

Estructura Productiva y Desigualdad Salarial: Evidencia para América Latina

Matías Ciaschi, Luciana Galeano y Leonardo
Gasparini

Documento de Trabajo Nro. 250

Septiembre, 2019

ISSN 1853-0168

www.cedlas.econo.unlp.edu.ar

Cita sugerida: Ciaschi, M., L. Galeano y L. Gasparini. (2019). Estructura Productiva y Desigualdad Salarial: Evidencia para América Latina. Documentos de Trabajo del CEDLAS N° 250, Septiembre, 2019, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.

Estructura productiva y desigualdad salarial: Evidencia para América Latina *

Matías Ciaschi

Luciana Galeano

Leonardo Gasparini **

Resumen

Este trabajo estudia la evolución de las brechas salariales por nivel educativo y su relación con la estructura productiva para 16 países de América Latina, utilizando microdatos de encuestas de hogares e información de Cuentas Nacionales en el período 1991-2015. La evidencia sugiere que el cambio en la estructura productiva está estrechamente correlacionado con la dinámica de la desigualdad salarial en la región. En particular, cuando crece la participación en el valor agregado de los sectores más intensivos en trabajo calificado, aumentan significativamente las brechas salariales por educación.

Abstract

This paper studies the evolution of skill premia and its relationship with the productive structure for sixteen countries in Latin America, using microdata from household surveys and information from National Accounts for the period 1991-2015. The evidence suggests that the change in the productive structure is significantly correlated to the dynamics of wage inequality. In particular, when the share in total value added of sectors that are more intensive in high-skilled labor grows, the skill premium increases significantly.

Códigos JEL: D31, I26, J21, J31

Palabras clave: desigualdad, brecha salarial, estructura productiva, América Latina

* Este trabajo se realizó en el marco del proyecto de I+D 11/E165 de la UNLP. Parte del material está basado en la tesis de Maestría en Economía de la UNLP de Luciana Galeano bajo la dirección de Leonardo Gasparini. Agradecemos los valiosos comentarios de Pablo Gluzmann, Leopoldo Tornarolli, Inés Berniell y participantes de seminarios en UNLP, Université de Neuchâtel, Freie Universität Berlin, UdelaR y de las Jornadas de la AAEP.

** Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata. Gasparini es también investigador de CONICET.

1. Introducción

Durante las últimas décadas las economías latinoamericanas han experimentado cambios distributivos significativos.¹ Luego de un patrón creciente durante los ochenta y noventa, la desigualdad de ingresos se redujo a partir de comienzos de los dos mil, primero aceleradamente y luego a tasas más bajas, hasta alcanzar una meseta en los años recientes. Esta dinámica cambiante ha estimulado la investigación sobre los determinantes distributivos. Entender los factores que están detrás de los patrones cambiantes de la desigualdad no solo es un tema de relevancia académica, sino que resulta fundamental como insumo para los debates de política.

Desentrañar los mecanismos que determinan el proceso generador de ingresos en una economía y sus cambios en el tiempo es una tarea de enorme dificultad, plagada de limitantes metodológicos. En su lugar, la Economía busca aportar evidencia empírica parcial que, leída en su conjunto y acompañada de teoría, puede contribuir a entender la dinámica de fenómenos agregados complejos, como es el de la evolución de la desigualdad en una gran región. En este marco de dificultades, este trabajo se suma a los esfuerzos por entender los cambios distributivos recientes en América Latina. En particular, se examina un factor que está presente en los debates sobre el tema, pero sobre el cual existe poca evidencia: el cambio en la estructura productiva. Dado que los distintos sectores productivos tienen diferente intensidad de uso de factores, un cambio en la estructura sectorial de la economía debería impactar sobre la demanda relativa de factores, alterar la estructura de remuneraciones de equilibrio y en consecuencia afectar la distribución del ingreso. En particular, un aumento en la relevancia de sectores intensivos en el uso de trabajo calificado (no calificado) estaría asociado con un aumento de la demanda relativa de ese factor, y por ende con un aumento (reducción) de la brecha salarial por calificación.

