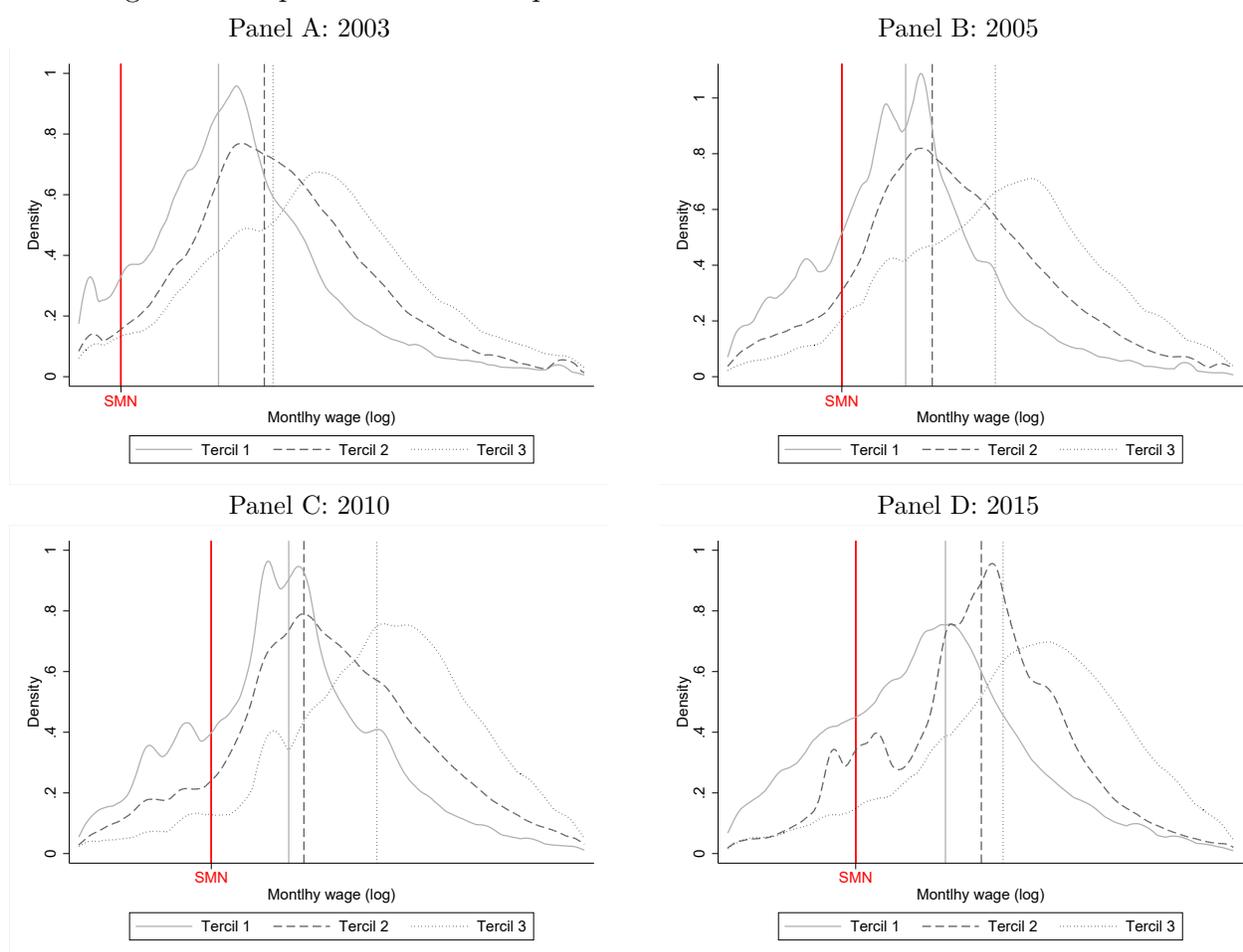
¹⁰En muchas ocasiones, si bien los pisos salariales no reciben un ajuste lo suficientemente alto para mantener el salario real, los sindicatos logran otros aumentos a través de bonos, compensaciones especiales, u otras partidas no remunerativas.

observa la evolución del salario mínimo nacional, que se mantiene siempre por debajo de todos los pisos salariales negociados (tal como se mencionó en la Sección 3.2), reafirmando la importancia de la negociación colectiva como mecanismo de fijación salarial para la mayoría de los trabajadores formales en Argentina.

Lo anterior pone de manifiesto que, si bien la mayoría de los sectores cuentan con mecanismos de negociación colectiva, no todos logran negociar acuerdos igual de beneficiosos, quizás porque son sindicatos que nuclean a menos cantidad de trabajadores o porque pertenecen a sectores con peor desempeño económico y esto impone techos a la hora de negociar aumentos salariales. Así, el resultado final de la negociación colectiva sobre la desigualdad salarial no es claro, ya que si bien es esperable que este mecanismo reduzca la desigualdad dentro de cada sector (favoreciendo los aumentos de los salarios más sumergidos), el hecho que algunos sindicatos logren mejores aumentos que el resto podría ampliar la brecha entre el total de trabajadores, incrementando así la desigualdad salarial total.

Si bien lo anterior no se testea directamente en la sección de Resultados, la Figura 3.4 muestra para cuatro años distintos la operatividad de los convenios colectivos, ya que relaciona los salarios observados con los pisos salariales negociados, además del salario mínimo nacional. Considerando el panel A que corresponde al año 2003, se observan tres distribuciones salariales, que corresponden a terciles de ramas de actividad. Estos terciles se construyeron en función de los salarios que se pagan en cada una de las ramas de actividad: el tercil 1 son las cinco ramas que tienen medianas salariales más bajas, el tercil 2 son las seis ramas que pagan salarios intermedios, mientras que el último tercil está compuesto por las seis ramas restantes que tienen medianas salariales más altas. La línea vertical punteada de cada tercil hace referencia al piso salarial negociado (en este caso, es el promedio de los pisos salariales de la categoría representativa de las seis ramas que hay en cada tercil), mientras que la línea roja indica el salario mínimo nacional. Tal como se observa, las distribuciones se encuentran centradas alrededor de los mínimos sectoriales, lo que respalda la operatividad de estos pisos salariales, mientras que el rol del salario mínimo nacional como referencia salarial queda relegado.

Figura 3.4: Operatividad de los pisos salariales. Terciles de ramas de actividad.



Notas. Cada densidad salarial responde a un tercil de ramas de actividad basados en las medianas salariales de cada sector. La línea vertical de cada grupo es el salario conformado de la categoría representativa, mientras que la línea roja indica el salario mínimo nacional. El tercil 1 está compuesto por: Calzado, Construcción, Gastronómicos, Maestranza, Seguridad, Textiles. Tercil 2: Comercio, Entidades Deportivas y Civiles, Gráficos, Plásticos y Sanidad. Tercil 3: Alimentación, Aluminio, Bancarios, Camioneros, Pasajeros, Químicos.

Fuente. Elaboración propia basada en base a datos del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) y el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA).

