

# Retornos a la educación en América Latina: el rol de la oferta, demanda e instituciones laborales.

Lucía Ramírez Leira<sup>‡</sup>

Agosto, 2023

## Resumen

Este trabajo analiza la evolución de la prima salarial por calificación en América Latina durante el período 1992-2019. Utilizando microdatos de encuesta de hogares para 14 países de América Latina, se aplica un modelo comúnmente utilizado en la literatura que permite determinar el rol que han tenido la oferta y demanda relativa de trabajadores calificados en la evolución de la prima salarial por calificación. Los resultados sugieren un aumento sostenido de la oferta relativa de trabajadores calificados y semi-calificados durante las últimas tres décadas. Los retornos a la educación secundaria disminuyen durante todo el período, mientras que los retornos a la educación terciaria presentan un patrón distinto: aumento durante los años 90's, caída significativa durante los años 2000's y posterior desaceleración durante los 2010's. Lo anterior sugiere que los factores asociados a la demanda relativa parecen haber tenido un rol relevante en la configuración del *wage premium* de trabajadores calificados. El artículo incorpora un factor adicional para explicar la evolución de los retornos a la educación: el aumento sostenido del salario mínimo en la mayoría de los países de la región que se produce desde los años 2000's en adelante. Mediante regresiones *Two Way Fixed Effects (TWFE)*, se encuentra que el aumento del salario mínimo permite explicar la caída de la prima por calificación, con mayor magnitud en la reducción de los retornos a la educación terciaria que en los retornos a la educación secundaria.

---

<sup>‡</sup> Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata. Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República (IECON-UDELAR). E-mail: luciarleira@gmail.com.

## 1. Introducción

A lo largo de su historia, América Latina se ha constituido como la región con mayor desigualdad en el mundo. Respecto a su evolución reciente, los patrones de comportamiento de la distribución de ingresos no han sido uniformes. Luego de un aumento relevante de la desigualdad en la década de los 90's, los años 2000's se caracterizaron por disminuciones significativas en la dispersión de los ingresos, con fuertes reducciones hasta los 2010's y luego, si bien continuó cayendo, dicho proceso se desacelera. Numerosos estudios de diversas disciplinas han intentado realizar contribuciones para lograr entender dicha realidad, al tiempo que se han realizado incontables aportes de política destinados a una mejora de la distribución del ingreso para los países de la región.

Existen varias alternativas para explicar la desigualdad de salarios y su evolución en el tiempo. En particular, la reducción de la prima salarial por trabajo calificado parece haber jugado un rol central en la caída de la desigualdad salarial en América Latina en los últimos 20 años. Respecto a esto, factores tanto por el lado de la oferta como de la demanda pueden ser determinantes de dicha evolución. Sin embargo, las principales explicaciones no parecen encontrarse por el lado de la oferta. Para América Latina, Acosta et al (2019) muestran que la oferta relativa de trabajo calificado (respecto al trabajo no calificado) ha ido en aumento durante todo el período estudiado (1991-2013). Sin embargo, debido a que sus resultados indican que la brecha salarial entre calificados y no calificados aumentó durante la década de los 90's pero disminuye en los años 2000's, los autores concluyen que la oferta relativa no parece haber jugado un rol importante en la configuración de los retornos a la educación, y que por tanto parecen haber sido los factores de demanda los que guiaron en mayor medida la dispersión salarial.

Así, los factores asociados a cambios en la demanda parecen haber tenido un rol mayor en la reducción de la *skill premium*. El fuerte crecimiento económico que se produjo en la región estuvo acompañado de un aumento de la demanda doméstica que puede haber implicado una mayor expansión del sector no transable respecto al no transable. Si esta expansión de la demanda es más intensiva en mano de obra no calificada, la prima salarial por trabajo calificado se reduce. Gasparini (2019) propone 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 puede ser el servicio doméstico y la construcción. Messina y Silva (2017) mencionan que la caída de la desigualdad 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 dichos países gracias al *boom* de los precios de los *commodities*. Por otra parte, autores como De la Torre y Ize (2016) y Bargain y Silva (2017) sostienen que la elasticidad de oferta del trabajo no calificado es menor que la del trabajo calificado, por lo que el aumento de la demanda de trabajo genera una escasez relativa de la mano de obra no calificada y por tanto se reduce la prima salarial por calificación.

Un primer objetivo del presente artículo es aportar al entendimiento de los determinantes de la evolución de la desigualdad de ingresos, centrándose en un aspecto crucial de dicha dispersión: los cambios en los retornos a la educación en los ingresos de los trabajadores. Analizar los determinantes del *wage premium* adquiere especial relevancia si se tiene en cuenta que la principal fuente de la desigualdad de ingresos en los hogares de América Latina se explica por la desigualdad que proviene de los ingresos laborales.

El análisis se lleva a cabo mediante un modelo de oferta y demanda relativa, comúnmente utilizado en la literatura para evaluar cómo ha sido la evolución de los retornos a la educación. Este marco ha sido aplicado tanto en países desarrollados (Katz y Murphy, 1992; Goldin y Katz, 2009) como en países en desarrollo (Montes Rojas, 2006; Acosta y Gasparini, 2007, Acosta y Montes Rojas, 2008; Galiani, 2009; Manacorda et al, 2010; Gallego, 2011; García Swartz y Gasparini, 2011, Acosta et al 2019). El antecedente directo a este estudio es el artículo de Acosta et al 2019, que documenta la evolución de los retornos salariales y el rol de la oferta y demanda relativa por nivel educativo para 16 países de América Latina durante el período 1991-2013. El presente trabajo tiene como primer objetivo actualizar dicho análisis incorporando la década de los 2010's.

Más allá del rol que pueden tener la oferta y demanda relativa, existen otros factores que inciden en la distribución salarial y 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 mercados laborales monopsónicos y las instituciones laborales surgen como determinantes relevantes en la configuración de dicha dispersión salarial (Alejo y Casanova, 2016). Respecto a esto último, los países de América Latina han experimentado grandes aumentos de los salarios mínimos nacionales durante las últimas dos décadas. Estos aumentos se produjeron tanto en nivel como en cobertura, donde en algunos países el salario mínimo se duplicó o incluso triplicó, en particular durante el período 2002 – 2012 (Messina y Silva, 2017).

Dado lo anterior, un segundo objetivo de este análisis es incorporar al salario mínimo como posible determinante de los retornos salariales por calificación, a diferencia de estudios empíricos anteriores para América Latina que se centran únicamente en el rol de la oferta y demanda relativa. Como antecedente directo de este análisis se puede mencionar a Vogel (2022), quien generaliza el modelo canónico de oferta y demanda relativa para incorporar las instituciones laborales. El autor extiende el modelo de Katz y Murphy (1992) para introducir salario mínimo, monopsonio y desempleo, y realiza un análisis empírico para Estados Unidos para el período 1963-2017. Los 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 en la evolución del *wage premium*, tanto para explicar variaciones en la desigualdad de ingresos a nivel nacional como a nivel regional.

El resto del documento se organiza de la siguiente forma. La sección 2 describe brevemente el período analizado en términos de evolución de la desigualdad, educación y salario mínimo. La sección 3 presenta el modelo de oferta y demanda relativa para computar la prima por calificación y la oferta relativa de trabajo según nivel educativo, mientras que la sección 4 describe los datos y la estrategia empírica utilizada. Los resultados se exhiben en la sección 5, cuyas conclusiones se establecen en la sección 6.

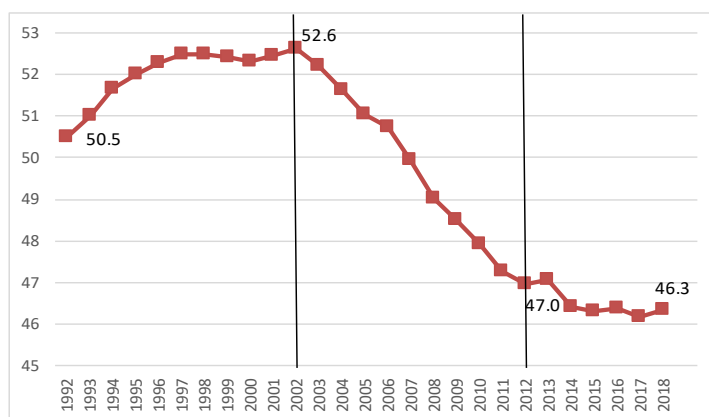
## **2. Contexto**

### **2.1 Evolución de la desigualdad de ingresos**

Una de las características más destacadas de los países latinoamericanos es su alto nivel de desigualdad. La persistencia a lo largo del tiempo de este fenómeno ha convertido a la desigualdad

socioeconómica como uno de los distintivos dominantes de la región, donde suele referirse a América Latina como la región más desigual en el mundo. Más allá de estos niveles elevados, en las últimas dos décadas la desigualdad en los países de la región se redujo. Luego de un aumento en casi todos los países durante la década de los 90s, la desigualdad medida por el coeficiente de Gini cayó fuertemente en los 2000s y continuó disminuyendo durante los 2010's aunque a un ritmo más lento. La Figura 1 refleja la dinámica mencionada. Entre 1992 y 2002 el coeficiente de Gini aumentó 4.2% (de 50.5 a 52.6); entre 2002 y 2012 el Gini se redujo 10.8% (desde 52.6 a 47.0) mientras que desde el 2012 hasta el 2018 la caída fue de 1.4%. Existen dos aspectos adicionales de la caída de la desigualdad que resulta relevante mencionar: la medición es robusta a la elección de otros indicadores de desigualdad y es un patrón que se observa en prácticamente todos los países de la región, aunque las magnitudes de la caída varían según los países (Cord et al, 2014).

