

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

Lucía Ramírez Leira, Octavio Bertín y Leonardo Gasparini

Documento de Trabajo Nro. 345

Febrero, 2025

ISSN 1853-0168

[www.cedlas.econo.unlp.edu.ar](http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar)

Cita sugerida: Ramírez Leira, L., O. Bertín y L. Gasparini (2025). Primas Salariales por Calificación y Salario Mínimo: Evidencia para América Latina. Documentos de Trabajo del CEDLAS N° 345, Febrero, 2025, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.

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

Lucía Ramírez Leira<sup>†</sup>      Octavio Bertín<sup>‡</sup>      Leonardo Gasparini<sup>§</sup>

Enero, 2025

## Resumen

Este trabajo analiza el efecto del salario mínimo sobre las primas salariales por calificación en América Latina durante el período 1997-2019. Con ese objetivo, se extiende el modelo canónico del mercado laboral para incorporar el papel del salario mínimo, siguiendo la propuesta de Vogel (2023). En particular, se estiman regresiones Two Way Fixed Effects (TWFE) de las primas salariales con microdatos armonizados de encuestas de hogares de 14 países de América Latina. Los resultados sugieren que aumentos del salario mínimo están asociados a reducciones en la prima salarial entre trabajadores con y sin educación superior; pero no parecen tener un efecto significativo sobre la brecha entre trabajadores con educación media y baja. Los efectos más grandes del salario mínimo se dan en el grupo de mayor experiencia laboral. Estos resultados contribuyen a la evidencia reciente que subraya el rol de las instituciones laborales como uno de los factores detrás de la reducción de la desigualdad en América Latina desde inicios de los 2000.

*Clasificación JEL: J22; J31; J38; K31*

*Palabras clave: salario mínimo, salarios, desigualdad, primas salariales, América Latina*

---

\*Una versión anterior de este trabajo forma parte de la tesis doctoral de Lucía Ramírez Leira, bajo la dirección de Leonardo Gasparini. El trabajo se ha beneficiado de los valiosos comentarios y sugerencias de Santiago Garganta, María Lombardi, Mariana Viollaz, y en especial de Guillermo Cruces. Los autores también agradecen los aportes recibidos en los Seminarios de Avances del Doctorado en Economía de la Universidad Nacional de La Plata (UNLP), en seminarios del CEDLAS-UNLP, y en la LVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP). Los errores y omisiones son de entera responsabilidad de los autores.

<sup>†</sup>Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata. E-mail: [luciarleira@gmail.com](mailto:luciarleira@gmail.com).

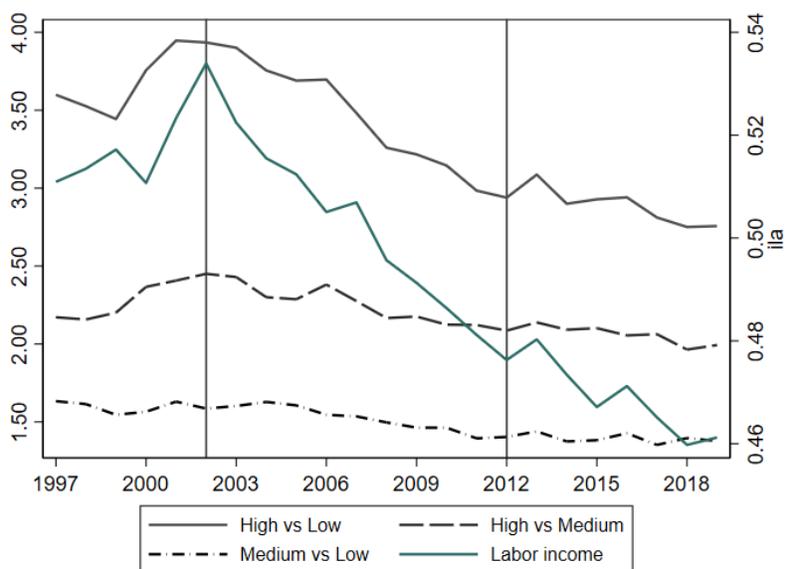
<sup>‡</sup>Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata. E-mail: [octaviobertin2001@gmail.com](mailto:octaviobertin2001@gmail.com)

<sup>§</sup>Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata y CONICET. E-mail: [leonardo.gasparini@econo.unlp.edu.ar](mailto:leonardo.gasparini@econo.unlp.edu.ar)

# 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 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.

Figura 1: Desigualdad salarial y brechas observadas por calificación.



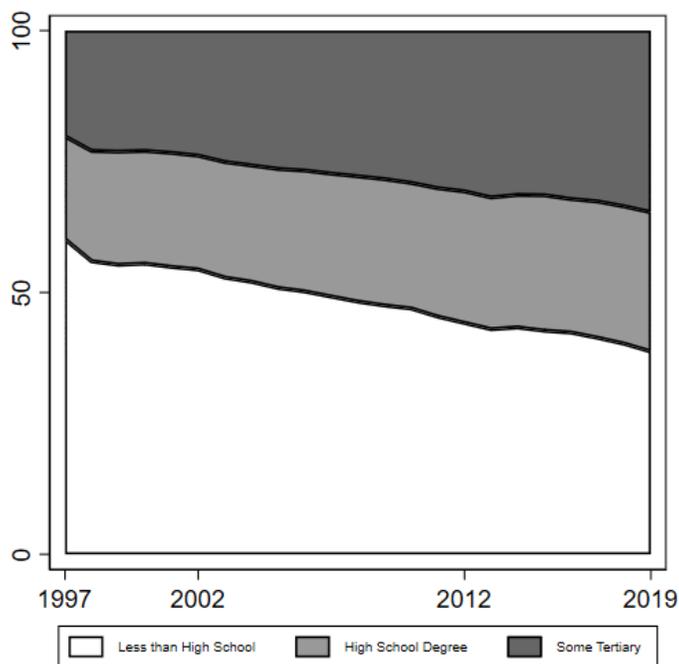
*Notas:* Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. En el eje vertical izquierdo se muestra la brecha salarial observada según grupos de calificación. "High" refiere a más de 13 años; "Medium" refiere a 9 a 13 años; mientras que "Low" refiere hasta 8 años. En el eje vertical derecho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

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

El modelo canónico del mercado laboral explica los cambios en las primas salariales en 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 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 región<sup>1</sup>.

Figura 2: Estructura educativa en AL.



*Notas:* Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “7 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, Honduras, Panamá y El Salvador, ya que son los países que presentan series más completas para los años 90’s. “14 países” incluye también: Bolivia, Colombia, Ecuador, México, Perú, Paraguay y Uruguay.

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

Si bien la progresiva expansión educativa ciertamente puede ser un factor que ha contribuido a moldear las primas salariales, difícilmente sea el único factor explicativo. Entre otras razones, la evolución de las primas salariales de la Figura 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.

Diversos estudios han buscado complementar las explicaciones sobre la dinámica de las brechas salariales con el 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

<sup>1</sup> Ver Figura A1 del Anexo.

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 del premio 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 \(2016\)](#)). Nuestro 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 objeto 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 \(2001\)](#)).