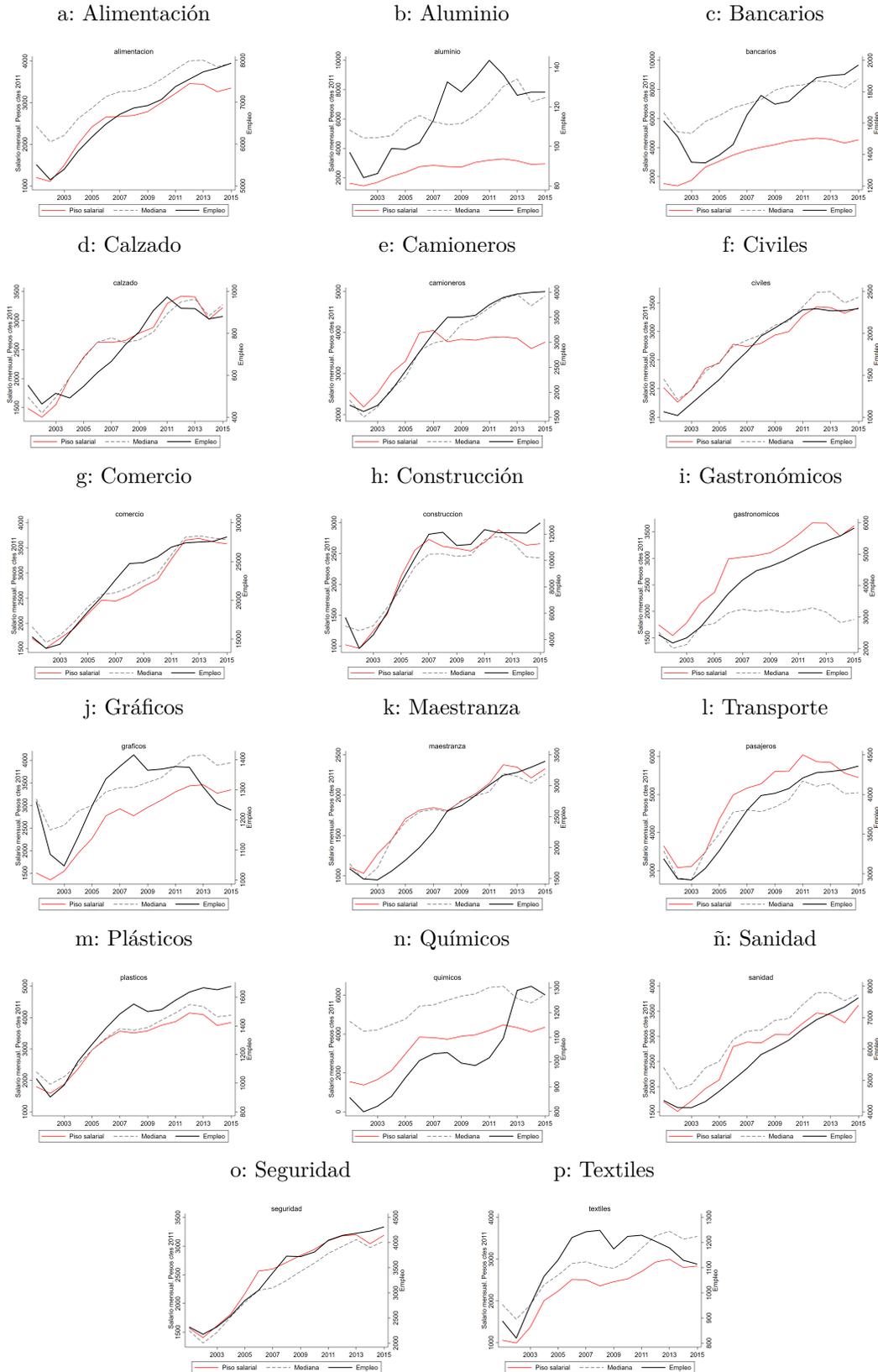
La interpretación de los paneles B, C y D de la Figura 3.4 es análoga a la realizada para el año 2003 (panel A); y las conclusiones sobre la irrelevancia del salario mínimo nacional y la operatividad de los convenios colectivos para los trabajadores que participan de la negociación colectiva se mantienen a lo largo del período. Al comparar las distribuciones entre los cuatro años, destacan algunos puntos adicionales. En primer lugar, si bien el salario mínimo nacional

se encuentra siempre muy por debajo de los pisos sectoriales, su operatividad parece aumentar ya que la masa salarial por debajo de este valor aumenta en cada año graficado. En segundo lugar, la distancia entre las distribuciones de cada tercil cambian durante el período: por un lado, entre el 2003 y 2010 los dos terciles más bajos presentan poca distancia entre sí y se alejan de los salarios de los sectores más ricos; mientras que en el 2015 los sectores intermedios parecen alejarse de los sectores que menos ganan y se posicionan más cerca de aquellos que negocian pisos salariales más altos. Así, la hipótesis de que mejoras salariales logradas por algunos sindicatos pueden haber ampliado la brecha entre trabajadores e incrementado la desigualdad salarial total, parece ser un resultado viable en base a la Figura 3.4; aunque la evidencia no es obvia y por tanto los resultados de la sección 3.6 no son del todo obvios.

Tal como se comentó en la sección 3.2, la negociación colectiva en Argentina aumenta considerablemente desde el 2004 en adelante, período que coincide con fuerte crecimiento económico y dinamismo del mercado de trabajo. El PBI creció a tasas anuales promedio de 7.5% hasta el 2007, comenzando luego un período de desaceleración económica, incluso con tasas de variación negativas; mientras que el empleo aumentó considerablemente durante los primeros años, acompañado de una caída de la tasa de desempleo que duró la mayor parte del período analizado y reducción de la informalidad. Además, los mayores incrementos salariales se dieron principalmente durante el período 2003-2008. En cierto modo, esto es esperable ya que a mayor dinamismo del mercado laboral, mayor margen para incrementar los pisos salariales sin afectar negativamente al empleo.

Resulta probable que aquellos sectores que hayan tenido mejor desempeño económico, hayan experimentado negociaciones colectivas con mayores aumentos. Esto puede observarse en la Figura 3.5, donde se presenta la evolución de los pisos salariales, junto con la mediana de las remuneraciones y el empleo para cada sector por separado. La línea roja indica los salarios mínimos de los convenios colectivos, la línea gris refleja la mediana salarial y la línea negra el empleo (total de puestos de trabajados registrados en SIPA, a diciembre de cada año).

Figura 3.5: Empleo, remuneraciones y pisos salariales por sectores. 2001 a 2015



Fuente. Elaboración propia basada en base a datos del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) y el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA).

En la Figura 3.5 puede observarse que, como patrón general, aquellos sectores que mostraron mayor dinamismo en el empleo también presentan mayores incrementos en sus pisos salariales. Sin embargo, más allá del patrón sugerido, es importante resaltar que la relación entre estas variables no siempre es positiva o negativa, ya que existen algunos períodos y sectores donde el mínimo de convenio aumenta mientras el empleo y los salarios aumentan; aunque también se observan otros casos donde el mínimo de convenio aumenta mientras el empleo cae; o incluso sectores donde la mediana salarial sigue aumentando a pesar que el piso salarial se mantiene constante. Tal como se discutió al inicio del trabajo, la existencia de diversos mecanismos de interacción entre los pisos salariales, las remuneraciones efectivamente percibidas y el empleo, genera que los efectos finales y los resultados esperados sobre las principales variables del mercado laboral no sean del todo obvios.

3.6. Resultados

3.6.1. Análisis a nivel sectorial

En esta sección los resultados se presentan organizados en tres grupos de *outcomes* laborales: salarios, desigualdad, y empleo.

3.6.1.1. Salarios

Un primer punto a analizar es en qué medida la negociación colectiva logra aumentar los salarios de los trabajadores comprendidos en los acuerdos. Si bien esto puede parecer una pregunta trivial, existen diversas situaciones en las que esto no resulta del todo obvio. Si bien los acuerdos colectivos son de cumplimiento obligatorio para todas las empresas, independientemente de si participaron directamente de la negociación, un bajo nivel de *enforcement* podría permitir que los salarios no aumenten tanto como el acuerdo colectivo establece. En otra dirección, tal como se evidencia en Card and Cardoso (2021), en algunas firmas o para algunas ocupaciones, los acuerdos son solamente una referencia de mínima, y algunas firmas resuelven aumentos mayores para mantener su “prima salarial”. Otro punto relevante es que los acuerdos colectivos no definen los aumentos salariales para los cargos jerárquicos y pro-

fesionales, por lo que el efecto final sobre la distribución salarial depende también del ajuste que perciban esas ocupaciones y su participación en el total de salarios analizados.

La Tabla 3.2 muestra la elasticidad de cambios en los pisos salariales de la negociación colectiva sobre los salarios de distintos percentiles de la distribución. Estos resultados surgen de estimar la ecuación 3.1 para cada ventíl de la distribución salarial, esto es, se estima una ecuación distinta para cada punto de la distribución, sustituyendo en cada caso la variable dependiente por un ventíl diferente. Se presentan los resultados de seis especificaciones distintas del modelo propuesto en 3.1: tres especificaciones con la variable dependiente en niveles y tres especificaciones en primeras diferencias. Todas las estimaciones incluyen efectos fijos por año y por sector. La segunda especificación de cada bloque (columna 2 y 4) incorporan además tendencias lineales anuales por sector; mientras que las columnas 3 y 6 incluyen también controles sobre características del trabajador y la firma.

Los resultados de la especificación completa en niveles (columna 3) sugieren que un aumento de 10% del mínimo salarial genera un aumento de 3.8% sobre el salario real del percentil 10, y de 3.7% pl sobre el salario real del percentil 25. Estos efectos significativos se mantienen a lo largo de toda la distribución, con un patrón decreciente a medida que se avanza en la distribución salarial. Respecto a la especificación completa en primeras diferencias (columna 6), si bien las magnitudes son levemente inferiores, se observan efectos similares en la cola izquierda de la distribución, con magnitudes que decrecen en la cola derecha.

La Figura 3.6 muestra gráficamente los resultados de las columnas 3 y 6 de la tabla anterior (especificaciones completas en niveles y en diferencias). Como resultado central, se observa que los cambios en los pisos salariales sectoriales de los convenios colectivos aumentan los salarios de toda la distribución, en forma bastante homogénea hasta la primera mitad de la distribución salarial, y en forma decreciente pero positiva y significativa en la cola derecha. Estos resultados coinciden con la literatura reciente que existe sobre este tema, donde las magnitudes son similares a otros países con coeficientes cercanos a 0.3 y 0.5 (Villanueva and Adamopoulou; 2022). Además, otro punto relevante es que los efectos sobre toda la distribución salarial es algo que también se ha respaldado empíricamente, ya que las firmas suelen pagar una especie de *wage cushions* por encima de los pisos salariales a muchos trabajadores. Estos “colchones salariales” se mantienen cuando hay ajustes de los salarios mínimos para

mantener las brechas salariales, y por tanto la mayoría de los aumentos terminan afectando a gran parte de la escala salarial (Card and Cardoso; 2022).