**Figura 1. Evolución del coeficiente de Gini. 1992-2018.**  
Promedio no ponderado de países de América Latina.



Fuente: Gasparini (2019)

## 2.2 Evolución de la educación

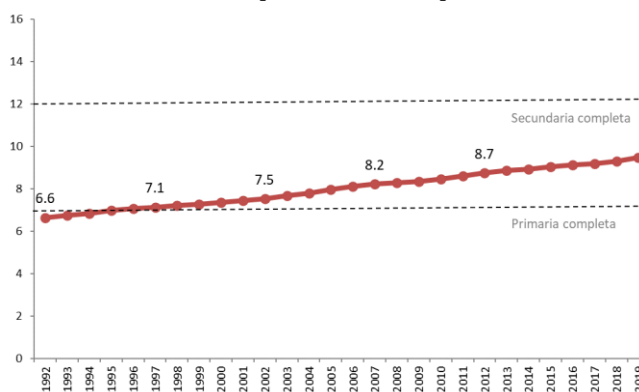
Un elemento clave para analizar la desigualdad de ingresos salariales es examinar la evolución de la educación de las personas, en tanto la calificación de la mano de obra es uno de los determinantes clave del salario que reciben los individuos. Además, el marco teórico que guía este análisis pone especial énfasis en la oferta relativa de trabajadores calificados por lo que resulta relevante analizar cómo evolucionó América Latina en términos educativos.

La Figura 2 muestra el promedio de los años de educación formal para la población en América Latina. Tal como puede observarse, la región ha experimentado un crecimiento constante en su calificación, donde el aumento acumulado en los últimos 30 años ha sido de tres años de educación formal, casi un 50% adicional respecto al punto de partida. Debido a que la educación primaria es prácticamente universal en la gran mayoría de los países, el aumento del nivel educativo puede explicarse por una mayor expansión en la educación secundaria y terciaria, tal como se observa en la Figura A1 del Anexo 1. Allí también se observa que existe gran heterogeneidad entre países, aunque puede destacarse un punto común a todos independientemente del punto de partida: la expansión ha sido generalizada. Mientras que en

1992 solamente tres países (Panamá, Argentina y Chile) lograban cruzar la barrera de 8 años de educación promedio, en 2019 únicamente tres países (Guatemala, Honduras y Nicaragua) no alcanzan ese umbral.

Más allá de esto, esta expansión no necesariamente conlleva una reducción de la desigualdad educativa, ya que esto depende de la evolución dispar que hayan tenido los distintos grupos socioeconómicos. La Figura A2 del Anexo muestra la evolución del índice de Gini para los años de educación formal, donde se observa una reducción constante a lo largo de todo el período analizado, con una caída acumulada entre puntas de 11.9 puntos, lo que implica una reducción del 30%. La Figura A2 también presenta la brecha en años de educación formal entre personas del quintil 5 de ingresos y personal del quintil 1. Dicha serie refleja que, al menos durante la década de los noventa, la expansión en educación parece haber sido más marcada para el quintil más rico respecto al quintil más pobre, por lo que la brecha entre ambos grupos aumenta, hasta llegar a un pico en el año 2006 con casi 7 años de educación formal de diferencia entre ambos extremos de la distribución. Esta tendencia parece revertirse en los últimos 15 años, donde la brecha entre ambos quintiles desciende casi en forma constante, hasta llegar en el año 2019 a los mismos valores que hace 30 años atrás.

**Figura 2. Años promedio de educación formal. 1992-2019.**  
Población adulta. Promedio no ponderado de países de América Latina.



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC

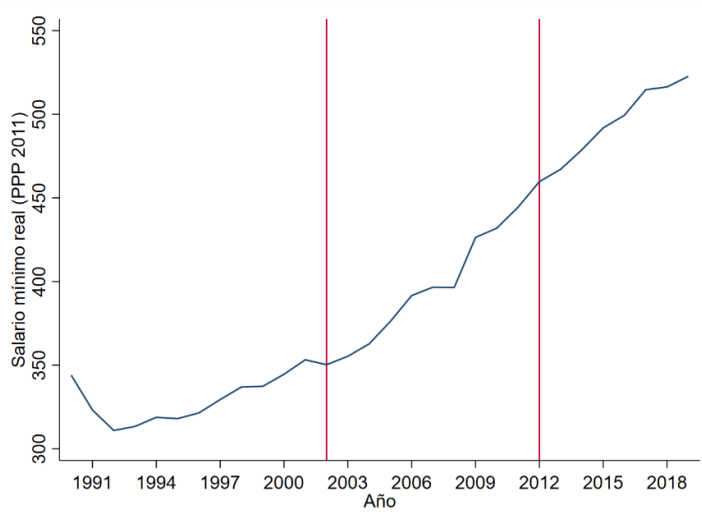
### 2.3 Evolución del salario mínimo

Como en la mayoría de los países del mundo, el salario mínimo (SM) es un instrumento de política clave en América Latina. Los SM se fijan con el objetivo de aumentar los salarios en la parte inferior de la distribución y reducir así la desigualdad salarial. Existe una considerable heterogeneidad entre los países en algunas características de este instrumento, como el nivel, la frecuencia y la operatividad entre distintos tipos de trabajadores. Mientras que algunos países fijan un salario mínimo nacional una vez al año, otros tienen salarios mínimos que varían por región (como en el caso de México durante algunos años); o por sector (como la mayoría de los países centroamericanos). En muchos

casos, estos salarios mínimos nacionales conviven con pisos salariales sectoriales o por categorías de ocupación producto de la existencia de negociación colectiva entre trabajadores y firmas.

Si bien existen diferencias entre los países de AL, la gran mayoría de ellos experimentó durante las últimas dos décadas grandes expansiones en los niveles de salario mínimo. La Figura 3 muestra la evolución del salario mínimo real durante las últimas dos décadas para 14 países de la región. Después de un período de aumento moderado en la década de 1990, el SM creció fuertemente durante la década de 2000 y, si bien luego siguió aumentando, su tasa de crecimiento se desacelera. Considerando un promedio no ponderado para toda la región, el salario mínimo real tuvo un crecimiento acumulado de 1.8% entre 1992 y 2002; frente a un aumento del 29.4% entre 2003 y 2012, para luego acumular un 11.9% de suba hasta el 2019.

**Figura 3. Salario Mínimo Real. 1990-2019.**  
Promedio no ponderado de países de América Latina.



Nota: Promedio no ponderado de salarios mínimos reales expresados en PPP 2011 para 14 países de AL: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, El Salvador, Uruguay.

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

### 3. Marco teórico

#### 3.1 Modelo

El estudio seminal en el que se basa el modelo teórico es el de Tinbergen (1975), quien propone un marco teórico que permite 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 y Murphy (1992), entre otros, quienes plantean un análisis simplificado considerando dos factores de producción: trabajadores calificados y trabajadores no calificados. La desigualdad de ingresos salariales estaría en gran parte determinada por la brecha salarial entre los distintos niveles de calificación, la que a su vez se explica por la interacción de cómo es la demanda relativa entre estos factores de producción y la oferta relativa entre ambos grupos de trabajadores. En un contexto de

equilibrio entre demanda y oferta, la prima salarial por educación aumentaría en contextos donde 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, es decir, el nivel educativo de la población en edad de trabajar mejora.

En términos formales, el modelo que se utiliza en este trabajo 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).

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

$\lambda$  y  $\rho$  son parámetros asociados a la tecnología de producción, por lo que el valor de la producción total  $Q_t$  depende de dicha tecnología y de los dos factores de producción de trabajo calificado y no calificado. La elasticidad de sustitución entre ambos tipos de trabajo viene dada por  $\sigma_{SU} = 1/(1 - \rho)$ .

Tal como se plantea en Acosta et al (2019), la composición educativa de la fuerza laboral en América Latina sugiere que sería conveniente no solo distinguir entre trabajadores calificados (con educación superior) y no calificado (hasta secundaria completa), sino que lo más apropiado sería considerar tres tipos de calificación: baja, media y alta. Así, los autores 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:

$$U_t = [\theta_t H_t^\eta + (1 - \theta_t) D_t^\eta]^{\frac{1}{\eta}} \quad (2)$$

Al igual que para el caso de calificados y no calificados, en este caso  $\theta$  y  $\eta$  sería 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  $\sigma_{HD} = 1/(1 - \eta)$ .

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 *wage premium*:

$$\log\left(\frac{w_{S_t}}{w_{U_t}}\right) = \log\left(\frac{\lambda_t}{1-\lambda_t}\right) - \frac{1}{\sigma_{SU}} \log\left(\frac{S_t}{U_t}\right) \quad (3)$$

De la ecuación anterior se desprende que valores altos de  $\sigma_{SU}$  implican que ambos factores de producción son altamente sustitutos entre sí, por lo que en ese caso la oferta relativa jugaría un rol menor y la brecha salarial no estaría entonces asociada a diferencias en las cantidades relativas de ambos tipos de trabajadores.

Análogamente al caso de trabajadores calificados y no calificados, la ecuación (2) permite plantear formalmente la prima salarial entre trabajadores con calificación media y baja, donde las implicaciones en términos de la relevancia de la oferta relativa en relación a valores altos para la elasticidad de sustitución  $\sigma_{HD}$  es idéntica al caso anterior.