Nuestro paper aporta a esa creciente literatura, 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 mediante regresiones Two Way Fixed Effects (TWFE), explotando un panel de datos de primas salariales y salarios mínimos. 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.

Nuestro 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 en el tiempo. Como segundo paso estimamos 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. En contraste, 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 nuestros resultados no tienen una interpretación causal, creemos que 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 describe el modelo canónico estándar de oferta y demanda relativa, para luego presentar el modelo extendido sobre el que se basará nuestro artículo. La sección 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 4, junto con el análisis sobre el rol que ha tenido el salario mínimo en las primas salariales por calificación. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones.

## 2. Marco teórico

### 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  $\lambda$  y  $\rho$  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 1 permite obtener formalmente el ratio entre el salario de trabajadores calificados y no calificados, denominado prima salarial (wage premium):

$$\log \left( \frac{w_{s,t}}{w_{u,t}} \right) = \log \left( \frac{\lambda_t}{1 - \lambda_t} \right) - \frac{1}{\sigma_{SU}} \log \left( \frac{S_t}{U_t} \right) \quad (2)$$

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 (ej. Autor et al. 2020). Incluir referencia.

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:

$$U_t = [\theta_t H_t^\eta + (1 - \theta_t) D_t^\eta]^{1/\eta} \quad (3)$$

Al igual que para el caso de calificados y no calificados, en este caso  $\theta$  y  $\eta$  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 3 permite plantear formalmente la prima salarial entre trabajadores con calificación media y baja.

$$\log\left(\frac{w_{H,t}}{w_{D,t}}\right) = \log\left(\frac{\theta_t}{1 - \theta_t}\right) - \frac{1}{\sigma_{HD}} \log\left(\frac{H_t}{D_t}\right) \quad (4)$$

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, para incorporar al salario mínimo en el análisis se sigue el modelo de [Vogel \(2023\)](#); que se discute en la subsección siguiente.

## 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 a nuestro paper 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 del premio salarial entre estas dos calificaciones respecto al salario mínimo toma la siguiente forma:

$$\frac{d\left(\frac{\bar{w}_s}{\bar{w}_u}\right)}{d(mw)} = \sigma_s - \sigma_u \quad (5)$$

donde  $\sigma_s$  y  $\sigma_u$  representan la incidencia que tiene el salario mínimo en el grupo de trabajadores calificados y no calificados, respectivamente. De este modo, la elasticidad de cambios en el salario mínimo sobre la prima salarial por calificación 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 ( $\sigma_s$  y  $\sigma_u$ ) se definen como:

$$\sigma_s = \frac{mw * shr_{s(mw)}}{\bar{w}_s}; \quad \sigma_u = \frac{mw * shr_{u(mw)}}{\bar{w}_u} \quad (6)$$

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<sup>2 3</sup>. 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:

$$bite = \frac{mw * shr_{s(mw)}}{\bar{w}_s} - \frac{mw * shr_{u(mw)}}{\bar{w}_u} \quad (7)$$

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  $\bar{w}_u$ .

### 3. Datos y estrategia empírica

#### 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 and the Caribbean), un proyecto

---

<sup>2</sup> En 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.

<sup>3</sup> A diferencia de Vogel (2023), no incluimos 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 incluimos controles de desempleo para ambas calificaciones, de modo que las elasticidades encontradas son netas de las diferencias en tasas de desempleo

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 264 encuestas de hogares para el período 1997-2019, que permiten obtener microdatos laborales y educativos. Nuestro análisis se restringe a individuos entre 25 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 <sup>4</sup>.

## 3.2. Estrategia empírica

### 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 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,  $lnw_{st}$ ) 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  $lnw_{st}$  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, el premio salarial se obtiene simplemente como la diferencia entre dichas remuneraciones.

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

$$\ln(w_{it}) = \alpha + \beta_{supc}D_{supc} + \beta_{supi}D_{supi} + \beta_{secc}D_{secc} + \beta_{seci}D_{seci} + \beta_{pric}D_{pric} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

---

<sup>4</sup> En 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, tal como se detalla en la Tabla A1 del Anexo.

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 premio salarial entre trabajo calificado (S) y trabajo no calificado (U) queda definido como:

$$\ln\left(\frac{w_{st}}{w_{ut}}\right) = [\gamma_{\text{supc}}S\beta_{\text{supct}} + \gamma_{\text{supi}}S\beta_{\text{supit}}] - [\gamma_{\text{secc}}U\beta_{\text{sect}} + \gamma_{\text{seci}}U\beta_{\text{secit}} + \gamma_{\text{pric}}U\beta_{\text{prict}}] \quad (9)$$

donde  $\beta_{it}$  es el coeficiente asociado al nivel educativo  $i$  en la ecuación de Mincer del año  $t$ , mientras que  $\gamma_{iS}$  y  $\gamma_{iU}$  refieren al ponderador de cada nivel educativo dentro del grupo de calificación correspondiente. A modo de ejemplo,  $\gamma_{\text{supc}S} = \frac{E_{\text{supc}}}{E_S}$ , esto es, la proporción de individuos con educación superior completa dentro del total de trabajadores calificados (grupo S); mientras que, por ejemplo,  $\gamma_{\text{seci}U} = \frac{E_{\text{seci}}}{E_U}$  sería la proporción de individuos con secundaria incompleta dentro del total de trabajadores no calificados (grupo U). A diferencia de los coeficientes  $\beta_{it}$ , estos ponderadores  $\gamma_i$  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:

$$\ln\left(\frac{w_{Ht}}{w_{Dt}}\right) = [\beta_{\text{sect}}] - [\gamma_{\text{seci}U}\beta_{\text{secit}} + \gamma_{\text{pric}U}\beta_{\text{prict}}] \quad (7) \quad (10)$$

### 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.<sup>5</sup> 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 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

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

eficiencia”<sup>6</sup>. 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 recalcular 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 D<sup>7</sup>.

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 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 premio salarial que no logra ser explicada por la oferta relativa no queda inmediatamente asociada solo a la demanda, sino a factores tanto de demanda como institucionales.

### 3.2.3. Estimación del rol del salario mínimo

El modelo canónico extendido de [Vogel \(2023\)](#) presentado en la sección 2 permite estimar la siguiente ecuación para analizar la contribución del salario mínimo al premio salarial:

$$\log\left(\frac{w_{Sct}}{w_{Uct}}\right) = \alpha + \beta \log(MW_{ct}) + \gamma \log\left(\frac{supply_{Sct}}{supply_{Uct}}\right) + \delta_{ct} + \tau_c + \lambda_t + \epsilon_{ct} \quad (11)$$

donde la variable dependiente  $\log\left(\frac{w_{Sct}}{w_{Uct}}\right)$  refiere al premio salarial estimado 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

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

<sup>7</sup> A 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.

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  $\beta$ .

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.