Cuadro 3.2: Resultados sobre niveles salariales

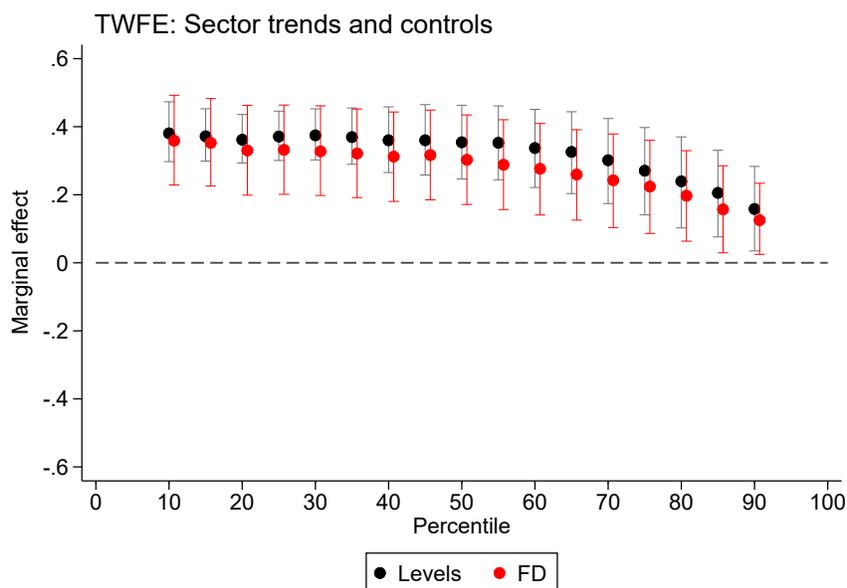
	Levels			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
p10	0.415** [0.031]	0.361** [0.017]	0.381*** [0.000]	0.359*** [0.000]	0.359*** [0.000]	0.359*** [0.000]
p25	0.377** [0.024]	0.343** [0.015]	0.371*** [0.000]	0.332*** [0.000]	0.332*** [0.000]	0.332*** [0.000]
p50	0.303*** [0.001]	0.333*** [0.000]	0.354*** [0.000]	0.302*** [0.001]	0.303*** [0.001]	0.303*** [0.001]
p75	0.148 [0.177]	0.226*** [0.007]	0.271*** [0.003]	0.223** [0.012]	0.224** [0.012]	0.224** [0.013]
p90	-0.002 [0.978]	0.113 [0.121]	0.158** [0.035]	0.124** [0.043]	0.125** [0.043]	0.125** [0.042]
Mean	0.132 [0.169]	0.216** [0.011]	0.254*** [0.001]	0.224*** [0.002]	0.225*** [0.002]	0.224*** [0.002]
Observations	2,652	2,652	2,652	2,635	2,635	2,635
Levels/FD	Log	Log	Log	FD	FD	FD
Sector FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector trends	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Controls	No	No	Yes	No	No	Yes

Notes. Las estimaciones reflejan los efectos marginales de estimar la ecuación 3.1 sobre distintos puntos de la distribución salarial (excepto en la última final que se utiliza el promedio salarial). Todas las variables se encuentran en pesos constantes de 2011 y expresadas en logaritmos. Se consideran trabajadores formales entre 18 a 60 años de edad. Todas las especificaciones incorporan efectos fijos por año, mes y rama de actividad. En las especificaciones 2, 3, 5 y 6 se incluyen tendencias lineales por sectores. Las especificaciones 3 y 6 incluyen controles: proporción de trabajadores hombres, proporción de trabajadores en cada una de las regiones, *shares* de grupos de edad, de tamaño y de antigüedad de la empresa. Se incluyen tendencias lineales por sector para controlar por efectos temporales heterogéneos entre las distintas ramas de actividad.

Cluster-robust wild-bootstrap p-values at sector level in square brackets. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Figura 3.6: Resultados sobre salarios



Notas. El eje horizontal indica los percentiles salariales, mientras que en el eje vertical se observan los efectos marginales que surgen de estimar la ecuación 3.1 a lo largo de la distribución. Se presentan las estimaciones puntuales junto con sus respectivos intervalos de confianza al 90%, estimados mediante Cluster-robust wild bootstrap.

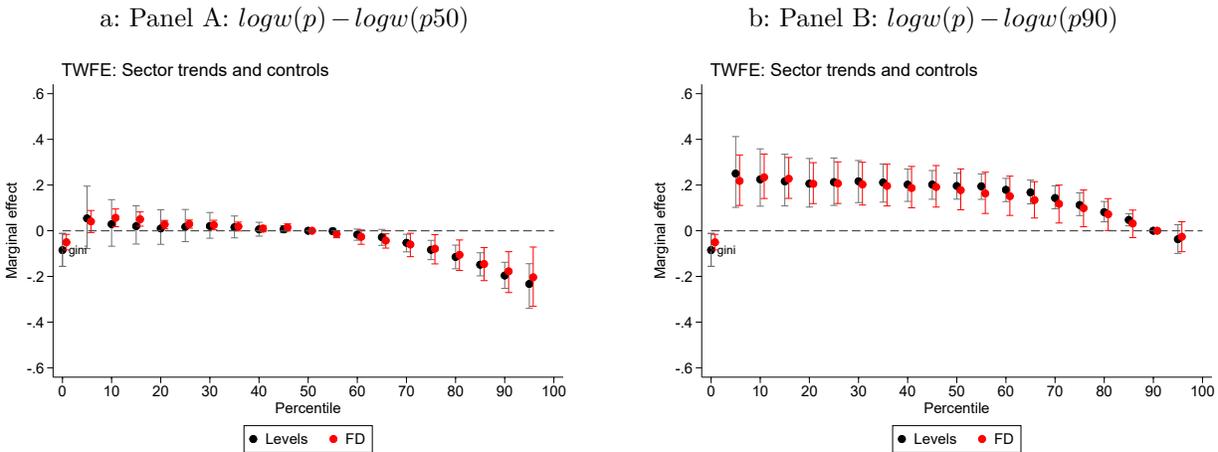
Fuente. Elaboración propia basada en base a datos de la Dirección de Estudios y Estadísticas de Relaciones de Trabajo del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS).

3.6.1.2. Desigualdad salarial

Otra de las preguntas a contestar es qué efectos tienen los convenios de negociación colectiva sobre la desigualdad salarial de los trabajadores formales, ya que pueden preverse efectos en direcciones contrapuestas. Los pisos salariales en cada sector pueden generar una compresión en la desigualdad interna de cada rama; aunque también puede suceder que la negociación colectiva sea muy dispar entre sectores y se genere un aumento de la desigualdad global. Si bien estos mecanismos no son testeados, la Figura 3.7 muestra los resultados sobre el global de la desigualdad salarial formal. Los coeficientes surgen de estimar el modelo de la sección anterior, pero sustituyendo la variable dependiente por distintos ratios de desigualdad en lugar de niveles salariales. Específicamente, en el panel izquierdo se estima los efectos sobre

los ratios de cada ventíl respecto a la mediana salarial en la especificación en niveles y en FD; mientras que en el panel derecho se muestra los ratios de desigualdad de cada ventíl respecto al salario del percentil 90.

Figura 3.7: Resultados sobre desigualdad salarial



Notas: El eje horizontal indica los percentiles salariales, mientras que en el eje vertical se observan los efectos marginales que surgen de estimar la especificación 3 de la ecuación 3.1 para distintos ratios de desigualdad salarial. Se grafica sobre el eje vertical las estimaciones utilizando el coeficiente de Gini como variable dependiente. El panel de la izquierda utiliza como variable dependiente el ratio respecto a la mediana salarial $\log w(P) - \log w(p50)$, por lo que se estima secuencialmente la ecuación 3.1 para el ratio $\log w(p10) - \log w(p50)$, luego para $\log w(p15) - \log w(p50)$, y así sucesivamente. El panel de la derecha es análogo, tomando ahora como variable dependiente el ratio respecto al percentil 90: $\log w(P) - \log w(p90)$. Se presentan las estimaciones puntuales junto con sus respectivos intervalos de confianza al 90%, mediante Cluster-robust wild bootstrap.

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Las estimaciones del Panel A indican que los salarios mínimos de convenio no parecen haber sido efectivos a la hora de reducir la desigualdad en la parte baja de la distribución, posiblemente porque los mínimos de convenio generan aumentos uniformes a en varios de los primeros deciles, tal como se vio en la sección anterior sobre niveles salariales. Respecto a la desigualdad de la cola superior, las estimaciones de la derecha sugieren una reducción de la brecha salarial respecto al percentil 90, hasta aproximadamente el percentil 75. Como complemento para tener una medida de desigualdad global, se utilizó al índice de Gini como variable dependiente, obteniendo coeficientes significativos y negativos en ambas especificaciones.