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

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 y 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. Así, los cambios en la demanda relativa se estiman por diferencia, de tal forma que sean consistentes con el *wage premium* y la oferta relativa que se observa en cada momento del tiempo, dada un valor de elasticidad de sustitución fijo.

## **4. Datos y estrategia empírica**

### **4.1 Datos**

Los datos principales de este trabajo provienen de las encuestas de hogares de los países de América Latina. En particular, se utilizan los microdatos armonizados en SEDLAC (Socioeconomic Database for Latin American and the Caribbean) que consiste en un proyecto conjunto entre la Universidad Nacional de La Plata y el Banco Mundial para realizar el mismo procesamiento de las encuestas de hogares de los países de la región y así obtener variables y datos comparables entre países a lo largo del tiempo.

Específicamente, el análisis se realiza para 14 países de América Latina: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, El Salvador, Uruguay. Se consideran los microdatos de 294 encuestas de hogares para el período 1992-2019, que permiten obtener datos laborales y educativas de las personas, restringiendo a los individuos entre 26 y 56 que responden coherentemente preguntas sobre ingresos y educación.

Los datos anteriores nos permiten distinguir a los trabajadores según su nivel de calificación. En primer lugar, se identifican a los trabajadores que pertenecen al grupo de calificados (grupo S), que son quienes declaran tener educación terciaria independientemente de si la completaron o no. En segundo lugar, se define un grupo de no calificados (grupo U) que son quienes tienen secundaria completa o menos. A su vez, el grupo U se particiona en dos sub-grupos de trabajadores no calificados: i) trabajadores que llamaremos 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 segundo objetivo del análisis que consiste en evaluar cuál ha sido el rol del salario mínimo en la configuración de la prima por calificación. Con este fin, se construyó una base de datos de salarios mínimos nacionales para los 14 países de la región anteriormente mencionados, que comprende el período 1992-2019. Esta base de datos surge de combinar tres fuentes de información distintas: i) datos de los institutos de estadísticas oficiales de cada país; ii) datos de CEPAL; iii) datos de OIT: debido a que estas tres fuentes de información no cubren la misma cantidad de períodos de tiempo ni de países. Además, en algunos casos los datos publicados refieren a salarios nominales, mientras que en otros casos son índices de salarios mínimos reales, por lo que un aporte 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>1</sup>.

## 4.2 Estrategia empírica

### 4.2.1 Cálculo del wage premium

Tal como se realiza en los análisis previos, los *wage premiums* se construyen mediante ecuaciones de Mincer, en base a los diferenciales por niveles educativos que surgen de la regresión. Específicamente, se regresa el logaritmo de los salarios horarios respecto a *dummies* de niveles educativos, incluyendo además variables de experiencia potencial y controles regionales. 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, superior completa e incompleta para el caso del grupo S de trabajadores calificados). Una vez obtenidos las remuneraciones para los distintos grupos de calificación, el *wage premium* se obtiene simplemente como la diferencia entre dichas remuneraciones.

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

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta_{supct} D_{supc} + \beta_{supit} D_{supi} + \beta_{secct} D_{sec} + \beta_{secit} D_{seci} + \beta_{prict} D_{pric} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

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 reciente en la participación laboral femenina.

Tal como se mencionó anteriormente, el grupo S de trabajadores calificados incluye a quienes tienen educación superior completa (*supc*) y educación superior incompleta (*supi*); mientras que el grupo de no calificados (grupo U) incluye a quienes tienen secundaria completa (*sec*), secundaria incompleta (*seci*), primaria completa (*pric*) y primaria incompleta (*prii*) que es la categoría omitida. Así, el *wage premium* entre trabajo calificado (S) y trabajo no calificado (U) queda definido como:

$$\ln \left( \frac{w_{st}}{w_{ut}} \right) = [\gamma_{supcS} \beta_{supct} + \gamma_{supiS} \beta_{supit}] - [\gamma_{secU} \beta_{secct} + \gamma_{seciU} \beta_{secit} + \gamma_{pricU} \beta_{prict}] \quad (6)$$

donde  $\beta_{it}$  es el coeficiente asociado al nivel educativo  $i$  en la ecuación de Mincer del momento  $t$ , mientras que  $\gamma_{iS}$  y  $\gamma_{iU}$  refieren al ponderador de cada nivel educativo dentro del grupo de calificación correspondiente. A modo de ejemplo,  $\gamma_{supcS} = E_{supc}/E_S$ , esto es, la proporción de individuos con educación superior completa dentro del total de trabajadores calificados (grupo S); mientras que, por ejemplo,  $\gamma_{seciU} = E_{seci}/E_U$  sería la proporción de individuos con secundaria incompleta dentro del total

<sup>1</sup> En algunos países (muchos de Centroamérica), los salarios mínimos que define el Gobierno no son únicos sino que 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.

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 a lo largo de todos los años considerados en el análisis.

Finalmente, el wage premium entre trabajadores con calificación media y baja (dentro del grupo de no calificados), se obtiene de forma análoga:

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

#### 4.2.2 Cálculo de la oferta y demanda relativa

Respecto al cómputo de la oferta, se utiliza la población en edad de trabajar ajustada por unidades de eficiencia para construir la oferta relativa entre los distintos tipos de calificación. En este sentido, un primer paso consiste en computar las unidades de eficiencia, dividiendo a la población en 24 subgrupos en función del género, cuatro grupos de educación y tres grupos de experiencia. Para cada una de estas celdas, se calcula el salario promedio a lo largo de los años respecto al salario del grupo más numeroso de esas 24 celdas. Esos salarios relativos se utilizan como ponderadores para expandir la cantidad de personas en edad de trabajar en cada una de las celdas y expresarlas en términos de unidades de eficiencia. Finalmente, la oferta laboral de cada una de las celdas se agrega según nivel de calificación para obtener la oferta relativa ajustada por eficiencia de los grupos S/U y de los grupos H/D.

Tal como se planteó en el marco teórico, al ser un modelo que se basa en el equilibrio del mercado laboral, una vez que se obtienen los salarios relativos (precios) y la oferta relativa, la demanda se obtiene en forma residual. Así, la demanda relativa de trabajo calificado versus no calificado puede computarse de la siguiente forma:

$$D_t = \sigma_{SU} \ln \left( \frac{w_{St}}{w_{Ut}} \right) + \ln \left( \frac{S_t}{U_t} \right) \quad (8)$$

La ecuación (8) refleja que es necesario conocer la elasticidad de sustitución entre los factores productivos  $\sigma_{SU}$  para poder computar la demanda relativa. En base a Acosta et al (2019), los resultados se presentan considerando alternativamente elasticidades de 2, 3 y 4; en línea con algunos valores sugeridos por la evidencia empírica previa (Manacorda et al, 2010; Acosta et al; 2019).

## 5. Resultados

### 5.1 Evolución del wage premium

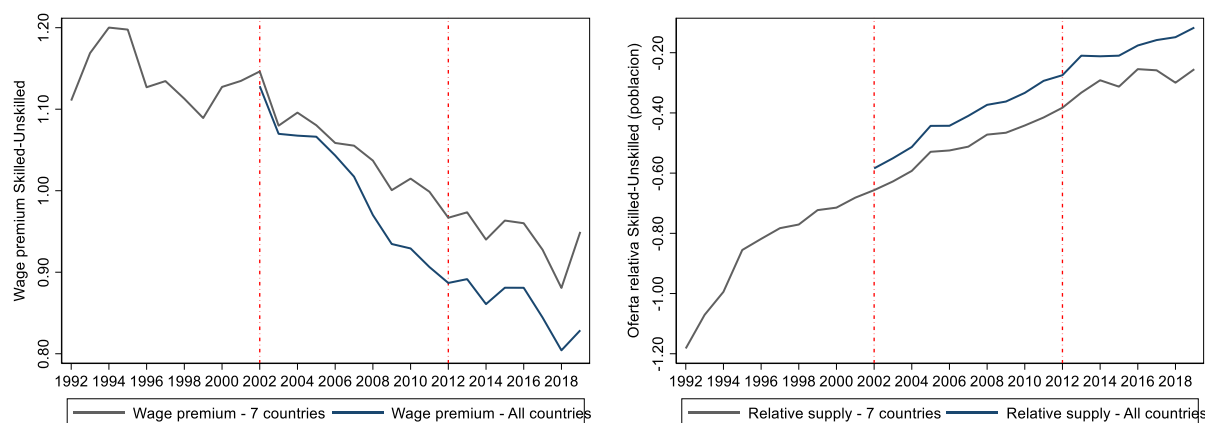
Los resultados principales se presentan en la Tabla A1, donde se muestra para el grupo de calificados y no calificados (grupos S y U), la estimación de la prima por calificación, la oferta relativa y el cómputo residual de la demanda relativa, considerando tres valores de elasticidad de sustitución posibles. Los resultados se presentan distinguiendo tres grandes períodos: los años 90's, los 2000's

y los 2010's<sup>2</sup>, donde puede observarse las variaciones anuales para cada país, así como el promedio regional.