## 4. Resultados

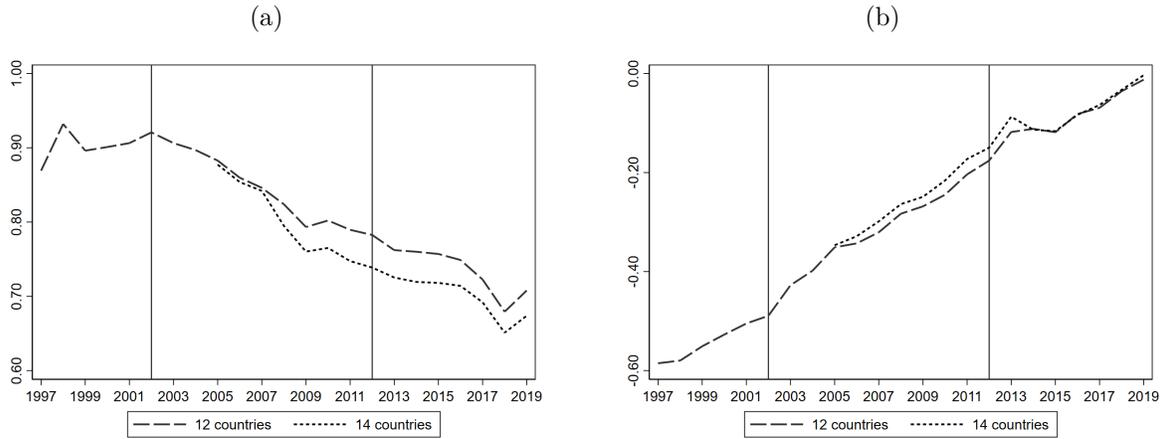
### 4.1. Evolución del premio salarial y la oferta relativa

Tal como se mencionó en la sección 3, se estiman los premios salariales entre trabajadores con distintos niveles de calificación mediante ecuaciones de Mincer. La Figura 3 muestra los resultados para la comparación más relevante: trabajados calificados y no calificados. La evolución del premio salarial 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%<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Estos 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.

Figura 3: Skill premium y oferta relativa para trabajadores calificados y no calificados



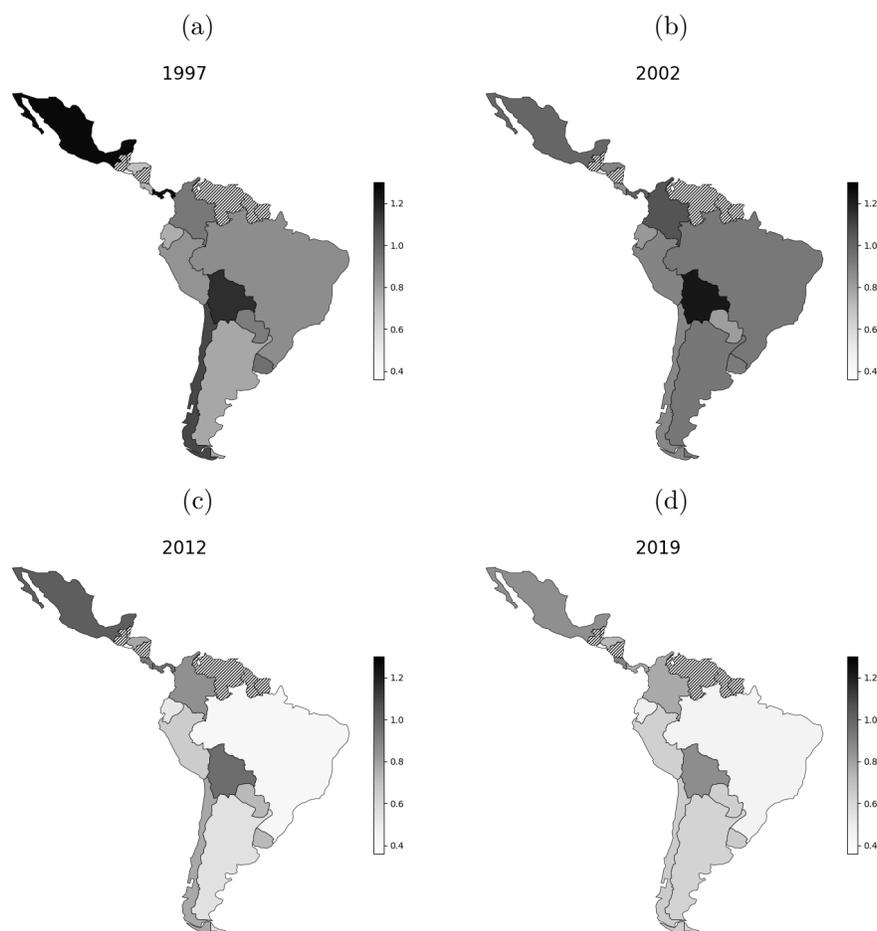
*Notas:* Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “12 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay, ya que son los países que presentan series más completas para todo el período. “14 países” incluye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

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

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 4 y en la Tabla A1<sup>9</sup>. 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%.

<sup>9</sup> Para 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 4: Skill premium para calificados y no calificados. Evolución por países.



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

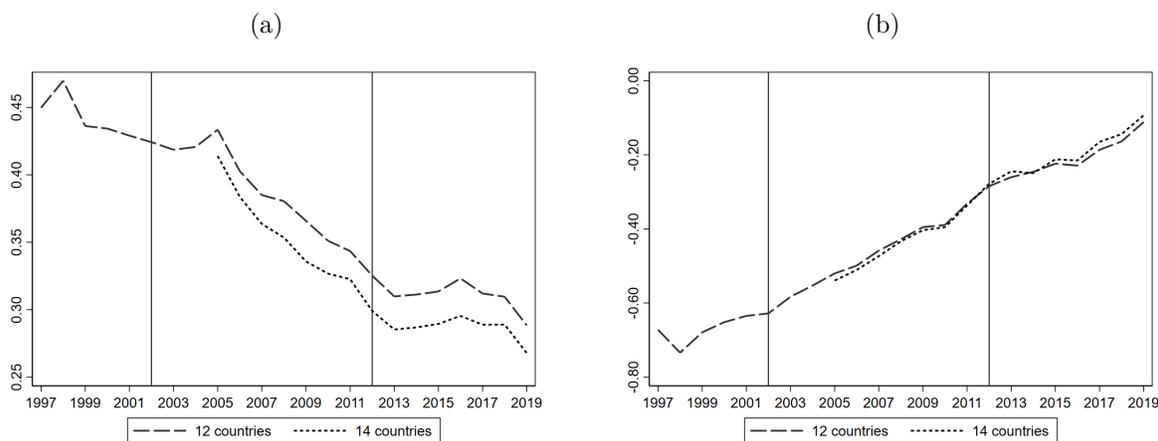
En lo que refiere a la oferta relativa, el panel B de la Figura 3 muestra un crecimiento sostenido durante los tres períodos analizados, con un incremento promedio anual de 3.5%. Esto se evidencia en todos los países de la región, con excepción de Chile, Costa Rica y Ecuador, tal como se muestra en la Tabla A1.