¹ De Ferranti (2004); Lopez Calva y Lustig (2010); Gasparini *et al.* (2016); CEPAL (2018); Messina y Silva (2018); Tornarolli *et al.* (2018).

Este trabajo evalúa la potencial relevancia de este argumento en el caso de América Latina examinando los co-movimientos de la estructura sectorial de la producción en cada país de la región y de las brechas salariales por calificación condicionadas. Para ello se utilizan dos fuentes de datos: por un lado las Cuentas Nacionales de cada país proveen información sobre valor agregado sectorial, lo que permite trazar los cambios de la estructura sectorial a lo largo del tiempo en cada economía latinoamericana. Por otro lado, se utilizan microdatos de las encuestas de hogares de todos los países de la región para estimar las brechas por calificación condicionando por otros factores observables. Se utilizan con ese fin datos armonizados según la metodología SEDLAC (2019) provenientes de cerca de 300 encuestas de hogares, que implican información de alrededor de 10 millones de personas a lo largo de más de dos décadas en 16 países de América Latina.

El trabajo computa y analiza la evolución conjunta en cada país -y en el agregado de la región- de las brechas salariales y de la estructura productiva sectorial, y analiza la relación entre estas variables en un marco de regresiones por efectos fijos incluyendo diversos controles. Aunque la estrategia metodológica no permite establecer causalidad, consideramos que los resultados son sugerentes acerca de una relación significativa entre cambios estructurales y desigualdad salarial, y alientan a profundizar la investigación en búsqueda de evidencia causal más robusta.

El trabajo contribuye a una literatura creciente que caracteriza los cambios distributivos en América Latina e indaga sobre sus determinantes (Gasparini y Lustig, 2011; Azevedo *et al.*, 2012; Cornia, 2014; Székely y Mendoza, 2017, Cruces *et al.* 2015; Gasparini *et al.* 2016; Fernández y Messina, 2017; Galiani *et al.*, 2017; Messina y Silva, 2018; Brezzi y de Mello, 2018). En particular, el estudio se enmarca en la extensa literatura que examina la desigualdad laboral a partir de identificar cambios en factores que desplazan la oferta y la demanda relativa de distintos tipos de trabajo (Tinbergen, 1975; Katz y Murphy, 1992). Este artículo subraya al cambio en la estructura sectorial de la producción como un factor relevante detrás de

los cambios en la demanda relativa de trabajo calificado, y en consecuencia contribuye a una literatura creciente que estudia el papel de la estructura productiva de la economía sobre la desigualdad (Rendall, 2013; Buera *et al.*, 2015).

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. La sección 2 motiva el trabajo examinando los patrones generales de cambio en la estructura sectorial de la producción y en la desigualdad salarial en América Latina, y explicitando el argumento por el cual estos patrones podrían estar vinculados. La sección 3 incluye una breve reseña de la literatura en la que se enmarca este trabajo, mientras que en la sección 4 se describen los datos y detalla la metodología empleada. Los resultados del trabajo se presentan, explican y discuten en la sección 5. La sección 6 concluye con algunos comentarios y extensiones posibles.