Como complemento a la tabla anterior, la Figura A2 muestra la evolución del *wage premium* y oferta relativa para cada uno de los países. Analizando conjuntamente estos gráficos y los cálculos de las variaciones anuales de la Tabla A2, se desprende el siguiente patrón: aumento durante los años 90's, importante caída durante los años 2000's, y posterior desaceleración de dicha caída desde el 2012 en adelante. Este aumento de la prima por calificación en la década de 1990 ocurre en todos los países excepto en Honduras y México, con aumentos que oscilan entre 0.5% como en Panamá o Costa Rica, hasta aumentos mayores a 2% como en Argentina, Brasil o Chile. Respecto al promedio regional, la Figura 4 muestra la evolución promedio del *wage premium* para los 14 países analizados. Conjuntamente con los cálculos de la Tabla A1, los resultados indican un incremento del *wage premium* de 1.3% anual para los años 90's.

En contraste con el aumento anterior, la evolución de la prima por calificación revierte su suba desde los años 2000's en adelante: existe una reducción importante durante la primera década con un promedio regional de 2.3% anual. Esta disminución se produce en 13 de los 14 países analizados, con variaciones que oscilan entre reducciones de 0.2% hasta reducciones que alcanzan más del 3%, como el caso de Argentina, Bolivia, Brasil, Ecuador y Paraguay. Respecto a la última década, el promedio regional indica que la prima por calificación continúa cayendo, aunque se desacelera a un promedio de 0.8%. Para este caso, la reducción se produce en todos los países analizados, excepto en Argentina, Bolivia y Panamá.

**Figura 4. Wage premium y oferta relativa para calificados y no calificados.**  
Promedio no ponderado para países de América Latina. 1992-2019.



Nota: "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)

<sup>2</sup> Si bien hay leves variaciones en algunos países, se consideró el período de los 90's desde 1992-2002; el período de los 2000's desde 2003 hasta 2012, y el período de los 2010's desde 2013 en adelante. Esta división responde a que entre esos años los patrones de varios indicadores socioeconómicos mostraron un comportamiento claramente distinto, tal como se observó en la Figura 1 respecto a la evolución de la desigualdad.

En lo que refiere a la oferta relativa, la figura anterior muestra un crecimiento sostenido durante las tres décadas analizadas. Los resultados de la Tabla A1 sugieren que este aumento se produjo en todos los países durante los 90's y durante los 2000's, con un promedio regional anual de 3.2% para el primer período y un promedio regional anual de 2.9% para el segundo. El promedio regional para los años 2000's es de un aumento anual de 2.9%, al igual que la década anterior, aunque en este caso existen más diferencias entre países: Bolivia, Costa Rica y Ecuador muestran reducciones en su oferta relativa, mientras que otros países como Chile y Paraguay evidencian aumentos de más de 7%.

El aumento de la prima por calificación y de la oferta relativa durante la década de los noventa determina un aumento de la demanda relativa para esos años. Según los resultados de la Tabla A1, el aumento promedio para toda la región fue entre 5.9% y 7.8%, dependiendo del valor de la elasticidad de sustitución entre trabajo calificado y no calificado que se considere. Respecto al segundo período, el aumento de la oferta relativa combinado con una reducción del *wage premium* genera una caída de la demanda relativa, independientemente del valor de la elasticidad de sustitución que se considere.

Los resultados respecto a la evolución de la demanda no son concluyentes para la última década. Si bien la oferta relativa continuó creciendo, la prima por calificación se redujo pero en menor medida, e incluso en algunos países se incrementó. Esto genera que la estimación de la demanda relativa en forma residual varíe en función de la elasticidad de sustitución: para valores relativamente bajos (2 y 3) la demanda parecería aumentar, mientras que si se considera  $\sigma_{SU} = 4$  la demanda cae un 0.3% anual como promedio regional. Este último valor resulta más consistente con la evidencia de reducción de la prima por calificación en conjunto con un aumento de la oferta relativa de trabajo calificado.

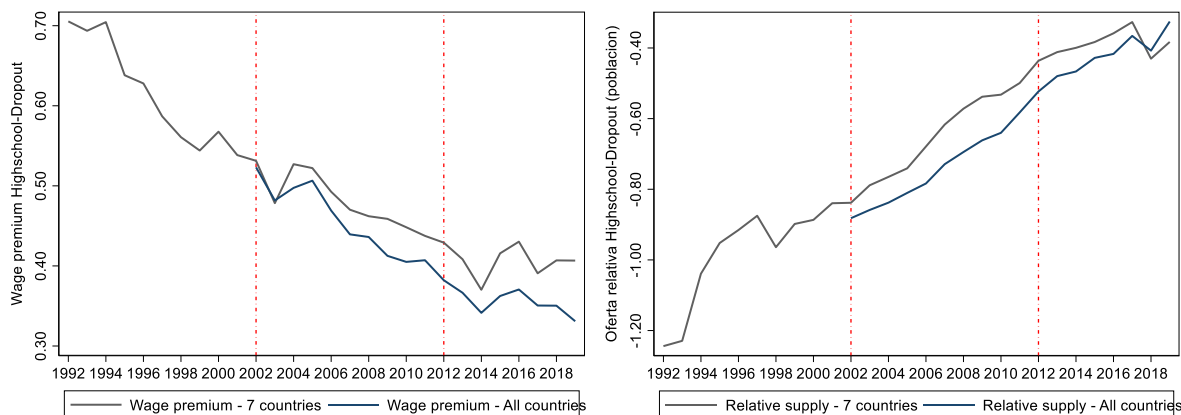
Resulta importante mencionar que si bien existen algunas diferencias en los años y países analizados, los resultados anteriores coinciden con los presentados por Acosta et al (2019), quienes realizan un análisis similar para 16 países de América Latina entre 1990-2013. Un punto relevante planteado en dicho artículo es que debido a la composición educativa de los trabajadores en América Latina, resulta útil analizar la dinámica de la prima por calificación a la interna del grupo de trabajadores considerado como no calificado (grupo U). Dado esto, en lo que sigue se presentan los resultados anteriores diferenciando en este caso dos tipos de calificación: aquellos trabajadores que completaron educación secundaria (grupo H) y quienes tiene menos de ese nivel educativo (grupo D).

La Figura 5 muestra que la prima por calificación entre trabajadores con y sin secundaria completa disminuye a lo largo de todo el período. Si bien durante el primer período la caída anual promedio es de 0.1%, esta reducción se profundiza en las siguientes dos décadas con una disminución anual de 1% y 0.6% respectivamente. Tal como se observa en la Tabla A2 y en la Figura A2, este patrón está presente en prácticamente casi todos los países durante los 90's (con excepción de Paraguay y Perú), durante la década de los 2000's (con excepción de Costa Rica), y durante la década de los 2010's (con excepción de Argentina, Panamá y El Salvador).

Respecto a la oferta de trabajadores con y sin secundaria completa, el panel derecho de la Figura 5 muestra un aumento constante al considerar cada uno de los períodos, con una leve aceleración en la década de los 2000's donde el incremento promedio regional es de 4%. La Tabla A2 y la Figura A3 reflejan que este aumento se da en todos los países y en todos los períodos considerados. Como consecuencia del aumento de la oferta relativa y la caída de la prima por calificación, la demanda

relativa estimada aumenta también a lo largo de las tres décadas. Tal como se observa en la Tabla A2, la magnitud es mayor durante los 90's que en las décadas siguientes, independientemente del valor de la elasticidad de sustitución que se considere.

**Figura 5. Wage premium para trabajadores con calificación media y calificación baja.**  
Promedio no ponderado para países de América Latina. 1992-2019.



Nota: “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)

## 5.2 Rol de la oferta relativa y salario mínimo

La evidencia presentada en la sección anterior sugiere que si bien la oferta relativa ha aumentado en forma sostenida a lo largo del período analizado, su evolución no permite explicar, al menos completamente, los diferentes patrones en el comportamiento de la prima por calificación. Como complemento a ese análisis descriptivo, en esta sección se estima un modelo de TWFE para profundizar sobre el rol que ha tenido la oferta relativa sobre la evolución del *wage premium* e incorporar al salario mínimo como otro de los determinantes de su comportamiento.

Para lo anterior, se construye un pool entre los 14 países para el período 1992-2019 que contiene los *wage premiums*, oferta relativa, demanda relativa y salario mínimo para cada año y para cada país, y se estima la siguiente regresión:

$$\ln\left(\frac{w_{S_{ct}}}{w_{U_{ct}}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{S_{tc}}{U_{tc}}\right) + \gamma \ln(MW_{ct}) + \theta_c + \gamma_t + X_{ct} + \epsilon_{ct} \quad (9)$$

donde la variable dependiente  $\ln\left(\frac{w_{S_{ct}}}{w_{U_{ct}}}\right)$  refiere al *wage premium* estimado en la sección 5 para el país  $c$  y año. Por su parte,  $\ln\left(\frac{S_{tc}}{U_{tc}}\right)$  refiere a la oferta relativa de trabajo calificado versus no calificado computada en la sección anterior para el país  $c$  y año  $t$ , mientras que  $\ln(MW_{ct})$  es el salario mínimo nacional que corresponde al país  $c$  y año  $t$ . Además, se incorporan efectos fijos a nivel país que controlan por heterogeneidades inobservables invariantes en el tiempo, efectos fijos a nivel año que

controlan por factores de demanda específicos a cada año, así como un vector de controles  $X_{ct}$  que incluyen el PBI per cápita y los términos de intercambio para cada país en cada momento del tiempo, factores que también pueden incidir sobre la demanda. Debido a que el objetivo de esta sección es evaluar el rol que ha tenido la oferta relativa y el salario mínimo en la configuración de los retornos educativos, los coeficientes de interés son  $\beta$  y  $\gamma$ .