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 del premio 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 5 ilustra el premio salarial 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 del Anexo. 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 5: Skill premium y oferta relativa para trabajadores con calificación media y calificación baja



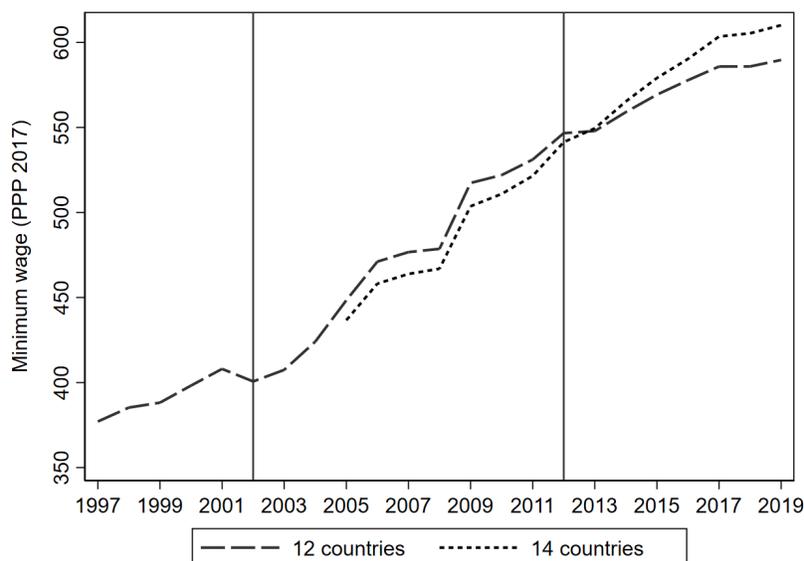
*Notas:* Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “12 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay, ya que son los países que presentan series más completas para todo el período. “14 países” incluye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

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

## 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 7 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.

Figura 6: Salario Mínimo Real. 1997-2019

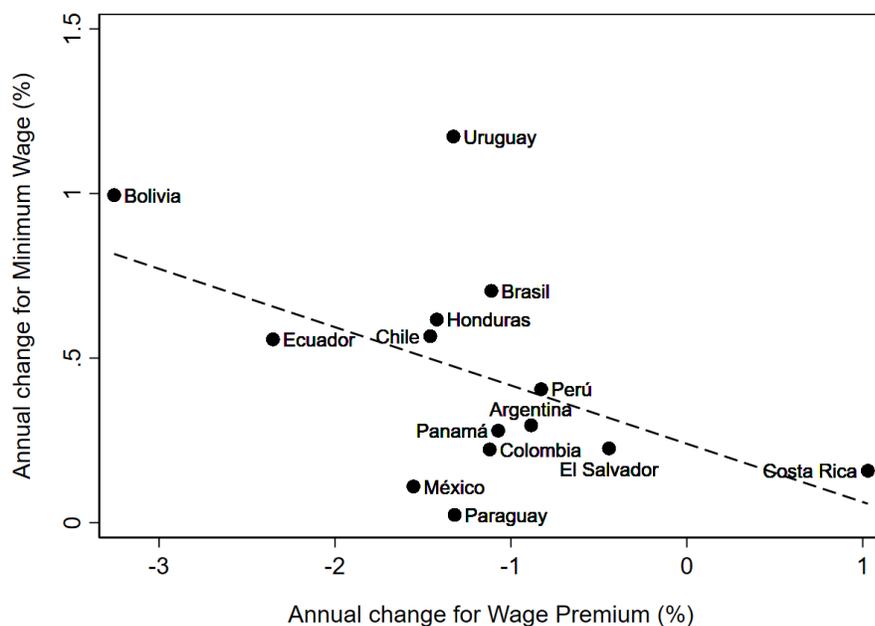


*Notas.* Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. “12 países” refiere a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador y Uruguay, ya que son los países que presentan series más completas para todo el período. “14 países” incluye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

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

Si se compara la evolución del salario mínimo con la evolución del premio salarial entre calificados y no calificados presentada en la sección 4.1, 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 premio salarial, 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 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 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; calculada como la variación a lo largo de todo el período dividida por el número de años. El eje vertical refleja la variación anual del salario mínimo.

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

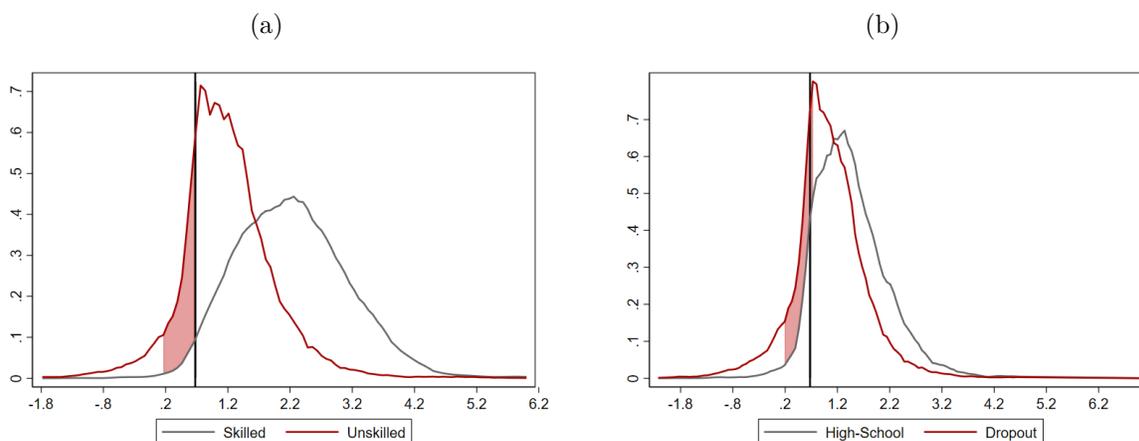
La evidencia descriptiva presentada hasta acá indica que los cambios en el salario mínimo y el premio salarial entre calificados y no calificados tienen una correlación alta y negativa entre países: las economías donde más aumentó el salario mínimo son aquellas que experimentaron más reducciones en el premio salarial. Lo anterior sugiere que esta institución laboral podría haber contribuido a los cambios en las primas salariales por calificación. Esta sección intenta aportar evidencia en esa dirección.

Como indica la ecuación 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 A4 y A5 del Anexo. La Figura 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 premio salarial, 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 premio salarial del primer caso.