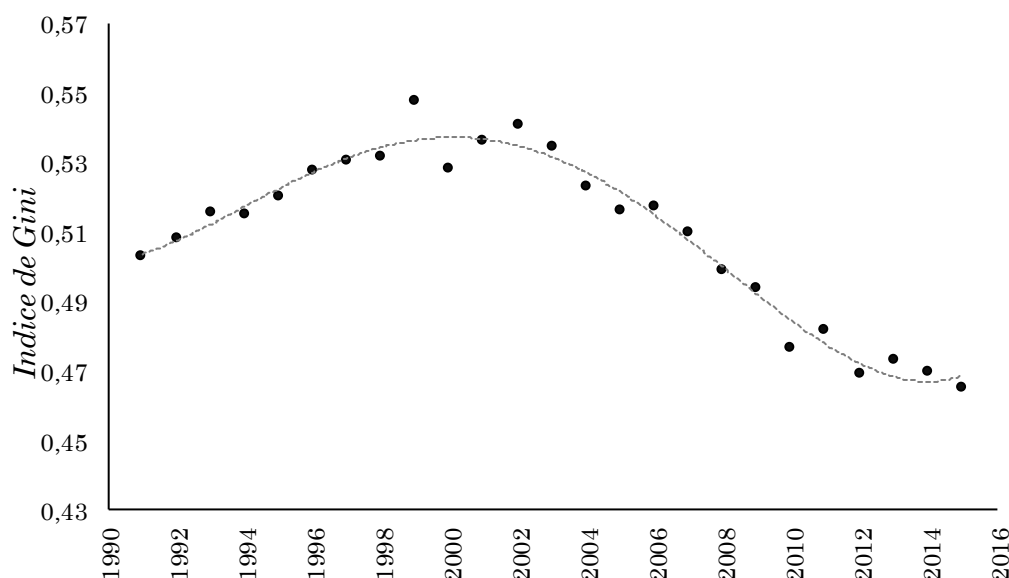
2. Desigualdad de ingresos y estructura productiva

El análisis de la desigualdad y sus determinantes es particularmente relevante en América Latina por dos razones: (i) se trata de una de las regiones del mundo con niveles de desigualdad de ingresos más altos (Alvaredo y Gasparini, 2015) y (ii) la región ha experimentado cambios significativos en distintas direcciones durante las últimas décadas. La Figura 1 ilustra la dinámica distributiva en el período 1991-2015 para un promedio simple de 16 países.² La desigualdad, medida por el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar, aumentó en los noventa, experimentó una caída sustancial en los dos mil, y desaceleró su reducción en la primera mitad de la década siguiente. Este contraste entre períodos ha sido extensamente documentado en la literatura (Gasparini *et al.*, 2016; Messina y Silva, 2018).

² Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador, Uruguay y Venezuela. El resto de los países de América Latina han sido excluidos de la muestra por razones asociadas meramente a la disponibilidad de datos.

Figura 1. Coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar.

Promedio para América Latina.



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

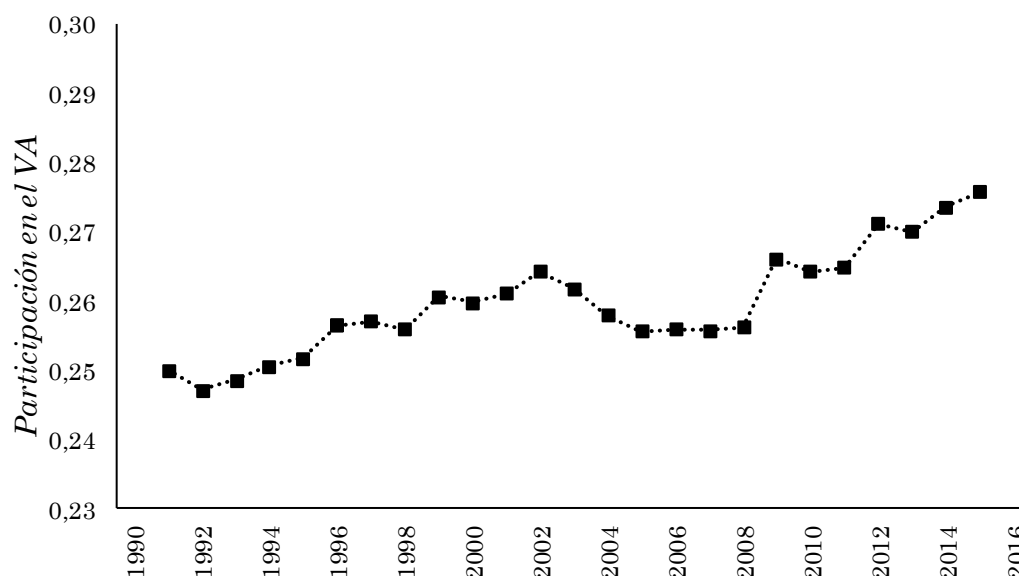
Nota: promedio no ponderado para 16 países.