3.6.1.3. Empleo

La literatura de instituciones laborales ha centrado gran parte de su interés en analizar en qué medida la existencia de pisos salariales afecta los niveles de empleo. Esto se debe a que el alcance de esta política para aumentar el bienestar está fuertemente ligado a los impactos que tenga sobre el empleo, más allá de sus efectos de mejora salarial y redistribución. Lejos de ser concluyente sobre la predicción estándar de que los pisos salariales afectan negativamente al empleo, la evidencia empírica tanto para países desarrollados como en desarrollo ha mostrado en muchos casos efectos nulos o incluso positivos (Lemos (2009), Grau et al. (2011), Neumark and Corella (2021), Dube (2019), Corella (2020), Urzua and Saltiel (2021)).

Para responder esta pregunta, se estima la ecuación 3.1 utilizando como variable dependiente los niveles de empleo. La Tabla 3.3 presenta los resultados para las seis especificaciones utilizadas hasta ahora. Se estimaron los niveles de empleo considerando la variable del piso salarial con distintos rezagos temporales porque en caso que los aumentos salariales tengan efectos negativos sobre el empleo, este ajuste no suele ser inmediato. En ninguna de las seis especificaciones consideradas ni para ningún período temporal se observan efectos significativos. Estas conclusiones se mantienen al incorporar el PBI sectorial como control adicional (Tabla A3.1); o sustituyendo la variable central de nivel de piso salarial por algún indicador de operatividad del piso salarial, como lo es el *Kaitz Index* (Tabla A3.2).

Cuadro 3.3: Resultados sobre el empleo

	Levels			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Empleo	-0.306 [0.619]	0.107 [0.628]	0.074 [0.531]	0.000 [0.992]	0.000 [0.993]	0.000 [0.974]
Empleo a 3 meses	-0.281 [0.649]	0.118 [0.570]	0.074 [0.513]	-0.008 [0.398]	-0.008 [0.391]	-0.008 [0.373]
Empleo a 6 meses	-0.255 [0.691]	0.147 [0.444]	0.095 [0.459]	-0.015 [0.635]	-0.015 [0.647]	-0.016 [0.640]
Empleo a 12 meses	-0.200 [0.786]	0.194 [0.273]	0.123 [0.287]	-0.002 [0.699]	-0.003 [0.661]	-0.003 [0.661]
Observations	2,448	2,448	2,448	2,431	2,431	2,431
Levels/FD	Log	Log	Log	FD	FD	FD
Sector FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector trends	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Controls	No	No	Yes	No	No	Yes

Notes. Las estimaciones reflejan los efectos marginales de estimar la ecuación 3.1 sobre la cantidad de puestos de trabajo de trabajadores entre 18 a 60. Todas las variables se encuentran expresadas en logaritmos. Todas las especificaciones incorporan efectos fijos por año, mes y rama de actividad. En las especificaciones 2, 3, 5 y 6 se incluyen tendencias lineales por sector. Además, las especificaciones 3 y 6 incluyen controles: proporción de trabajadores hombres, proporción de trabajadores en cada una de las regiones, *shares* de grupos de edad, de tamaño y de antigüedad de la empresa.

Cluster-robust wild-bootstrap p-values at sector level in square brackets. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Un último ejercicio para el análisis del empleo a nivel sectorial, es ver si los efectos de los pisos salariales varían en función de la composición de los sectores. Para eso se incorpora a la

ecuación principal una interacción entre la variable central del piso salarial con la proporción que hay en cada sector de: i) hombres; ii) jóvenes y iii) empresas mipymes. La ecuación a estimar en este caso viene dada por:

$$y_{st} = \alpha + \beta_1 floor_{st} + \beta_2 shr_{st} + \beta_3 floor_{st} * shr_{st} + \gamma_s + \delta_t + \lambda X_{st} + \epsilon_{st}$$

donde $shr_{st} = \{shr_{mipymes}, shr_{jovenes}, shr_{hombres}\}$

El coeficiente de interés en este caso es β_3 ya que captura el efecto diferencial sobre el empleo que tienen los pisos salariales al aumentar la proporción de trabajadores con las tres características anteriores.

Los resultados se presentan en la Tabla 3.4. El caso para destacar es el coeficiente asociado a la interacción con la proporción de empresas mipymes, ya que es el único caso donde los coeficientes son significativos en todos los períodos de tiempo. Para este caso, la estimación indica que un aumento de 1 punto porcentual en la proporción de empresas pymes generaría una caída adicional de 2% en el empleo, respecto al efecto que haya sobre sectores con empresas grandes. La idea de que los efectos sobre el empleo de los PS pueden ser más nocivos en sectores con mayor proporción de pymes va en línea con la literatura, ya que las empresas medianas y pequeñas tienen menor margen de ajuste frente a aumentos salariales y además no suelen ser ellas quienes negocian las pautas de aumento salarial ((Fanfani; 2023)).

Cuadro 3.4: Resultados heterogéneos sobre empleo

	Empleo actual	3 meses	6 meses	12 meses
Interacción con share de mipyme (β_3)	-0.021** [0.033]	-0.020** [0.028]	-0.021** [0.020]	-0.019** [0.019]
Interacción con share de jóvenes (β_3)	0.013** [0.031]	0.013* [0.059]	0.011 [0.100]	0.009 [0.129]
Interacción con share de hombres (β_3)	0.009 [0.104]	0.008 [0.102]	0.009* [0.099]	0.008* [0.081]
Observations	2,652	2,601	2,550	2,448
Levels/FD	Log	Log	Log	Log
Sector FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector trends	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes. Las estimaciones reflejan los efectos marginales asociados al coeficiente β_3 de estimar la ecuación 3.2 sobre el empleo considerando distintos períodos de tiempo. Todas las variables se encuentran expresadas en logaritmos. Todas las especificaciones incorporan efectos fijos por año, mes y rama de actividad y controles a nivel trabajador y firma.

Cluster-robust wild-bootstrap p-values at sector level in square brackets. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

3.6.2. Análisis a nivel individual

3.6.2.1. Resultados principales

Los resultados del análisis a nivel sectorial evidencian que la negociación colectiva logra reducir la desigualdad salarial formal sin afectar negativamente los niveles de empleo. Esto se obtuvo implementando una metodología de TWFE, que permite conocer los resultados promedio a nivel sectorial. En esta sección se realiza un análisis a nivel individual, aprovechando

la estructura de RRAA que permite conocer las trayectorias individuales de los trabajadores a lo largo del tiempo. El interés consiste en analizar las dinámicas de empleo de los trabajadores luego de cada ajuste de los acuerdos colectivos. Específicamente, se busca evaluar si un trabajador cuyo salario debe ajustarse por un aumento del piso salarial sectorial se mantiene en el mismo empleo o empleado en el sector privado cierto tiempo después de ese ajuste.

Para evaluar lo anterior, se construyen *bins* o ratios centrados en el siguiente piso salarial: $w_{it}/floor_{st+1}$. Aquellos trabajadores que cumplen el piso salarial actual ($w_t > floor_{st}$) pero que se encuentran por debajo del siguiente mínimo sectorial ($w_t < floor_{st+1}$) tendrán valores de bins menores a uno, mientras que aquellos que ya perciben salarios por encima del próximo piso salarial ($w_t > floor_{st+1}$) son asignados a bins mayores a uno.

Una vez construidos los ratios anteriores, en base a Dustmann et al. (2020) y su aplicación en Blanchard et al. (2021), se agrupa a los trabajadores en once bins para obtener: a) los bins asociados a trabajadores directamente afectados por los ajustes, que corresponde a un primer bin con los trabajadores con ratios entre 0.8 y 0.95; y otro bin con los trabajadores con ratios entre 0.95 y 1; b) los bins asociados a trabajadores parcialmente tratados; que son trabajadores con ratios entre 1 y 1.45, es decir, trabajadores que ya ganan el próximo piso salarial pero no lo superan demasiado y por tanto sus salarios quizás también aumenten con el próximo ajuste; y c) un bin de trabajadores muy poco tratados o grupo que funciona como control: que son quienes al momento del ajuste ganan entre un 45% y un 50% más que el próximo piso salarial ¹¹.