Figura 8: Distribuciones salariales por calificación para Brasil en 2012



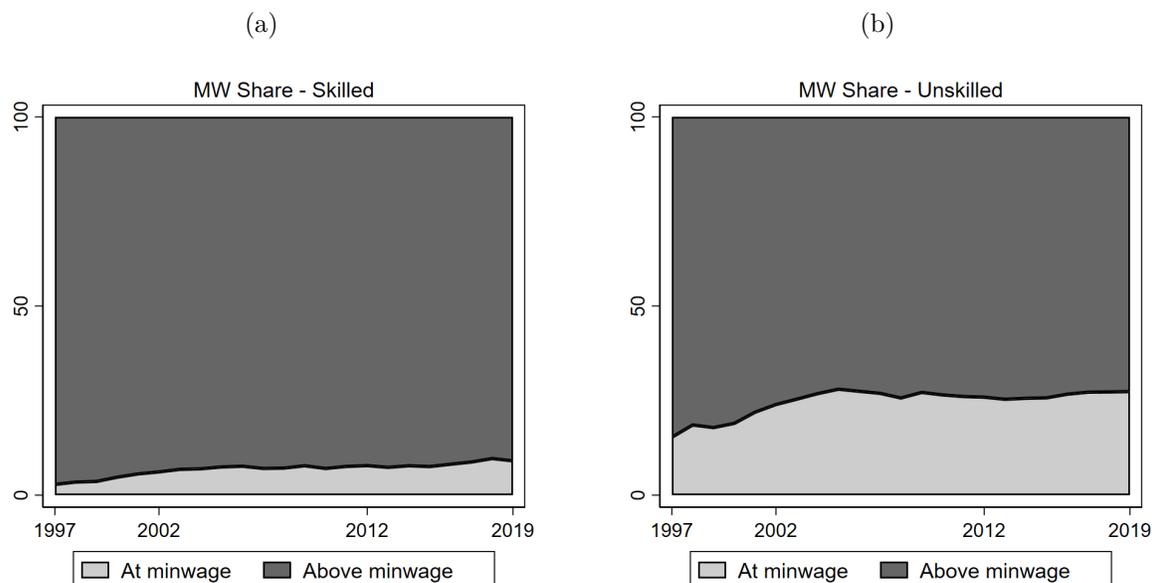
Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), CEPAL, OIT y Datos Oficiales.

Analizar las distribuciones salariales también permite distinguir el componente “brecha salarial”. La Figura 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 premio salarial, 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 9 y la Figura 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 S<sup>10</sup>.

Figura 9: Proporción de trabajadores de salario mínimo entre calificados y no calificados



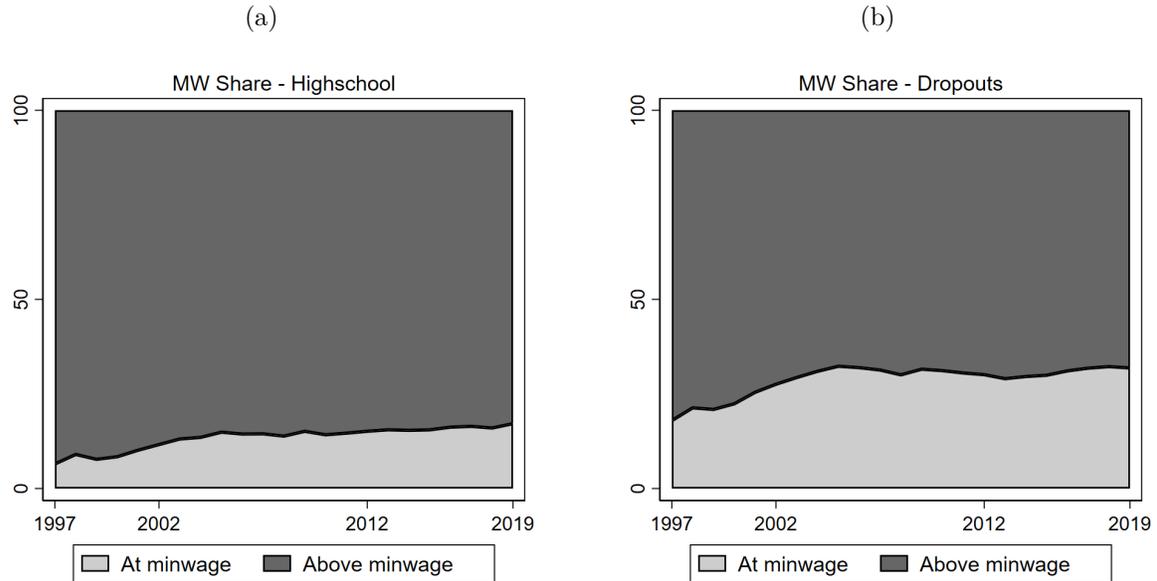
*Notas:* Promedio no ponderado para países de América Latina. 1997-2019. *At* refiere a la proporción de trabajadores en el grupo de calificados y no calificados que ganan hasta un 1.1 del salario mínimo nacional. *Above* refiere a todos aquellos trabajadores con salario al menos 10% superior al salario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

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

Respecto a los trabajadores con educación media y baja, La Figura 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.

<sup>10</sup> Si 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 y A3 del Anexo. Las diferencias salariales a lo largo del período pueden observarse también en la Figura ?? del Anexo.

Figura 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 3, puede estimarse la contribución del SM a la reducción del premio salarial. Los resultados de estimar la ecuación ?? se muestran en la Tabla 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 <sup>11</sup>.

Al analizar los resultados 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 % <sup>12</sup>.

Respecto al rol del 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

<sup>11</sup> Como 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.

<sup>12</sup> Estos resultados son robustos a medidas alternativas de la oferta relativa tales como PEA, número de ocupados u horas trabajadas. Las Tablas A4 y A3 del Apéndice muestran estas estimaciones.

predicciones del modelo teórico implicaban que el efecto del SM sobre el premio salarial 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 ??), 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 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 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 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 A3 y A4 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 A6 y A5 del Anexo.

#### 4.2.1. Estimaciones por niveles de experiencia

Tal como se mencionó en la sección 1, la literatura sobre premios salariales se mantiene activa, con estudios recientes que enfatizan que trabajadores jóvenes y experimentados no son sustitutos perfectos,

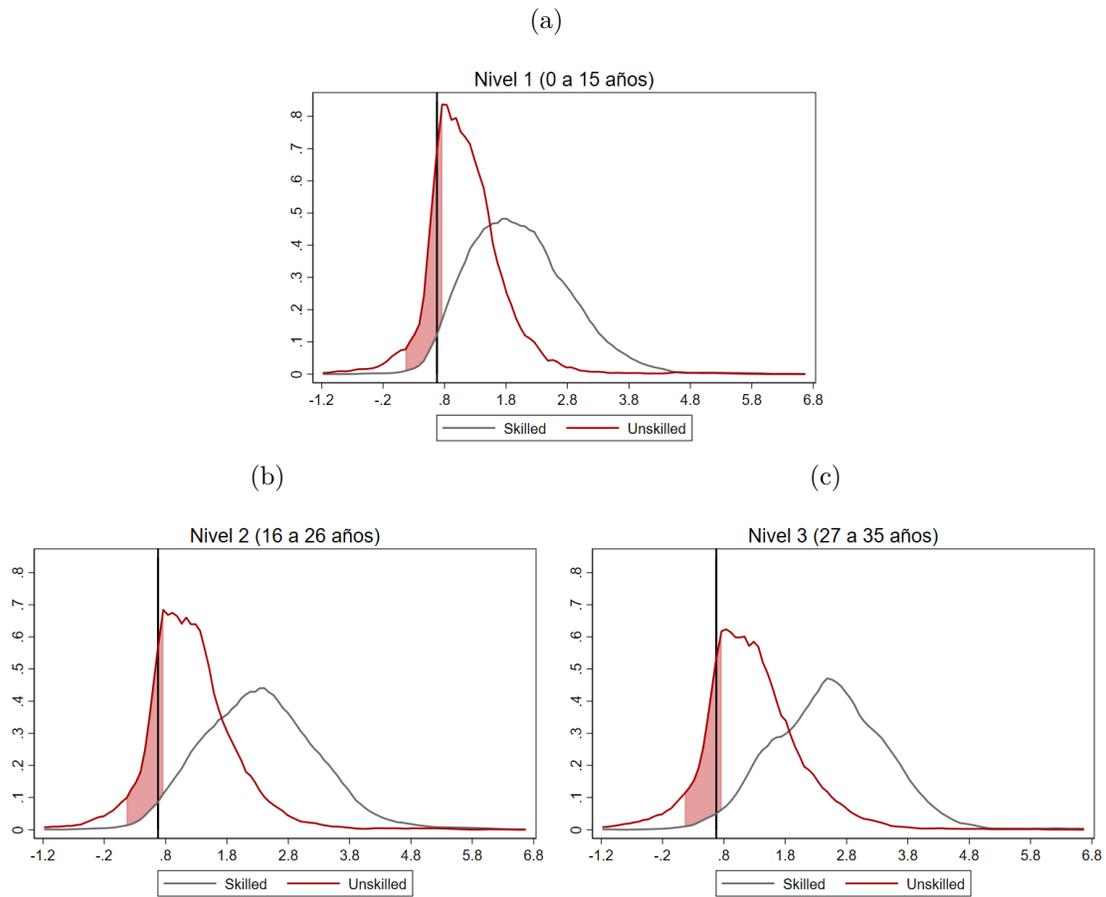
y por lo tanto las dinámicas del premio salarial para estos grupos de trabajadores suelen ser distintas (Glitz and Wissmann (2021)). En esta sección se analiza la evolución del premio salarial y su relación con el salario mínimo considerando efectos diferenciales de acuerdo con el nivel de experiencia potencial<sup>13</sup> (de ahora en más, experiencia) de los trabajadores. En particular, se divide a los trabajadores en 3 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).