Si bien el marco teórico y la estrategia empírica implementada intentan evaluar los roles de la oferta y demanda relativa, no existen indicadores específicos que se asocian únicamente a la demanda relativa, lo que genera un problema de identificación ya que el rol de la demanda se estima en forma residual. La literatura empírica disponible para países desarrollados afronta este problema incorporando en las regresiones entre *wage premium* y oferta relativa tendencias temporales, ya sea efectos fijos a nivel tiempo o incluso tendencia lineales y cuadráticas. Esto podría ser una buena solución si se entiende que los cambios en la demanda relativa son relativamente estables a lo largo del tiempo, como puede ser el caso del cambio tecnológico sesgado que experimentaron los países desarrollados.

Sin embargo, tal como plantean Acosta et al (2019), el contexto de los países latinoamericanos es diferente ya que factores asociados a tendencias más estables como el cambio tecnológico coexisten con shocks macroeconómicos frecuentes, junto variaciones de políticas que modifican los precios relativos de los factores de producción, cambios en la apertura al comercio internacional, entre otros. Dado esto, si bien es útil incorporar factores temporales en las estimaciones de la ecuación (9), resulta importante tener en cuenta estas limitaciones al momento de la interpretación de los resultados. Así, las estimaciones deben interpretarse como forma reducida, ya que al no poder aislar los cambios en el *wage premium* que se deben estrictamente a factores de demanda, existen problemas de endogeneidad por posible simultaneidad y existencia de shocks comunes que afectan tanto a la brecha salarial por calificación, como a la oferta relativa, demanda y políticas laborales como el salario mínimo.

La Tabla 1 muestra los resultados de estimar la ecuación (9) para el *wage premium* entre calificados (S) y no calificados (U). Las primeras dos columnas incluyen a los 14 países que conforman la base de datos. Ambas especificaciones incluyen efectos fijos por país y por año, donde la segunda (especificación preferida) incorpora también controles como términos de intercambio y PBI per cápita. Las columnas 3, 4 y 5 modifican la regresión anterior al considerar distintos grupos de países en función de la precisión de los datos, mientras que la última columna refiere únicamente al período 2001-2019.

En base a la especificación preferida (columna 2), los resultados sugieren que un aumento de 1% en la oferta relativa de trabajadores calificados respecto a no calificados, reduce la prima salarial por calificación en 0.175%.

Respecto al rol del salario mínimo, los coeficientes estimados son significativos y negativos. Esto va en línea con los resultados esperados desde un punto de vista teórico ya que el salario mínimo suele incidir sobre los trabajadores de menor remuneración, que suelen ser los menos calificados. Los trabajadores con mayor nivel educativo suelen percibir salarios más altos y por tanto sus salarios no se verían afectados (al menos directamente) por la existencia de un salario mínimo. Así, cuando se impone un piso salarial para las remuneraciones, suelen incrementarse la remuneración de los menos calificados, reduciendo la dispersión salarial por nivel de calificación. Las Figuras A5 y A6 del Anexo 1 muestran la evolución para cada país de la prima por calificación en conjunto con el salario mínimo

real. Si bien son series meramente descriptivas, puede observarse que ambas variables evolucionan de manera opuesta, en línea con lo mencionado anteriormente. En base a la especificación preferida (columna 2), las estimaciones sugieren que un aumento de 1% en el nivel de salario mínimo reduciría los retornos salariales a la educación en 0.17

**Tabla 1. Correlaciones entre prima por calificación, oferta relativa y salario mínimo. Trabajadores calificados (S) versus no calificados (U).**

|                   | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Relative Supply   | -0.217***<br>(0.046) | -0.175***<br>(0.047) | -0.199***<br>(0.060) | -0.207***<br>(0.073) | -0.237***<br>(0.049) |
| Minwage(PPP 2011) | -0.155***<br>(0.032) | -0.168***<br>(0.032) | -0.169***<br>(0.034) | -0.221***<br>(0.058) | -0.189***<br>(0.033) |
| Observations      | 293                  | 293                  | 240                  | 179                  | 233                  |
| Country FE        | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Year FE           | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Controls          | No                   | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Countries         | 14                   | 14                   | 12                   | 9                    | 14                   |
| Period            | All                  | All                  | All                  | All                  | [2001;2019]          |

Robust errors. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1% Weights: inverse of the standard error of the skill premium squared Controls: terms of trade (Net barter index). GDP per capita (PPP 2017, constant).

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. \*significativo al 10%; \*\*significativo al 5%, \*\*\*significativo al 1%. Las estimaciones son ponderadas por la inversa al cuadrado del error estándar del *wage premium*. Controles: términos de intercambios (Net barter index) y PBI per cápita constante en PPP 2017, en base a datos del Banco Mundial.

La estimación de la incidencia de la oferta relativa y del salario mínimo para explicar la evolución de la brecha salarial se realizó también dentro del grupo de no calificados (U), diferenciando entre quienes tienen secundaria completa (H) y quienes tienen menos de ese nivel educativo (D). La Tabla 2 muestra los resultados de estimar la ecuación (9) para el *wage premium* entre estos dos grupos de trabajadores, que llamamos trabajadores de calificación media y trabajadores de calificación baja.

Las características de cada especificación son análogas a las explicadas en la Tabla 1. En base a la especificación preferida (columna 2), los resultados en este caso sugieren que un aumento de 1% en la oferta relativa de trabajadores con calificación media respecto a trabajadores con calificación baja, reduce la prima salarial por calificación en 0.21%.

Respecto al rol del salario mínimo, los coeficientes estimados son significativos y negativos. En base a la especificación preferida (columna 2), se observa que un aumento de 1% en el nivel de salario mínimo reduciría los retornos salariales a la educación en 0.12%. La menor magnitud de la elasticidad respecto al salario mínimo si se lo compara con la Tabla 1 tiene también un respaldo desde el punto de vista teórico. En este sentido, si bien resulta evidente que la proporción de trabajadores con educación superior (S) que tienen salarios en el entorno del salario mínimo suele ser baja, dentro del grupo de no calificados esto no resulta tan claro. Si bien suele ocurrir que el grupo de baja

calificación (D) tiene una proporción considerable de trabajadores que ganan cercano al salario mínimo, es esperable que dentro del grupo de calificación media (H) existan también trabajadores que ganen cerca de ese umbral, por lo que la incidencia del piso salarial sobre la brecha de ambos tipos de trabajadores podría ser menor.

**Tabla 2. Correlaciones entre prima por calificación, oferta relativa y salario mínimo. Trabajadores con calificación media (H) versus trabajadores con calificación baja (D).**

|                   | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Relative Supply   | -0.240***<br>(0.021) | -0.214***<br>(0.022) | -0.204***<br>(0.023) | -0.224***<br>(0.030) | -0.252***<br>(0.026) |
| Minwage(PPP 2011) | -0.114***<br>(0.023) | -0.117***<br>(0.022) | -0.128***<br>(0.024) | -0.112***<br>(0.036) | -0.128***<br>(0.023) |
| Observations      | 286                  | 286                  | 233                  | 179                  | 232                  |
| Country FE        | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Year FE           | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Controls          | No                   | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Countries         | 14                   | 14                   | 12                   | 9                    | 14                   |
| Period            | All                  | All                  | All                  | All                  | [2001;2019]          |

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. \*significativo al 10%; \*\*significativo al 5%, \*\*\*significativo al 1%. Las estimaciones son ponderadas por la inversa al cuadrado del error estándar del *wage premium*. Controles: términos de intercambios (Net barter index) y PBI per cápita constante en PPP 2017, en base a datos del Banco Mundial.

## 6. 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 en América Latina en los últimos 20 años. Respecto a esto, factores tanto por el lado de la oferta como de la demanda pueden ser determinantes de dicha evolución. La evidencia empírica disponible hasta ahora sugiere que la oferta relativa no parece haber jugado un rol importante en la configuración de los retornos a la educación, y que por tanto parecen haber sido los factores de demanda los que guiaron en mayor medida la dispersión salarial.

Utilizando microdatos de encuesta de hogares para 14 países de América Latina, se aplica un modelo comúnmente utilizado en la literatura que permite determinar el rol que han tenido la oferta y demanda relativa de trabajadores calificados en la evolución de la prima salarial por calificación. Los resultados sugieren un aumento sostenido de la oferta relativa de trabajadores calificados y semi-calificados durante las últimas tres décadas. Los retornos a la educación secundaria disminuyen durante todo el período, aunque los retornos a la educación terciaria presentan un patrón distinto: aumento durante los años 90's, caída significativa durante los años 2000's y posterior desaceleración durante los 2010's. Lo anterior sugiere que los factores asociados a la demanda relativa parecen haber tenido un rol relevante en la configuración del *wage premium* de trabajadores calificados.



Más allá de la importancia relativa que pueden tener la oferta y demanda, existen otros factores que inciden en la distribución salarial y que pueden afectar directamente a la brecha salarial según calificación. Si nos alejamos de enfoques de mercados laborales puramente competitivos, las instituciones laborales surgen como determinantes claves en la configuración de dicha dispersión salarial. Respecto a esto último, los países de América Latina han experimentado grandes aumentos de los salarios mínimos nacionales durante las últimas dos décadas, tanto en nivel como en cobertura. Mediante regresiones al estilo *Two Way Fixed Effects (TWFE)*, se analiza cuál ha sido el rol de esta institución laboral en la evolución de los retornos a la educación. Se encuentra que el aumento del salario mínimo permite explicar la caída de la prima por calificación, con mayor magnitud en la reducción de los retornos a la educación terciaria que en los retornos a la educación secundaria.