La ecuación a estimar es:

$$y_{i_{w(t)}t+1} = \gamma_{i_{w(t)}t+1} D_{i_{w(t)}t+1} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.2)$$

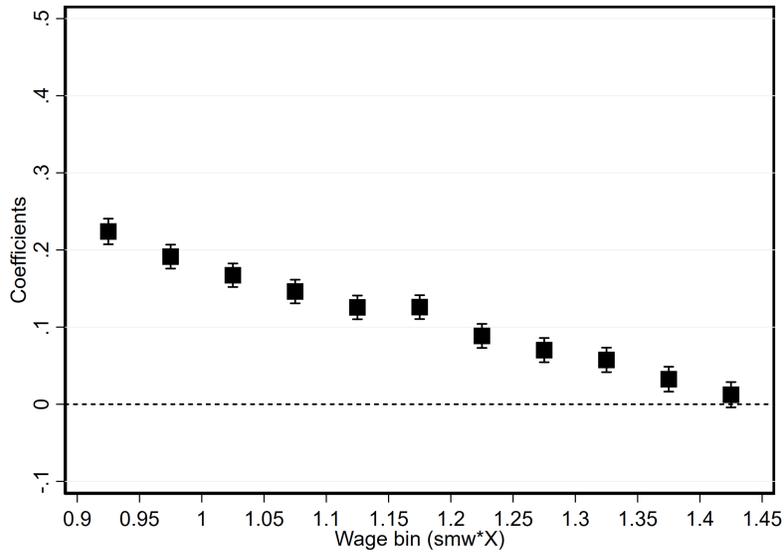
donde la variable de resultado es $y_{i_{w(t)}t+1} = (0,1)$, en función de si el trabajador i que (antes del ajuste) pertenecía al bin w se mantiene con el mismo trabajo seis meses después del cambio del piso salarial. Las variables que captan los efectos de pertenecer a grupos con distinta intensidad de tratamiento se definen como $D_{i_{w(t)}t+1}$ que indica si el trabajador i

¹¹En total se construyen once bins: [0.8-0.9); [0.9-0.95);[0.95-1.0); [1.0-1.05); [1.05-1.10);[1.10-1.15), ..., hasta [1.45-1.5]

pertenece al bin w en el momento t (previo al ajuste). Dado esto, los coeficientes de interés son $\gamma_{i_{w(t)}t+1}$, que muestran el cambio en la probabilidad de permanecer en el mismo trabajo condicional a estar en el bin w al momento del ajuste, una vez controlado por características de trabajadores (sexo, edad y salario real), características de las firmas (antigüedad, tamaño y región). Se controla además por factores específicos a cada mes/año, y efectos fijos a nivel trabajador.

Antes de evaluar las dinámicas del empleo, es importante analizar si efectivamente sucede que luego de un ajuste del piso sectorial, los salarios cambian diferencialmente según el bin salarial, es decir, si los bins construidos realmente reflejan distinta intensidad de tratamiento. Para eso, se estima la ecuación 3.2 usando como variable dependiente el cambio salarial. Los resultados se muestran en la Figura 3.8, donde se observa que cuanto más cercano esté el salario de un trabajador al piso salarial, mayor aumento salarial percibe al momento de los ajustes. También se observa que este aumento se diluye cuando el salario del trabajador se aleja del mínimo sectorial.

Figura 3.8: Cambios en los salarios cuando ajusta el piso salarial

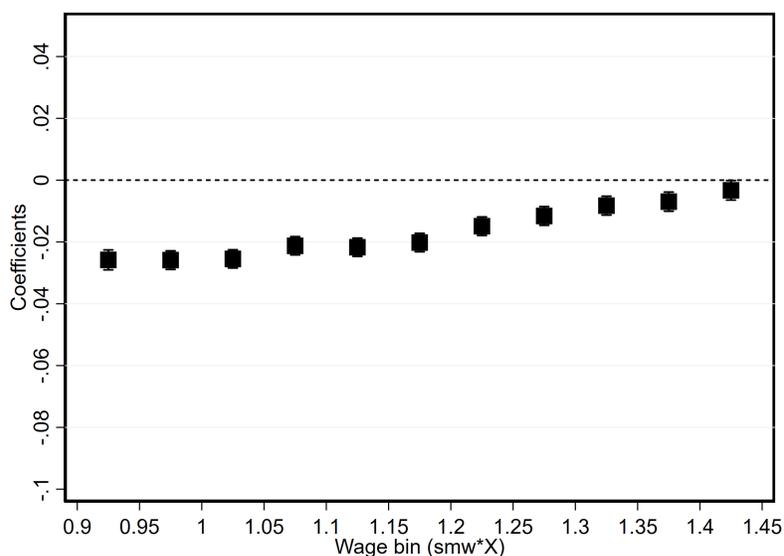


Notas: Los efectos son relativos al bin omitido. En el eje horizontal se muestran los once bins construidos, y en el eje vertical las estimaciones puntuales con sus respectivos IC al 90%.

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Dado lo anterior, se pasa a estimar la probabilidad de permanecer empleado cierto tiempo después del ajuste, para evaluar si los ajustes de los PS afectan las dinámicas de empleo. Los resultados de estas estimaciones se muestran en la Figura 3.9¹². Se observa que la probabilidad de permanecer empleado seis meses después del ajuste se reduce para todos los bins considerados como afectados (ya sea completa o parcialmente), con excepción del grupo considerado menos tratado o grupo de control. A modo de ejemplo, esto implica que para el bin 0.9, se reduce en 2 pp la probabilidad de permanecer empleado a seis meses del ajuste, en comparación con el grupo menos tratado.

Figura 3.9: Probabilidad de permanecer empleado a 6 meses del ajuste



Notas: Los efectos son relativos al bin omitido. En el eje horizontal se muestran los once bins construidos, y en el eje vertical las estimaciones puntuales con sus respectivos IC al 90%.

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Estas conclusiones se mantienen si se consideran períodos de tiempo alternativos como tres o doce meses luego del ajuste, con magnitudes un poco menores cuando se considera un

¹²Los microdatos de la muestra SIPA involucran a más de 109 millones observaciones mensuales de las taryectorias de los trabajadores. Las observaciones finales que participan de las regresiones responde a que dada la estrategia empírica, se restringe a las observaciones que cumplían las siguientes condiciones: i) el salario del trabajador cumplía el mínimo del convenio colectivo al momento del ajuste (su salario al momento del ajuste era igual o mayor al salario de la categoría inferior); ii) el ratio de su salario al momento del ajuste respecto al próximo piso salarial de la categoría inferior se encuentra entre 0.8 y 1.5; iii) las observaciones que corresponden a los meses donde se producen un ajuste del piso salarial.

año (Figura A3.1); o si se considera la probabilidad de permanecer en el mismo empleo en lugar de la probabilidad de estar ocupado (Figura A3.2).

3.6.2.2. Resultados heterogéneos

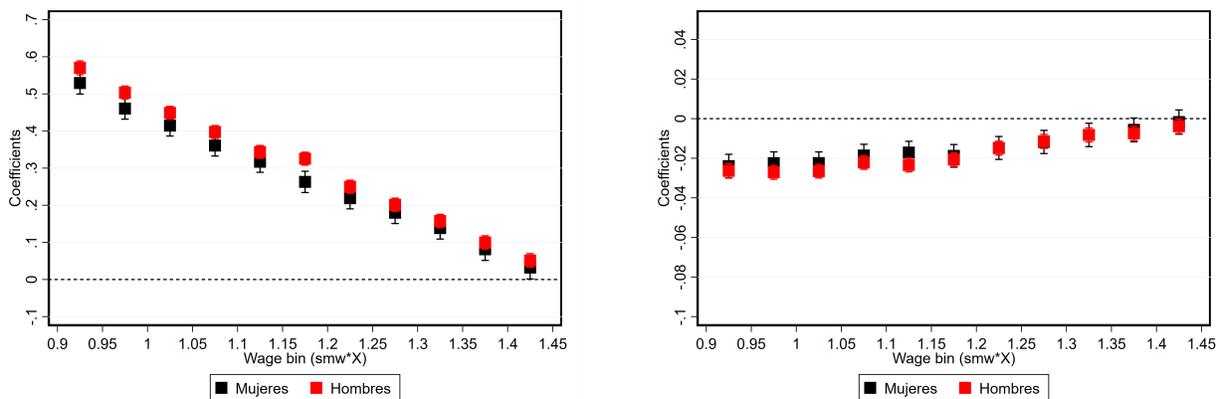
Como ejercicio final para poder entender mejor estas dinámicas, se analizaron efectos heterogéneos en función de: i) género; ii) edad; iii) tamaño de empresa; iv), período de tiempo.

Género. El panel izquierdo de la Figura 3.10 muestra los efectos sobre los aumentos salariales para varones y mujeres; mientras que el panel derecho muestra los efectos sobre la probabilidad de permanecer empleado. Si bien las diferencias no son significativas, se observan aumentos de magnitud mayor en los varones que en las mujeres, pero que no parecen traducirse a peores efectos sobre el empleo.