Los paneles A, B y C de la Figura 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.

---

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

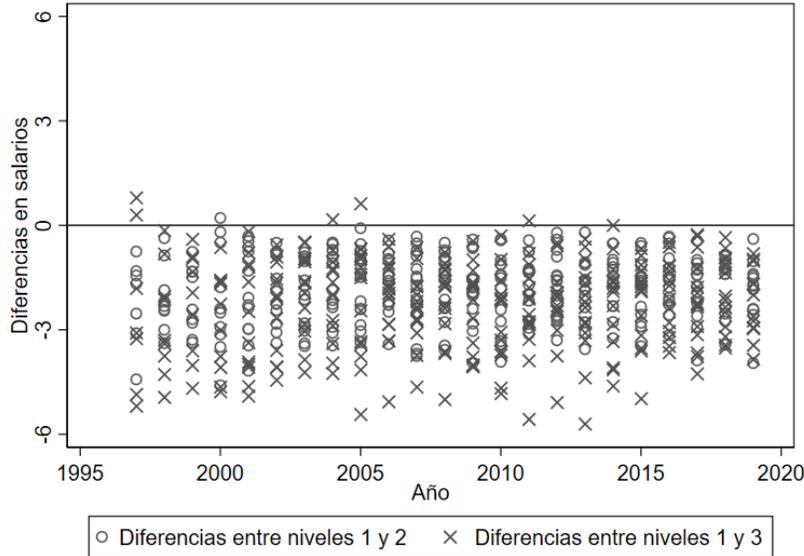
Figura 11: Proporción de trabajadores con salario mínimo entre calificación media y baja.  
Ejemplo Brasil 2012



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

La Figura 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 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 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 A6, A7 y A8 del Anexo, junto con la Tabla ?? 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 3 grupos de experiencia y se estiman nuevamente los premios salariales, los ponderadores de unidades de eficiencia y las ofertas relativas. Para cada uno de estos tres paneles, se estima por separado la ecuación 11 con

$j = \{1, 2, 3\}$ :

$$\ln\left(\frac{w_{S_{ctj}}}{w_{U_{ctj}}}\right) = \alpha_j + \beta_j \ln\left(\frac{S_{ctj}}{U_{ctj}}\right) + \gamma_j \ln(MW_{ctj}) + \theta_c + \gamma_t + X_{ctj} + \epsilon_{ctj} \quad (12)$$

Los resultados de estas estimaciones se resumen en la tabla 2. Todas las estimaciones contienen controles por PBI per cápita, términos de intercambio y desempleo por calificación. Los resultados sugieren que, a medida que aumenta la experiencia, la elasticidad del premio salarial respecto del salario mínimo crece tanto en magnitud como en significatividad. Estos resultados respaldan y cuantifican la evidencia descriptiva presentada anteriormente.

Cuadro 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.

## 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 los premios 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.

## Referencias

- Acemoglu, D. and Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In *Handbook of labor economics*, volume 4, pages 1043–1171. Elsevier.
- 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.
- 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 A

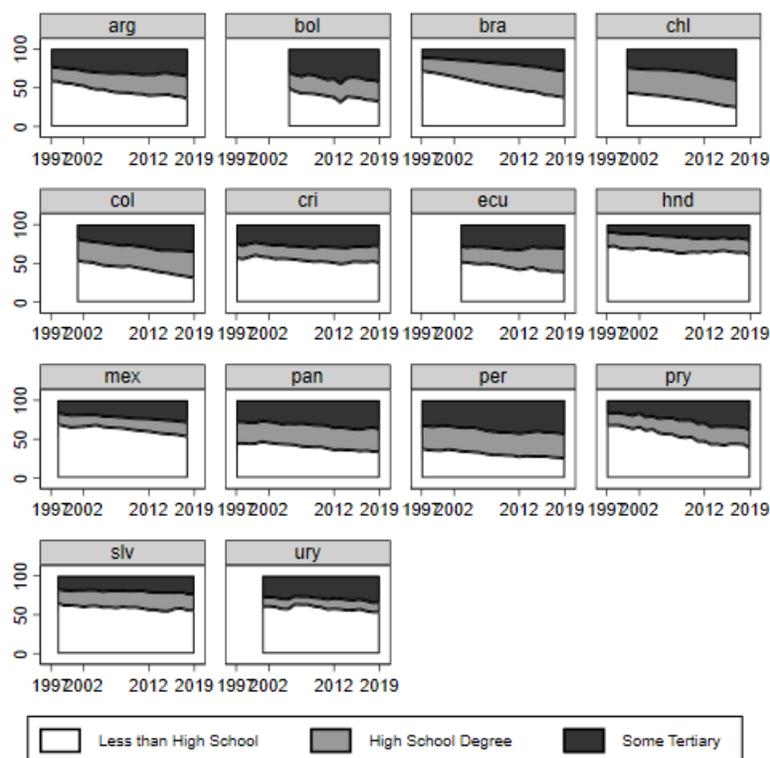
Cuadro A1: Cambios en el skill premium y oferta relativa. Grupo S/U.