## Referencias bibliográficas

- Acemoglu, D., and Autor, D. (2011). "Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings". *Handbook of Labor Economics*, 4, 1043-1171.
- Acosta, P. and Gasparini, L. (2007). "Capital Accumulation, Trade Liberalization, and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina". *Economic Development and Cultural Change* 55.
- Acosta, P. and Montes Rojas, G. (2008). "Trade Reform and Inequality: The Case of Mexico and Argentina in the 1990s". *World Economy* 31, 763-780.
- Acosta, P., Cruces, G., Galiani, S. y Gasparini, L. (2019). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: evidence from a supply-demand framework. *Latin American Economic Review* 28:18.
- Alejo, J., & Casanova, L. (2016). Negociación colectiva y cambios distributivos en los ingresos laborales en argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, (15), 65-97.
- Alvaredo, F., and Gasparini, L. (2015). "Recent trends in inequality and poverty in developing and emerging countries". AB Atkinson et F. Bourguignon (editors) *Handbook of Income Distribution*, 697-805.
- Card, D. and Lemieux, T. (2001). "Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Young Men?" *Quarterly Journal of Economics* 116, 705-746.
- Cord, L., Barriga-Cabanillas, O., Lucchetti, L., Rodríguez-Castelán, C., Sousa, L. D., and Valderrama, D. (2017). "Inequality stagnation in Latin America in the aftermath of the global financial crisis". *Review of Development Economics*, 21(1), 157-181.
- Cruces, G., García Domench, C. and Gasparini, L. (2014). "Inequality in Education: Evidence for Latin America". En Cornea, G. (ed.). *Falling Inequality in Latin America. Policy Changes and Lessons*. Oxford University Press, 2014. pp. 318-339. (ISBN 978-0-19-870180-4)
- De la Torre, A., Filippini, F., & Ize, A. (2016). LAC semiannual report april 2016: the commodity cycle in Latin America-mirages and dilemmas. World Bank Publications.
- Gasparini, L., Cruces, G. and Tornarolli, L. (2011). "Recent Trends in Income Inequality in Latin America". *Economía* 10, 147-201.
- Gasparini, L., Cruces, G. y Tornarolli, L. (2016). "Chronicle of a Deceleration Foretold: Income Inequality in Latin America in the 2010s". *Revista de Economía Mundial* 43, 25-46.
- Gasparini, L.. (2019). *La Desigualdad en su Laberinto: Hechos y Perspectivas sobre Desigualdad de Ingresos en América Latina*. Documentos de Trabajo del CEDLAS N° 256, Diciembre, 2019, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.
- Galiani, S. (2009). "Salarios y Educación en el Mercado Laboral Panameño". Mimeo.
- Gallego, F. A. (2012). "Skill premium in Chile: studying skill upgrading in the South". *World Development*, 40(3), 594-609.
- García Swartz, D. and Gasparini, L. (2011). "General-Equilibrium Perspectives on Relative Wage Changes in a Highly Volatile Macroeconomic
- Goldin, C. and Katz, L. (2007). "The Race Between Education and Technology: The Evolution of U.S. Educational Wage Differentials, 1890 to 2005". NBER Working Paper No 12984.

Goldin, C. D., and Katz, L. F. (2009). "The race between education and technology". Harvard University Press.

Katz, L. and Murphy, K. (1992). "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors". *Quarterly Journal of Economics* 107, 35-78.

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". *Industrial and Labor Relations Review* 63, 307-326.

Messina, J., & Silva, J. (2017). Wage inequality in Latin America: Understanding the past to prepare for the future. World Bank Publications.

Montes Rojas, G. (2006). "Skill Premia in Mexico: Demand and Supply factors." *Applied Economics Letters* 13, 917-924.

Tinbergen, J. (1975). *Income Distribution: Analysis and Policies*. North-Holland: Amsterdam.

Vogel, J. (2022). The Race Between Education, Technology, and Institutions (No. w30311). National Bureau of Economic Research.

## Anexo 1

**Tabla A1. Cambios en el wage premium, oferta y demanda relativa para trabajadores calificados y no calificados con distintos valores de elasticidad de sustitución.**

| Country          | Skilled - Unskilled |       |       |                 |       |       |                                     |       |       |                                     |       |       |                                     |       |       |
|------------------|---------------------|-------|-------|-----------------|-------|-------|-------------------------------------|-------|-------|-------------------------------------|-------|-------|-------------------------------------|-------|-------|
|                  | Wage premium        |       |       | Relative supply |       |       | Relative demand ( $\sigma_{su}=2$ ) |       |       | Relative demand ( $\sigma_{su}=3$ ) |       |       | Relative demand ( $\sigma_{su}=4$ ) |       |       |
|                  | 1990s               | 2000s | 2010s | 1990s           | 2000s | 2010s | 1990s                               | 2000s | 2010s | 1990s                               | 2000s | 2010s | 1990s                               | 2000s | 2010s |
| Argentina        | 2.2                 | -4.4  | 1.7   | 4.5             | 2.6   | 2.3   | 8.9                                 | -6.1  | 5.7   | 11.2                                | -10.5 | 7.4   | 13.4                                | -14.8 | 9.1   |
| Bolivia          | .                   | -5.6  | 1.3   | .               | 3.7   | -0.9  | .                                   | -7.6  | 1.6   | .                                   | -13.2 | 2.9   | .                                   | -18.8 | 4.1   |
| Brazil           | 3.4                 | -3.2  | -0.8  | 3.4             | 3.3   | 5.7   | 10.1                                | -3.0  | 4.2   | 13.5                                | -6.2  | 3.4   | 16.8                                | -9.4  | 2.7   |
| Chile            | 2.5                 | -1.5  | -2.5  | 7.6             | 0.9   | 7.9   | 12.7                                | -2.1  | 2.9   | 15.2                                | -3.5  | 0.4   | 17.7                                | -5.0  | -2.1  |
| Colombia         | .                   | -1.6  | -1.3  | .               | 3.9   | 2.9   | .                                   | 0.7   | 0.3   | 0.0                                 | -0.9  | -1.0  | 0.0                                 | -2.5  | -2.3  |
| Costa Rica       | 0.5                 | 1.1   | -0.9  | 4.3             | 2.8   | -1.3  | 5.3                                 | 5.0   | -3.0  | 5.8                                 | 6.1   | -3.9  | 6.3                                 | 7.2   | -4.7  |
| Ecuador          | .                   | -3.5  | -0.5  | .               | 2.6   | -0.1  | .                                   | -4.4  | -1.1  | .                                   | -7.9  | -1.6  | .                                   | -11.3 | -2.1  |
| Honduras         | -0.4                | -0.2  | -1.5  | 2.7             | 3.5   | 6.6   | 1.9                                 | 3.1   | 3.5   | 1.5                                 | 2.8   | 2.0   | 1.1                                 | 2.6   | 0.5   |
| Mexico           | -0.2                | -1.2  | -2.3  | 3.1             | 2.4   | 3.3   | 2.7                                 | 0.0   | -1.2  | 2.5                                 | -1.2  | -3.5  | 2.3                                 | -2.4  | -5.8  |
| Panama           | 0.6                 | -2.8  | 0.2   | 0.3             | 4.7   | 1.0   | 1.5                                 | -0.9  | 1.4   | 2.1                                 | -3.7  | 1.6   | 2.6                                 | -6.5  | 1.8   |
| Paraguay         | 1.6                 | -3.3  | -3.1  | 0.8             | 4.4   | 7.4   | 3.9                                 | -2.2  | 1.1   | 5.5                                 | -5.5  | -2.1  | 7.0                                 | -8.8  | -5.2  |
| Peru             | 1.7                 | -2.9  | -0.4  | 2.5             | 3.1   | 0.2   | 5.9                                 | -2.7  | -0.7  | 7.6                                 | -5.6  | -1.1  | 9.4                                 | -8.5  | -1.6  |
| El Salvador      | 1.5                 | -1.7  | -0.6  | 2.9             | 1.8   | 1.6   | 6.0                                 | -1.6  | 0.3   | 7.5                                 | -3.3  | -0.3  | 9.0                                 | -5.0  | -0.9  |
| Uruguay          | .                   | -1.9  | -0.5  | .               | 1.5   | 3.4   | .                                   | -2.4  | 2.5   | .                                   | -4.3  | 2.1   | .                                   | -6.3  | 1.6   |
| Mean             | 1.3                 | -2.3  | -0.8  | 3.2             | 2.9   | 2.9   | 5.9                                 | -1.7  | 1.3   | 6.6                                 | -4.1  | 0.5   | 7.8                                 | -6.4  | -0.3  |
| Mean 8 countries | 1.4                 | -2.2  | -0.7  | 2.7             | 3.3   | 2.9   | 5.4                                 | -1.1  | 1.6   | 6.8                                 | -3.2  | 0.9   | 8.2                                 | -5.4  | 0.2   |

Notas: cambios logarítmicos anuales multiplicados por 100.