Figura 3.10: Análisis individual según género

a: Cambio en el salario ante ajuste del piso salarial

b: Probabilidad de estar empleado 6 meses después



Notas: Los efectos son relativos al bin omitido (menos tratado/grupo de control)

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

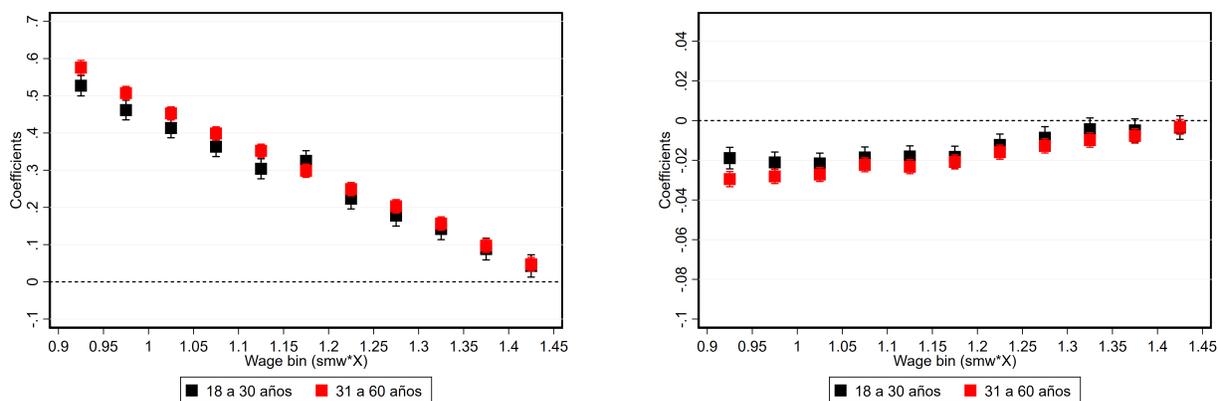
Edad. Respecto a los efectos según edad, se dividió a los trabajadores en dos grupos: i) 18 a 30 años; ii) 31 a 60 años. El panel izquierdo de la Figura 3.11 muestra los efectos sobre los aumentos salariales, y el panel derecho muestra los efectos sobre la probabilidad de permanecer empleado. Si bien las diferencias no son significativas en todos los bins, se observan aumentos de magnitud mayor en los adultos que se traducen a menores probabilidades de empleo. A diferencia de la evidencia para países desarrollados que suele encontrar mayores

efectos sobre los jóvenes (Cengiz et al. (2019)), este resultado va en línea con la evidencia para América Latina. Diversos estudios han encontrado que el salario mínimo parece incidir más sobre los trabajadores adultos que sobre los trabajadores jóvenes ((Blanchard et al.; 2021; Lombardo et al.; 2024)).

Figura 3.11: Análisis individual según edad

a: Cambio en el salario ante ajuste del piso salarial

b: Probabilidad de estar empleado 6 meses después



Notas: Los efectos son relativos al bin omitido (menos tratado/grupo de control)

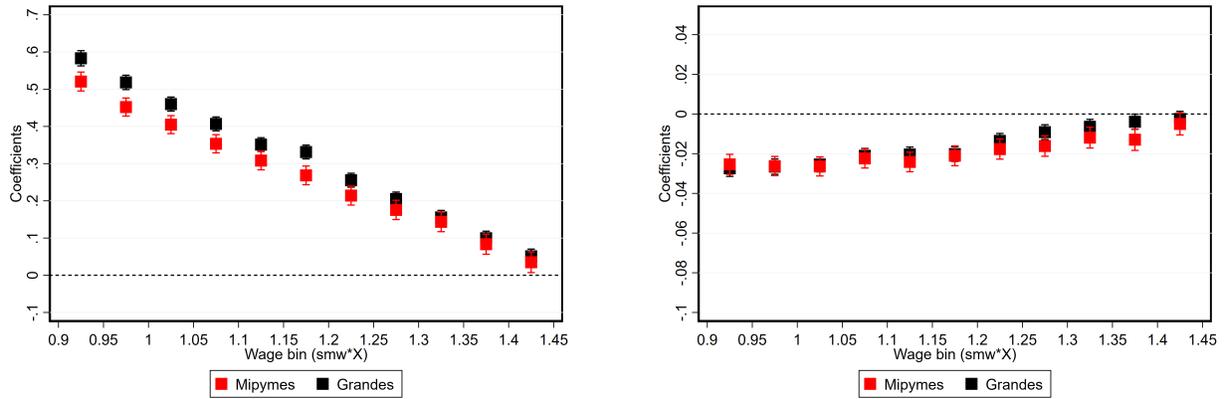
Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Tamaño de empresa. Respecto al tamaño de empresa, se agruparon los individuos que trabajan en empresas mipymes por un lado, y los que trabajan en empresas grandes por otro. El panel izquierdo de la Figura 3.13 muestra los efectos sobre los aumentos salariales; mientras que el panel derecho muestra los efectos sobre la probabilidad de permanecer empleado. Lo que se observa es que a pesar de que los pisos salariales generan menores aumentos en las empresas más chicas, estos ajustes parecen ser más nocivos en el empleo para este tipo de empresas, cuando se analiza los bins de los trabajadores parcialmente tratados. Esto coincide con los resultados encontrados en el análisis sectorial de la sección 3.6.1 sobre que una mayor proporción de empresas mipymes generaba un efecto diferencial negativo sobre el empleo. Además, esto va en línea con la evidencia empírica para otros países que encuentran que las empresas más chicas tiene menor capacidad de afrontar los ajustes pautados en los convenios colectivos, ya que no suelen ser ellas quienes participan de la negociación (Martins; 2021; Boeri et al.; 2021; Fanfani; 2023).

Figura 3.12: Análisis individual según tamaño de empresa

a: Cambio en el salario ante ajuste del piso salarial

b: Probabilidad de estar empleado 6 meses después



Notas: Los efectos son relativos al bin omitido (menos tratado/grupo de control)

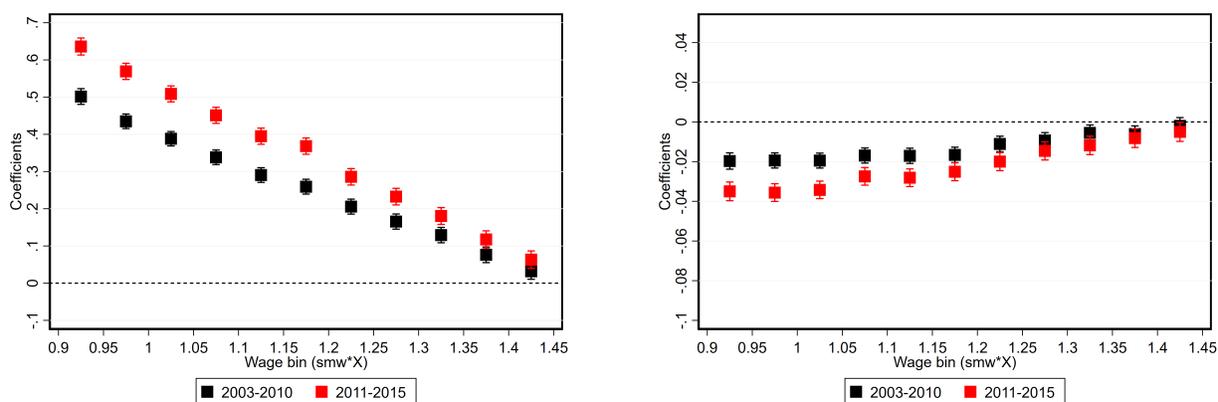
Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Período de tiempo. Por último, para evaluar si el contexto económico influye sobre los efectos de los pisos salariales en el mercado laboral, se subdivide el período en dos: un primer período entre 2003 y 2010, que puede considerarse un período con relativos dinamismo económico; y un segundo período entre 2011 y 2015, donde el contexto macroeconómico no es tan favorable. En la Figura 3.13 se presentan los resultados. El panel izquierdo muestra que los convenios colectivos parecen haber tenido más influencia en los aumentos salariales cuando las condiciones macroeconómicas son más desfavorables, esto es, en ausencia de negociación colectiva los salarios podrían haber aumentado menos. Por su parte, el panel derecho indica que los efectos negativos sobre el empleo se profundizan cuando el contexto macroeconómico se debilita, posiblemente porque no todas las firmas pueden absorber esos aumentos salariales. Los peores efectos de pisos salariales en períodos de menor dinamismo económico es un resultado también documentado por la literatura de salario mínimo en América Latina, tal como se plantea en Ferreira et al.; 2014; Lombardo et al.; 2024.

Figura 3.13: Análisis individual según período

a: Cambio en el salario ante ajuste del piso salarial

b: Probabilidad de estar empleado 6 meses después



Notas: Los efectos son relativos al bin omitido (menos tratado/grupo de control)

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

3.7. Conclusiones

En Argentina, al igual que muchos países, coexisten dos grandes instituciones de determinación salarial: un salario mínimo de alcance nacional y un sistema de negociación colectiva. Para el caso argentino, el período entre 2003-2015 se caracterizó por un fuerte impulso y vigencia de estos mecanismos. Si bien ambos son relevantes para la fijación de los salarios de los trabajadores asalariados, el papel del salario mínimo parece quedar relegado a proteger principalmente los ingresos de los asalariados precarios o que no son cubiertos por los convenios colectivos, sin ser una referencia clara para la negociación colectiva. Así, en gran parte del período los ajustes del salario mínimo difieren de los pisos salariales (PS) negociados, por lo que ambas instituciones parecerían haber operado en forma separada Marshall (2019). Como consecuencia de esto, para la gran mayoría de los trabajadores asalariados registrados, son los salarios negociados en convenios colectivos los que guían en mayor medida su evolución salarial.