El contraste en la evolución de la desigualdad entre períodos ha incentivado una literatura que explora los determinantes de esa dinámica. Las posibles explicaciones no escasean: distintos autores han subrayado el papel de la expansión educativa, el ciclo económico, los términos de intercambio, el comercio internacional, los cambios tecnológicos, las transferencias monetarias, las políticas laborales y los cambios demográficos, entre otros. Quizás curiosamente, el potencial rol de la estructura productiva ha sido muy poco estudiado, a pesar que (i) existen argumentos para vincular ambos fenómenos y que (ii) los países de la región han experimentado cambios significativos en la composición sectorial de sus economías a lo largo del tiempo. En este trabajo nos interesa en particular el cambio estructural entendido como las variaciones en la participación en el valor agregado nacional a lo largo del tiempo entre sectores económicos caracterizados por su intensidad de uso de distintos tipos de trabajo (calificado y no calificado). Como motivación inicial, la Figura 2 muestra la evolución para el promedio

de 16 países de América Latina de la participación en el valor agregado de los cinco sectores más intensivos en trabajo de alta calificación.³

Figura 2. Participación en el valor agregado de los sectores más intensivos en trabajo de alta calificación.

Promedio simple para América Latina.



Fuentes: elaboración propia en base a datos de Cuentas Nacionales y microdatos de encuestas de hogares.

En los años noventa (1992-2002), la participación de los sectores productivos más intensivos en trabajo calificado aumentó 1,7 puntos porcentuales. En contraste, entre 2002 y 2008, en un contexto de recuperación económica general, la participación de los sectores intensivos en trabajo calificado cayó en un punto porcentual, en promedio para América Latina. Luego de la crisis internacional de 2008/2009 la importancia de los sectores que utilizan con mayor intensidad trabajo calificado ha retomado un sendero creciente, aunque a un ritmo menor al de la década del noventa.

³ Dentro de cada país se toman como intensivos en trabajo de alta calificación a los cinco sectores con mayor participación de trabajadores con nivel terciario completo para el promedio de los años de la muestra. Existen 4 sectores para los cuales los datos indican que son intensivos en alta calificación para todos los países de la muestra (Intermediación Financiera, Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler, Educación y Salud). El quinto sector en once de los dieciséis países es Administración pública y defensa.

Existen diversas razones teóricas por las cuales un cambio en la estructura productiva puede alterar la desigualdad de ingresos. El argumento principal es simple y opera a través del mercado laboral: si la intensidad de uso de los distintos factores productivos difiere entre sectores, un cambio exógeno en la participación de estos sectores en el producto nacional cambia la demanda relativa de los factores productivos y en consecuencia su estructura de remuneraciones. Si, por ejemplo, un sector A intensivo en trabajo calificado H se expande a costa de un sector B intensivo en trabajo no calificado L , se producirá, a los salarios vigentes, un desbalance: exceso de demanda de H y exceso de oferta de L . Este desbalance implicará presiones de mercado al aumento del salario relativo del trabajo calificado. El incremento del premio salarial por calificación finalmente afectará la desigualdad laboral, y con ésta la desigualdad total. Este argumento que vincula estructura productiva y estructura salarial es de muy larga data en Economía; Buera *et al.* (2015) y Herrendorf *et al.* (2014) son dos contribuciones recientes que lo discuten y formalizan.

3. Antecedentes empíricos

Este trabajo se ubica en la intersección de dos literaturas empíricas: una, más regional, que examina los determinantes de los cambios en la desigualdad laboral en América Latina, y otra, de carácter más global, que estudia el rol de la estructura productiva en la dinámica salarial.