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

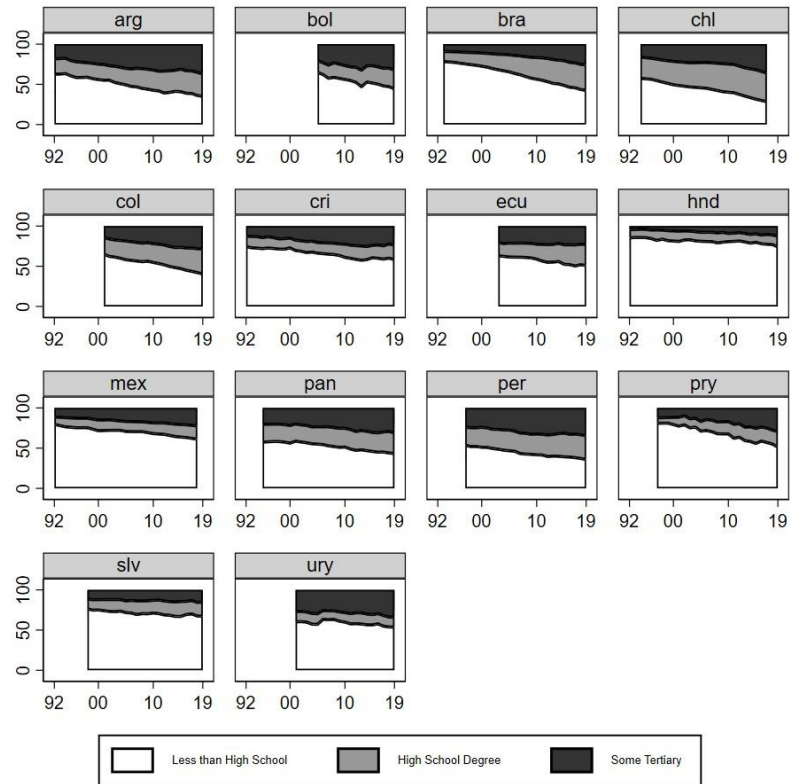
**Tabla A2. Cambios en el wage premium, oferta y demanda relativa para trabajadores con calificación media y baja con distintos valores de elasticidad de sustitución.**

| Country          | Highschool - Dropouts |       |       |                 |       |       |                                     |       |       |                                     |       |       |                                     |       |       |
|------------------|-----------------------|-------|-------|-----------------|-------|-------|-------------------------------------|-------|-------|-------------------------------------|-------|-------|-------------------------------------|-------|-------|
|                  | Wage premium          |       |       | Relative supply |       |       | Relative demand ( $\sigma_{HD}=2$ ) |       |       | Relative demand ( $\sigma_{HD}=3$ ) |       |       | Relative demand ( $\sigma_{HD}=4$ ) |       |       |
|                  | 1990s                 | 2000s | 2010s | 1990s           | 2000s | 2010s | 1990s                               | 2000s | 2010s | 1990s                               | 2000s | 2010s | 1990s                               | 2000s | 2010s |
| Argentina        | -0.4                  | -0.5  | 0.3   | 2.1             | 5.9   | 1.9   | 1.3                                 | 4.9   | 2.6   | 0.9                                 | 4.3   | 2.9   | 0.5                                 | 3.8   | 3.3   |
| Bolivia          | .                     | -1.3  | -0.3  | .               | 5.0   | 5.4   | .                                   | 2.3   | 4.7   | .                                   | 1.0   | 4.4   | .                                   | -0.3  | 4.0   |
| Brazil           | -0.4                  | -2.6  | -1.0  | 5.3             | 7.3   | 4.7   | 4.5                                 | 2.1   | 2.7   | 4.1                                 | -0.4  | 1.6   | 3.7                                 | -3.0  | 0.6   |
| Chile            | -0.4                  | -1.3  | -0.7  | 5.3             | 4.3   | 6.0   | 4.4                                 | 1.8   | 4.6   | 3.9                                 | 0.5   | 3.9   | 3.5                                 | -0.7  | 3.2   |
| Colombia         | .                     | -1.1  | -1.1  | 0.0             | 3.4   | 6.9   | 0.0                                 | 1.3   | 4.7   | 0.0                                 | 0.2   | 3.6   | 0.0                                 | -0.9  | 2.5   |
| Costa Rica       | -0.4                  | 0.5   | -1.0  | 1.1             | 4.4   | 0.9   | 0.3                                 | 5.4   | -1.2  | -0.1                                | 5.9   | -2.2  | -0.5                                | 6.5   | -3.3  |
| Ecuador          | .                     | -0.7  | -0.6  | .               | 4.5   | 3.4   | .                                   | 3.1   | 2.3   | .                                   | 2.4   | 1.7   | .                                   | 1.6   | 1.1   |
| Honduras         | -0.4                  | -0.2  | -1.5  | 2.7             | 3.5   | 6.6   | 1.9                                 | 3.1   | 3.5   | 1.5                                 | 2.8   | 2.0   | 1.1                                 | 2.6   | 0.5   |
| Mexico           | -0.1                  | -0.9  | -0.1  | 5.3             | 1.7   | 4.1   | 5.0                                 | -0.2  | 3.8   | 4.9                                 | -1.1  | 3.7   | 4.7                                 | -2.0  | 3.5   |
| Panama           | -0.1                  | -1.7  | 0.3   | 0.0             | 2.8   | 2.6   | -0.1                                | -0.6  | 3.3   | -0.2                                | -2.4  | 3.6   | -0.2                                | -4.1  | 4.0   |
| Paraguay         | 0.4                   | -2.0  | -1.5  | 10.0            | 6.3   | 5.6   | 10.8                                | 2.4   | 2.7   | 11.2                                | 0.4   | 1.3   | 11.6                                | -1.6  | -0.2  |
| Peru             | 0.8                   | -0.7  | -0.8  | 3.1             | 3.4   | 3.0   | 10.8                                | 2.0   | 1.3   | 11.2                                | 1.3   | 0.5   | 11.6                                | 0.5   | -0.3  |
| El Salvador      | -0.4                  | -0.6  | 0.1   | 6.0             | 2.4   | 0.8   | 10.8                                | 2.0   | 0.9   | 11.2                                | 1.3   | 1.0   | 11.6                                | 0.5   | 1.0   |
| Uruguay          | .                     | -0.6  | -0.8  | .               | 0.5   | 0.2   | .                                   | -0.8  | 0.9   | .                                   | -1.4  | 1.0   | .                                   | -2.0  | 1.0   |
| Mean             | -0.1                  | -1.0  | -0.6  | 3.7             | 4.0   | 3.7   | 4.5                                 | 2.0   | 2.6   | 4.4                                 | 1.1   | 2.1   | 4.3                                 | 0.1   | 1.5   |
| Mean 8 countries | -0.1                  | -1.0  | -0.6  | 3.8             | 4.5   | 3.3   | 5.0                                 | 2.6   | 2.0   | 5.0                                 | 1.6   | 1.3   | 4.9                                 | 0.7   | 0.7   |

Notas: cambios logarítmicos anuales multiplicados por 100.

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

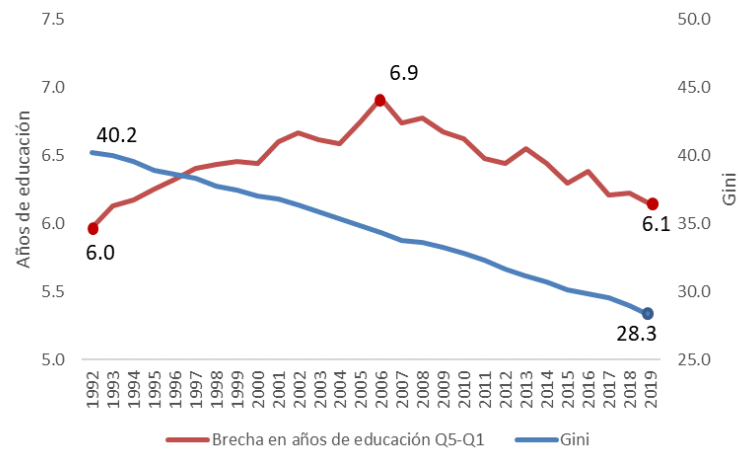
**Figura A.1 Distribución de la población en edad de trabajar por nivel educativo**



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

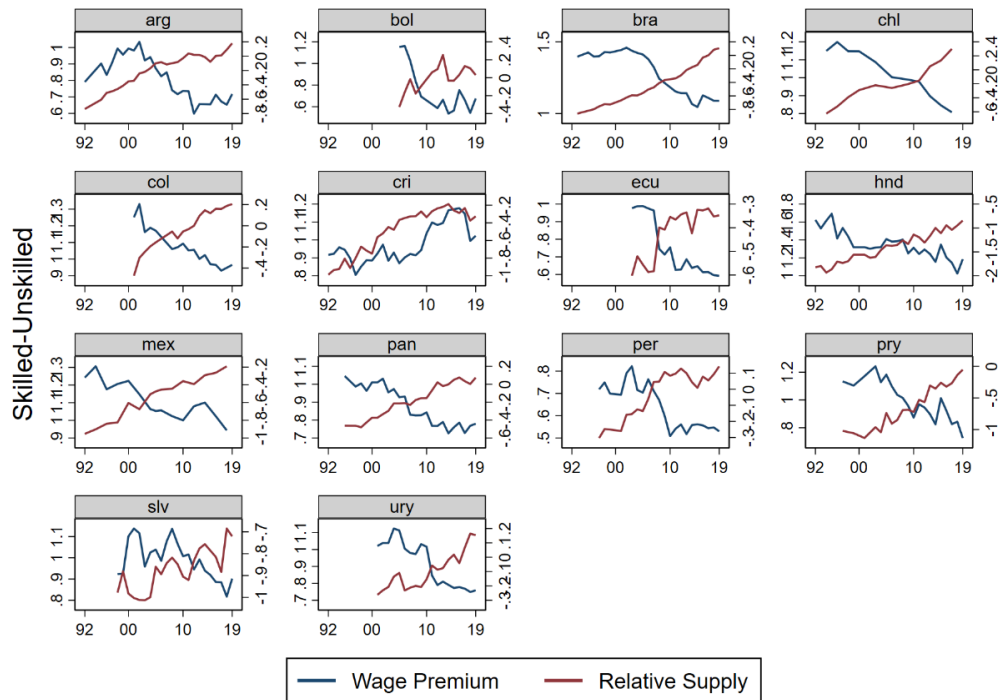
**Figura A2. Gini y brecha en años de educación formal. 1992-2019.**

Promedio no ponderado de países de América Latina.