Esta mayor relevancia de los PS determina un nuevo desafío empírico, ya que si bien posee puntos en común con los estudios de salarios mínimos en tanto constituyen umbrales mínimos de ingresos, estos pisos salariales son negociados entre sindicatos y empresas, por lo que sus

efectos finales sobre la desigualdad salarial y el empleo no son análogos a los de un salario mínimo impuesto por el gobierno. Utilizando datos novedosos de los salarios negociados por los sindicatos más importantes durante el período 2001 a 2015, combinados con registros administrativos, se estima un modelo *Two Ways Fixed Effects* a nivel sectorial para analizar en qué medida la negociación colectiva tuvo efectos sobre los salarios de los trabajadores, la desigualdad salarial formal y el empleo. En forma complementaria, se estudian las dinámicas de empleo que se producen luego de los ajustes, aprovechando la estructura de trayectorias laborales que se disponen en los registros administrativos.

Los resultados a nivel sectorial sugieren que la negociación colectiva logró aumentar los salarios de los trabajadores registrados, en forma relativamente homogénea en la parte más baja de la distribución, con efectos que se transmiten a gran parte de la escala salarial, aunque en forma decreciente. Estos aumentos salariales lograron reducir la desigualdad salarial global y en la cola derecha de la distribución, pero no tiene efectos igualadores en la parte baja. Por su parte, el análisis de trayectorias individuales sugiere que la negociación colectiva reduce la probabilidad de permanecer empleado en trabajadores cercanos a los pisos salariales. Además, los sectores con mayor proporción de pymes y trabajadores de este tipo de empresas parecen percibir efectos más negativos. Se encuentra también que los convenios colectivos adquieren un rol más relevante en los aumentos salariales cuando el contexto macroeconómico es más desfavorable, aunque puede resultar más perjudicial para el empleo.

Si bien en países de América Latina el análisis de la política de salario mínimo es relevante por su uso ampliamente extendido, los resultados anteriores reafirman la relevancia de la negociación colectiva como mecanismo adicional de fijación salarial con alcance redistributivo. En particular, en países donde la tasa de cobertura es alta, como el caso argentino, es indispensable contar con evidencia empírica que identifique los efectos de esta institución laboral para poder mejorar el diseño de las políticas públicas y regulaciones en el mercado de trabajo.

Bibliografía

- Abowd, J. A. and Lemieux, T. (1993). The effects of product market competition on collective bargaining agreements: The case of foreign competition in canada, *The Quarterly Journal of Economics* **108**(4): 983–1014.
- Abowd, J. M. (1989). The effect of wage bargains on the stock market value of the firm, *The American Economic Review* pp. 774–800.
- Alejo, J. and Casanova, L. (2016). Negociación colectiva y cambios distributivos en los ingresos laborales en argentina, *Revista de Economía Política de Buenos Aires* **15**.
- Allegretto, S., Dube, A., Reich, M. and Zipperer, B. (2017). Credible research designs for minimum wage studies: A response to neumark, salas, and wascher, *ILR Review* **70**(3): 559–592.
- Alves, G., Amarante, V., Salas, G. and Vigorito, A. (2012). La desigualdad del ingreso en uruguay entre 1986 y 2009, *Serie Documentos de Trabajo/FCEA-IE; DT03/12* .
- Arcidiácono, M. (2015). Salario mínimo y distribución salarial: Evidencia para argentina 2003-2013, *Technical report*, Documento de Trabajo.
- Autor, D. H., Manning, A. and Smith, C. L. (2016). The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment, *American Economic Journal: Applied Economics* **8**(1): 58–99.
- Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., Taska, B. and Von Wachter, T. (2019). Minimum wage employment effects and labor market concentration, *Technical report*, National Bureau of Economic Research.
- Barth, E., Bryson, A., Davis, J. C. and Freeman, R. (2016). It’s where you work: Increases in the dispersion of earnings across establishments and individuals in the united states, *Journal of Labor Economics* **34**(S2): S67–S97.

- Blanchard, P., Carrasco, P., Ceni, R., Parada, C. and Santín, S. (2021). Distributive and displacement effects of a coordinated wage bargaining scheme, *Serie Documentos de Trabajo; 26/21* .
- Boeri, T., Ichino, A., Moretti, E. and Posch, J. (2021). Wage equalization and regional misallocation: evidence from italian and german provinces, *Journal of the European Economic Association* **19**(6): 3249–3292.
- Boeri, T. and Van Ours, J. (2013). *The economics of imperfect labor markets*, Princeton University Press.
- Borraz, F. and González-Pampillón, N. (2017). Assessing the distributive effects of minimum wage, *Review of Development Economics* **21**(4): 1081–1112.
- Bosch, M. and Manacorda, M. (2010). Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico, *American Economic Journal: Applied Economics* **2**(4): 128–49.
- Card, D. and Cardoso, A. R. (2021). Wage flexibility under sectoral bargaining, *Journal of the European Economic Association* .
- Card, D. and Cardoso, A. R. (2022). Wage flexibility under sectoral bargaining, *Journal of the European Economic Association* **20**(5): 2013–2061.
- Card, D., Heining, J. and Kline, P. (2013). Workplace heterogeneity and the rise of west german wage inequality, *The Quarterly journal of economics* **128**(3): 967–1015.
- Card, D. and Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in new jersey and pennsylvania, *American Economic Review* **84**(4): 772–93.
- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A. and Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs, *The Quarterly Journal of Economics* **134**(3): 1405–1454.
- Corella, L. F. M. (2020). Minimum wages in monopsonistic labor markets, *IZA Journal of Labor Economics* **9**(1).

- Dickens, R., Machin, S. and Manning, A. (1999). The effects of minimum wages on employment: Theory and evidence from Britain, *Journal of Labor Economics* **17**(1): 1–22.
- Dube, A. (2019). Minimum wages and the distribution of family incomes, *American Economic Journal: Applied Economics* **11**(4): 268–304.
- Dube, A., Lester, T. W. and Reich, M. (2010). Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates using contiguous counties, *The Review of Economics and Statistics* **92**(4): 945–964.
- Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M. and Vom Berge, P. (2020). Reallocation effects of the minimum wage, *Centre for Research and Analysis of Migration Discussion Paper* **7**: 20.
- Engbom, N. and Moser, C. (2021). Earnings Inequality and the Minimum Wage: Evidence from Brazil, *Working Paper 28831*, National Bureau of Economic Research.
- Fanfani, B. (2023). The employment effects of collective wage bargaining, *Journal of Public Economics* **227**: 105006.
- Farber, H. S., Herbst, D., Kuziemko, I. and Naidu, S. (2021). Unions and inequality over the twentieth century: New evidence from survey data, *The Quarterly Journal of Economics* **136**(3): 1325–1385.
- Ferreira, F. H., Firpo, S. and Messina, J. (2014). A more level playing field? Explaining the decline in earnings inequality in Brazil, 1995–2012.
- Freeman, R. B. (1980). Unionism and the dispersion of wages, *ILR Review* **34**(1): 3–23.
- Grau, N., Landerretche, O. et al. (2011). The labor impact of minimum wages: A method for estimating the effect in emerging economies using Chilean panel data, *Technical report*, University of Chile, Department of Economics.
- Hirsch, B. and Mueller, S. (2020). Firm wage premia, industrial relations, and rent sharing in Germany, *ILR Review* **73**(5): 1119–1146.

- Jardim, E., Long, M. C., Plotnick, R., Van Inwegen, E., Vigdor, J. and Wething, H. (2018). Minimum wage increases and individual employment trajectories, *Technical report*, National Bureau of Economic Research.
- Lemos, S. (2009). Minimum wage effects in a developing country, *Labour Economics* **16**(2): 224–237.
- Lombardo, C. and Martinez-Correa, J. (2019). Convenio colectivo, sindicatos y dispersión salarial: evidencia de argentina, *Documentos de Trabajo de la Asociación Argentina de Economía Política. No. 4161*.
- Lombardo, C., Ramírez Leira, L. and Gasparini, L. (2024). Does the minimum wage affect wage inequality? a study for the six largest latin american economies, *The Journal of Development Studies* **forthcoming**(forthcoming): 1–17.
- Maloney, W. F. and Mendez, J. N. (2007). *1. Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America*, University of Chicago Press.
- Manning, A. (2011). Imperfect competition in the labor market, *Handbook of labor economics*, Vol. 4, Elsevier, pp. 973–1041.
- Marshall, A. (2019). Salario mínimo y negociación colectiva en la determinación salarial: interacciones entre políticas salariales y posturas sindicales en la argentina y uruguay, *Trabajo y sociedad* **32**: 79–101.
- Martins, P. S. (2021). 30,000 minimum wages: The economic effects of collective bargaining extensions, *British Journal of Industrial Relations* **59**(2): 335–369.
- Maurizio, R. and Vázquez, G. (2016). Distribution effects of the minimum wage in four latin american countries: Argentina, brazil, chile and uruguay, *International Labour Review* **155**(1): 97–131.
- Meer, J. and West, J. (2016). Effects of the minimum wage on employment dynamics, *Journal of Human Resources* **51**(2): 500–522.