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 %
<b>Mean 12 países</b>	<b>1.1 %</b>	<b>-1.3 %</b>	<b>-1.0 %</b>	<b>2.0 %</b>	<b>3.7 %</b>	<b>2.5 %</b>
<b>Mean 14 países</b>	<b>1.1 %</b>	<b>-1.6 %</b>	<b>-0.9 %</b>	<b>2.2 %</b>	<b>3.9 %</b>	<b>2.3 %</b>

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

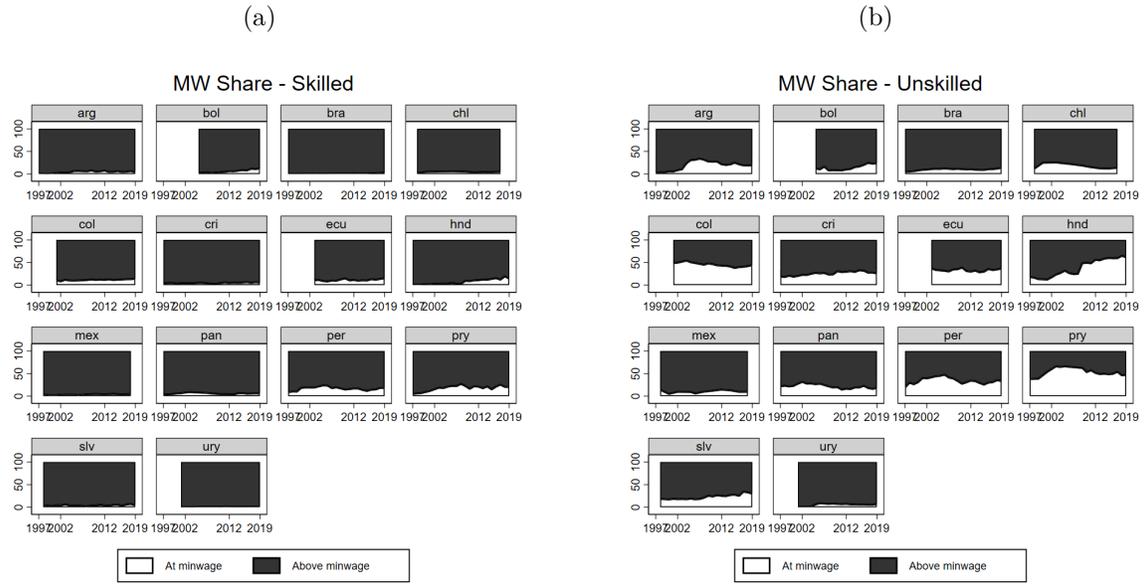
Country	Skill premium			Relative supply		
	1997-2002	2002-2012	2012-2019	1997-2002	2002-2012	2012-2019
Argentina	-1.1 %	-0.7 %	-0.6 %	2.1 %	9.9 %	2.5 %
Bolivia	-0.3 %	-1.9 %	0.8 %	-0.4 %	8.8 %	4.4 %
Brazil	-1.5 %	-2.2 %	-0.9 %	8.9 %	10.5 %	5.5 %
Chile	-0.9 %	-1.2 %	-0.8 %	5.2 %	4.8 %	-0.6 %
Colombia	-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 %
<b>Mean 12 países</b>	<b>-0.5 %</b>	<b>-0.9 %</b>	<b>-0.5 %</b>	<b>0.9 %</b>	<b>4.1 %</b>	<b>2.7 %</b>
<b>Mean 14 países</b>	<b>-0.5 %</b>	<b>-1.0 %</b>	<b>-0.4 %</b>	<b>0.7 %</b>	<b>4.6 %</b>	<b>2.9 %</b>

Figura A1: Composición educativa de la población en AL, según países.



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

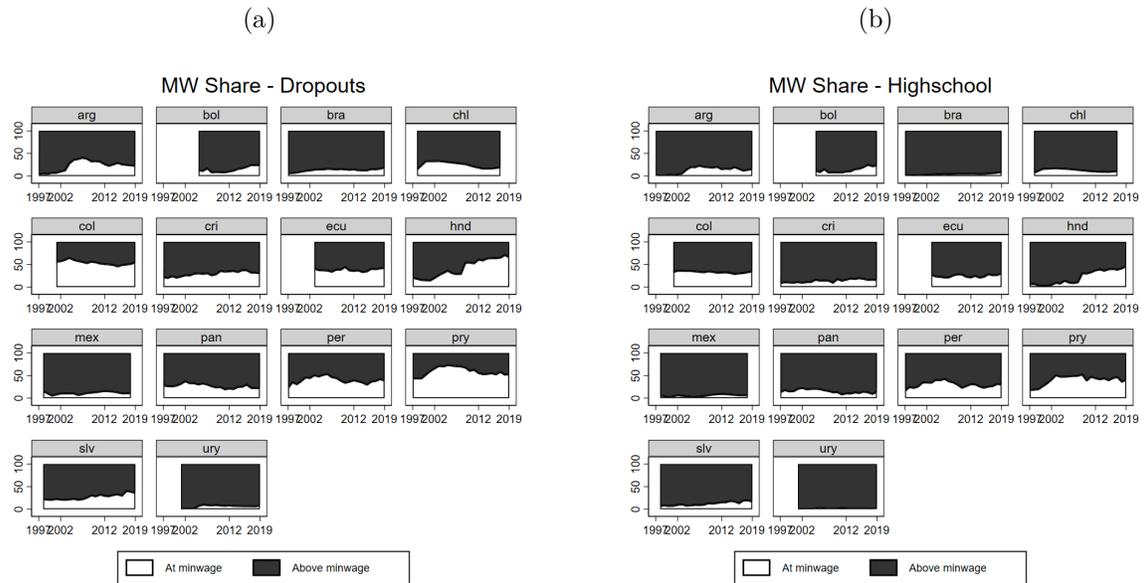
Figura A2: Incidencia del salario mínimo entre calificados y no calificados.



*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.

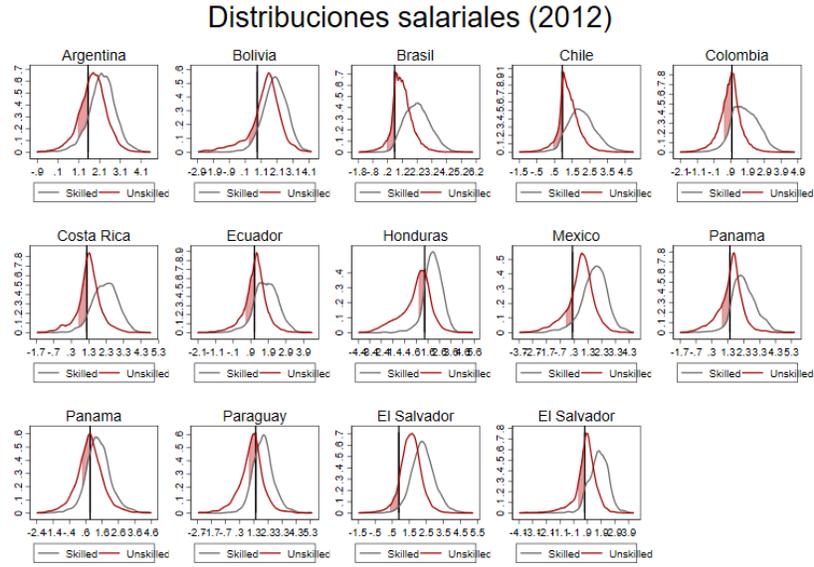
Figura A3: Incidencia del salario mínimo entre calificación media y calificación baja.