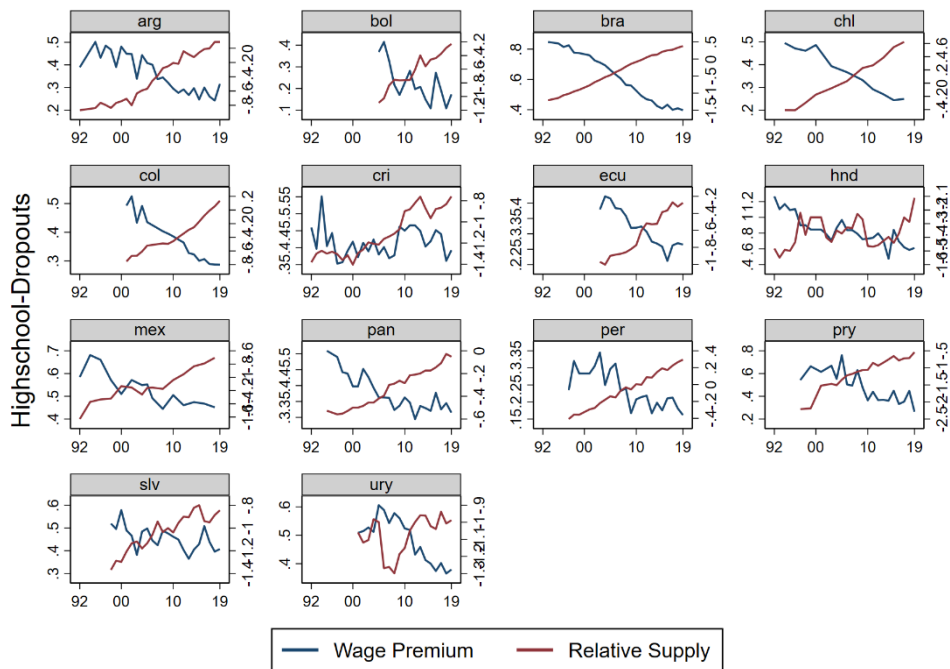
Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial)

**Figura A3 Wage premium y oferta relativa. Calificados - no calificados.**



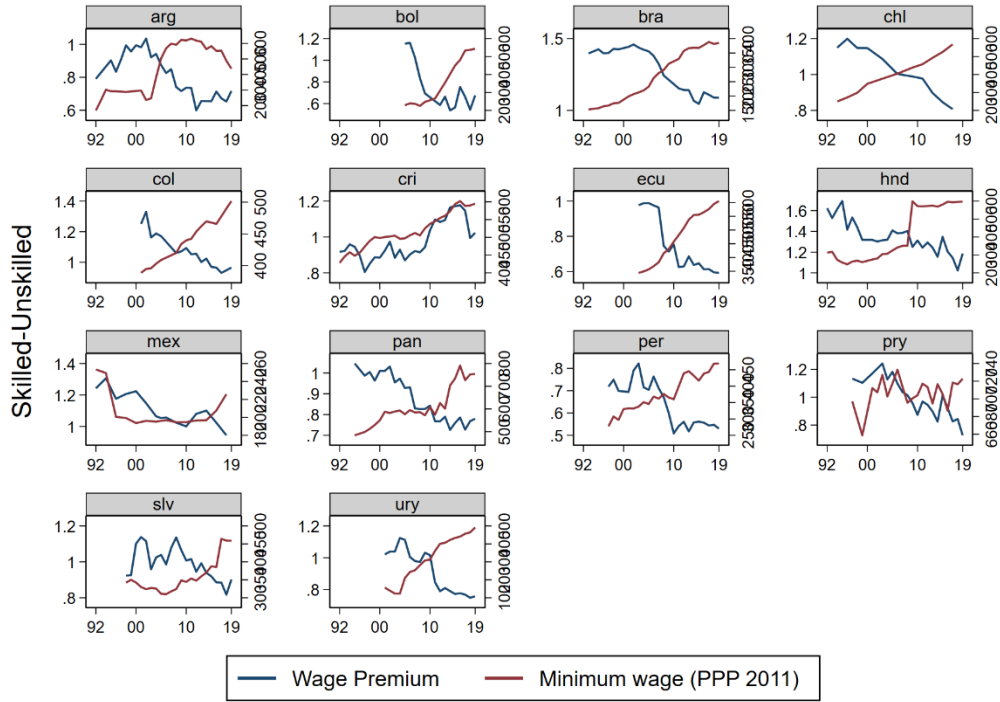
Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC

**Figura A4 Wage premium y oferta relativa. Calificación media - calificación baja**



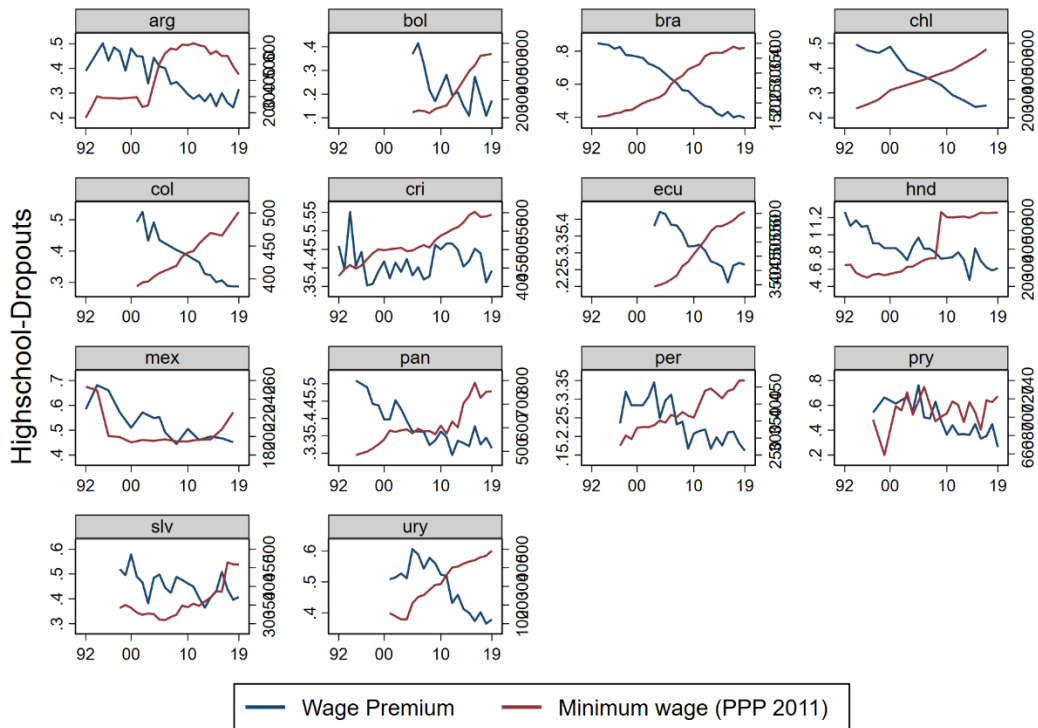
Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC

**Figura A5 Wage premium y salario mínimo real. Calificados - no calificados.**



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC

**Figura A.6 Wage premium y salario mínimo real. Calificación media - calificación baja**



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC

## **Anexo 2. Construcción de la base de datos de salarios mínimos nacionales.**

En base a los datos de salarios mínimos nominales publicados por OIT y los Institutos de Estadística Oficiales, se construyó una serie de salarios mínimo nominales para el período 2001-2016. Utilizando el IPC del proyecto SEDLAC, se construyó una serie de salarios mínimos en términos reales para validarla con el índice de Salario Mínimo Real que publica anualmente la CEPAL. Una vez validada la serie para 2001-2016 se utilizó el índice de SMR de CEPAL para completar los período comprendidos entre 1990-2000 y 2016-2020.

En algunos casos, los SM nominales se ajustan más de una vez al año, o en meses que no son típicamente enero, en cuyo caso se usó un promedio anual. Además, en algunos países (casi todos los de Centroamérica), los SM que define el Gobierno son sectoriales, por lo que en aquellos casos donde hay más de un SM oficial se utilizaron los siguientes criterios:

|                             |   |
|-----------------------------|---|
| <b>Costa Rica</b>           | Salario mínimo para trabajador no calificado genérico.                          |
| <b>El Salvador</b>          | Salario mínimo para la industria y los servicios de San Salvador.               |
| <b>Guatemala</b>            | Salario mínimo para la industria y el comercio.                                 |
| <b>Honduras</b>             | Salario mínimo para la pequeña empresa en la industria manufacturera.           |
| <b>Nicaragua</b>            | Salario mínimo para la industria manufacturera.                                 |
| <b>Panamá</b>               | Salario mínimo para la pequeña empresa en la industria manufacturera, región 1. |
| <b>República Dominicana</b> | Salario mínimo para la pequeña empresa del sector privado.                      |