- Naidu, S., Posner, E. A. and Weyl, G. (2018). Antitrust remedies for labor market power, *Harv. L. Rev.* **132**: 536.
- Neumark, D. (2018). Employment effects of minimum wages, *IZA World of Labor* .
- Neumark, D. and Corella, L. F. M. (2021). Do minimum wages reduce employment in developing countries? a survey and exploration of conflicting evidence, *World Development* **137**: 105165.
- Palomino, H. and Trajtemberg, D. (2006). Una nueva dinámica de las relaciones laborales y la negociación colectiva en la argentina, *Revista de trabajo* **2**(3): 47–68.
- Rose, N. L. (1987). Labor rent sharing and regulation: Evidence from the trucking industry, *Journal of Political Economy* **95**(6): 1146–1178.
- Song, J., Price, D. J., Guvenen, F., Bloom, N. and Von Wachter, T. (2019). Firming up inequality, *The Quarterly journal of economics* **134**(1): 1–50.
- Urzua, S. and Saltiel, F. A. (2021). Does an increasing minimum wage reduce formal sector employment? evidence from brazil.
- Villanueva, E. and Adamopoulou, E. (2022). Employment and wage effects of extending collective bargaining agreements, *IZA World of Labor* .

Apéndice A3

Cuadro A3.1: Resultados sobre el empleo - VAB sectorial

	Levels			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Empleo	-0.306 [0.619]	0.107 [0.628]	0.074 [0.531]	0.000 [0.992]	0.000 [0.993]	0.000 [0.974]
Empleo a 3 meses	-0.281 [0.649]	0.118 [0.570]	0.074 [0.513]	-0.008 [0.398]	-0.008 [0.391]	-0.008 [0.373]
Empleo a 6 meses	-0.255 [0.691]	0.147 [0.444]	0.095 [0.459]	-0.015 [0.635]	-0.015 [0.647]	-0.016 [0.640]
Empleo a 12 meses	-0.200 [0.786]	0.194 [0.273]	0.123 [0.287]	-0.002 [0.699]	-0.003 [0.661]	-0.003 [0.661]
Observations	2,448	2,448	2,448	2,431	2,431	2,431
Levels/FD	Log	Log	Log	FD	FD	FD
Sector FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector trends	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Controls	No	No	Yes	No	No	Yes

Notes. Las estimaciones reflejan los efectos marginales de estimar la ecuación 3.1 sobre la cantidad de puestos de trabajo de trabajadores entre 18 a 60. Todas las variables se encuentran expresadas en logaritmos. Todas las especificaciones incorporan efectos fijos por año, mes ; rama de actividad y tendencias lineales por sector. Además, se incorporan como controles proporción de trabajadores hombres, proporción de trabajadores en cada una de las regiones, *shares* de grupos de edad, de tamaño y de antigüedad de la empresa. La columna 2 de cada bloque añade controles de PBI sectoriales (a un dígito).

Cluster-robust wild-bootstrap p-values at sector level in square brackets. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Cuadro A3.2: Resultados sobre el empleo utilizando *Kaitz Index*

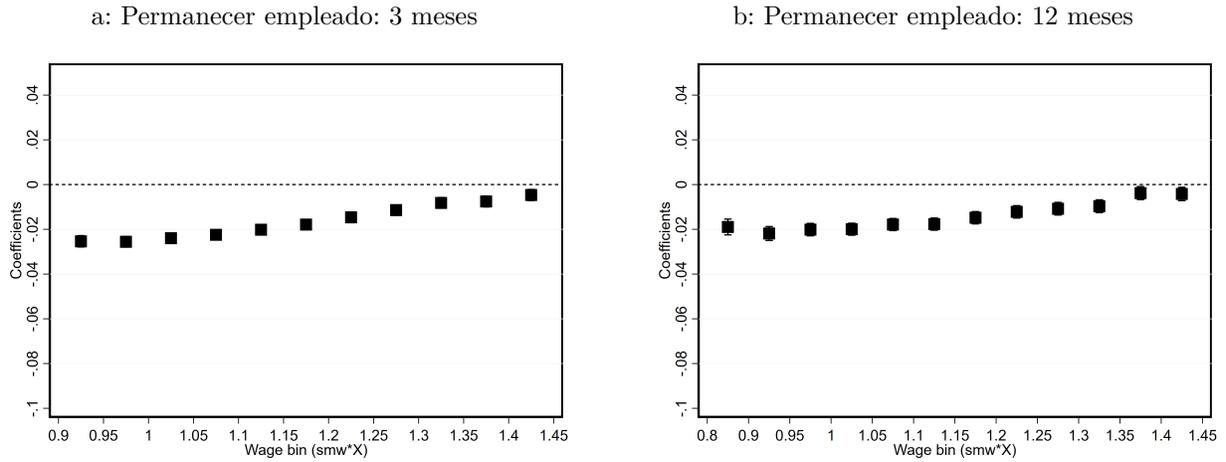
	Levels			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Empleo	-0.306 [0.619]	0.107 [0.628]	0.074 [0.531]	0.000 [0.992]	0.000 [0.993]	0.000 [0.974]
Empleo a 3 meses	-0.281 [0.649]	0.118 [0.570]	0.074 [0.513]	-0.008 [0.398]	-0.008 [0.391]	-0.008 [0.373]
Empleo a 6 meses	-0.255 [0.691]	0.147 [0.444]	0.095 [0.459]	-0.015 [0.635]	-0.015 [0.647]	-0.016 [0.640]
Empleo a 12 meses	-0.200 [0.786]	0.194 [0.273]	0.123 [0.287]	-0.002 [0.699]	-0.003 [0.661]	-0.003 [0.661]
Observations	2,448	2,448	2,448	2,431	2,431	2,431
Levels/FD	Log	Log	Log	FD	FD	FD
Sector FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector trends	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Controls	No	No	Yes	No	No	Yes

Notes. Las estimaciones reflejan los efectos marginales de estimar la ecuación 3.1 sobre la cantidad de puestos de trabajo de trabajadores entre 18 a 60. La variable central es una medida de operatividad del piso salarial sectorial y se define como el ratio entre el valor del piso salarial y la mediana salarial, para cada sector. Todas las variables se encuentran expresadas en logaritmos. Todas las especificaciones incorporan efectos fijos por año, mes y rama de actividad. En las especificaciones 2, 3, 5 y 6 se incluyen tendencias lineales por sector. Además, las especificaciones 3 y 6 incluyen controles: proporción de trabajadores hombres, proporción de trabajadores en cada una de las regiones, *shares* de grupos de edad, de tamaño y de antigüedad de la empresa.

Cluster-robust wild-bootstrap p-values at sector level in square brackets. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

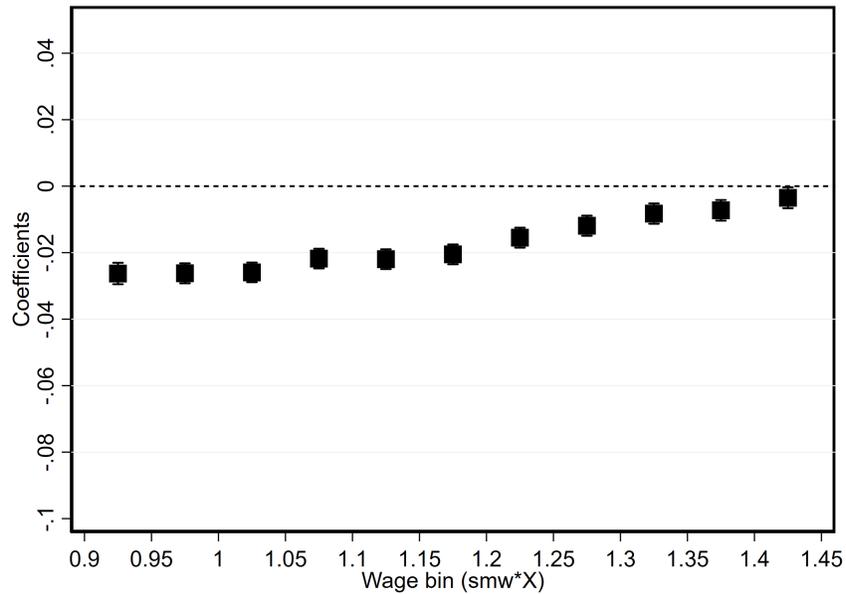
Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Figura A3.1: Resultados con otros períodos de tiempo



Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS

Figura A3.2: Probabilidad de permanecer en el mismo empleo a 6 meses del ajuste



Notas: Los efectos son relativos al bin omitido. En el eje horizontal se muestran los once bins construidos, y en el eje vertical las estimaciones puntuales con sus respectivos IC al 90%.

Fuente: Elaboración propia basada en base a MTEySS