*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.

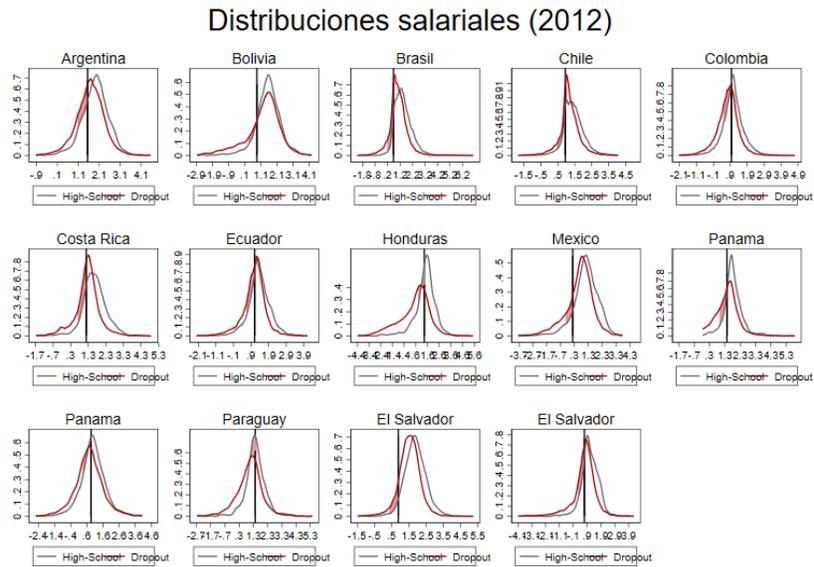
Figura A4: Densidades salariales por calificación (Skilled y Unskilled) en 2012\*



\*Chile se muestra en 2013.

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

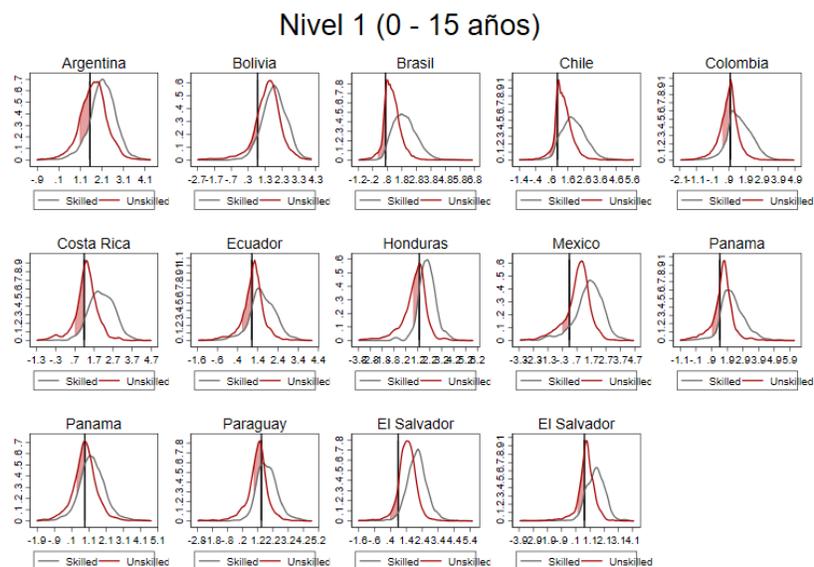
Figura A5: Densidades salariales por calificación (High-School y Dropout) en 2012\*



\*Chile se muestra en 2013.

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

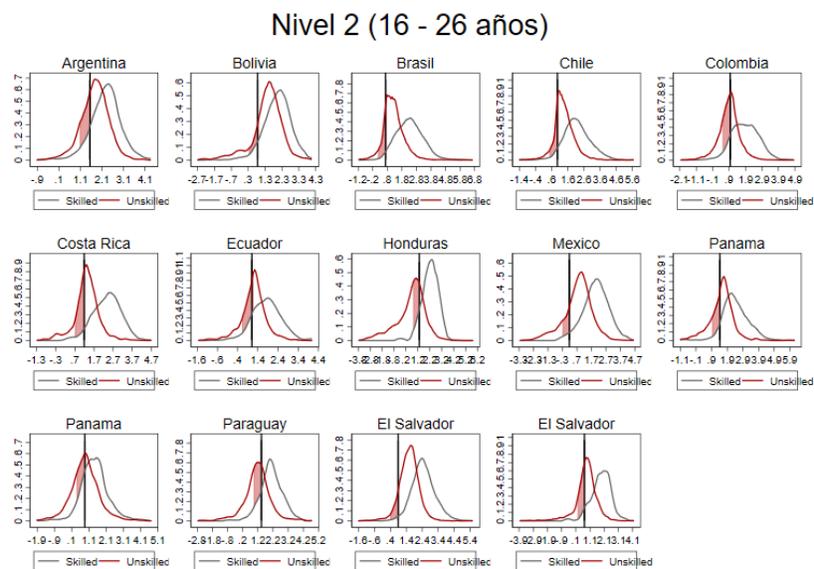
Figura A6: Distribuciones salariales de trabajadores calificados y no calificados para el nivel 1 de experiencia en 2012\*



\*Chile se muestra en 2013.

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

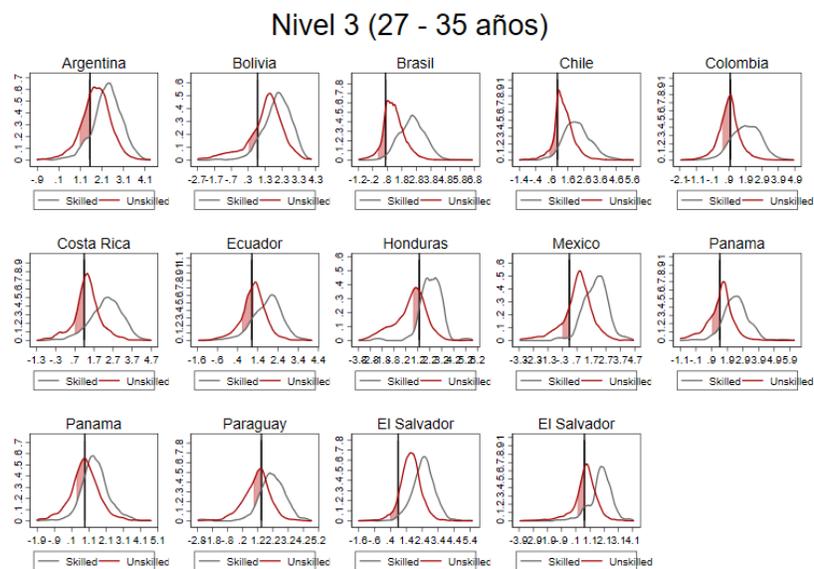
Figura A7: Distribuciones salariales de trabajadores calificados y no calificados para el nivel 2 de experiencia en 2012\*



\*Chile se muestra en 2013.

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

Figura A8: 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 A3: 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 A4: 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 A5: 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 A6: 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.