Desigualdad salarial en América Latina

Los marcados cambios en la desigualdad laboral en las últimas décadas en América Latina han motivado una vasta literatura que en gran medida se ha focalizado en estudiar los determinantes de las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados.⁴ Un grupo de trabajos enfatiza el canal que opera a través de cambios en la oferta relativa de trabajo (Azevedo *et al.*, 2013; Barros *et al.*, 2010; Esquivel *et al.*, 2010; Campos *et al.*, 2012;

⁴ Azevedo *et al.* (2013), Barros *et al.* (2010), Campos *et al.* (2012), Cornia (2014), De la Torre *et al.* (2012), Gasparini y Cruces (2010), Gasparini y Lustig (2011) y Lustig *et al.* (2013).

Jaramillo y Saavedra, 2010; y Lopez-Calva y Lustig, 2010). Estos estudios sugieren que el incremento en los años de educación ocurrido en la década de 1990⁵ propició una mayor oferta relativa de trabajadores calificados en los años 2000, contribuyendo a generar una caída en la desigualdad salarial. Carneiro y Lee (2011) y Filmer y Schady (2013) sostienen que la caída en los retornos a la educación se explica también por un descenso en la calidad de la educación secundaria y superior asociado a la expansión de la cobertura escolar.⁶ Ocampo y Vallejo (2012) argumentan que la caída en la oferta relativa de trabajo no calificado puede haber estado ligada a la disminución en las tasas de natalidad de la región: hogares con menor cantidad de miembros poseen una mayor capacidad de destinar recursos a la educación de sus hijos quienes, por esa razón, tienen más posibilidades de alcanzar niveles educativos más elevados.

Por otro lado, existe una serie de trabajos que subrayan la relevancia de los factores ligados a la demanda relativa de trabajo por sobre los factores de oferta. Dentro de este grupo, Galiani *et al.* (2017) encuentran este resultado a partir de un enfoque de oferta-demanda para 16 países de América Latina. Fernández y Messina (2017) atribuyen gran parte de la disminución de la desigualdad de ingresos de Argentina, Brasil y Chile en los dos mil a la reducción en las brechas salariales por experiencia en la cola superior de la distribución (90/50) y la disminución en los retornos a la educación en la cola inferior (50/10). Según los autores las tendencias de la demanda relativa favorecieron al trabajo de mayor calificación en la década de 1990 y a los de baja calificación en los dos mil.

⁵ Trabajos como Cruces *et al.* (2011) reportan dicho incremento en el acceso a la educación.

⁶ De acuerdo con esta hipótesis, el mayor acceso a la educación puede disminuir los retornos educativos debido a que el mismo implica incorporar, en el margen, instituciones educativas y estudiantes menos preparados.

Estructura productiva y desigualdad salarial

Una segunda literatura vinculada con este trabajo es la que explora la relación entre estructura productiva y desigualdad salarial.⁷ Martorano y Sanfilippo (2014) analizan los determinantes de largo plazo de las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados en el sector manufacturero para un grupo de países del Este Asiático, cuyas economías han experimentado rápidas transformaciones estructurales en las últimas décadas. Los autores consideran como medida del cambio estructural a la participación de los sectores económicos en el valor agregado manufacturero. Sus resultados sugieren que cambios estructurales dentro de las manufacturas en favor de sectores con mayor participación de trabajadores de alta calificación son fuertes determinantes de la desigualdad salarial. En la misma línea, pero enfocándose en países desarrollados, Buera *et al.* (2015) documentan que aumentos en el PBI per cápita se asocian a cambios en la composición de valor agregado en favor de sectores intensivos en trabajo de alta calificación. Este desarrollo lleva a aumentar la demanda por trabajo calificado, explicando alrededor de un 30% del aumento en las brechas salariales por calificación en Estados Unidos en el período 1977-2005. Andersson y Palacio (2016) analizan un conjunto amplio de países en desarrollo de África, Asia y América Latina entre 1960 y 2010. Mediante un análisis de regresión los autores reportan una relación positiva entre un índice de cambio estructural (calculado a partir de la brecha de productividad entre el sector agrícola y el resto de los sectores) y la desigualdad de ingresos, medida por el coeficiente de Gini. Sin embargo, dicha relación solo resulta estadísticamente significativa para economías duales (punto intermedio entre agrícolas y desarrolladas) y no posee un

⁷ El estudio de las implicancias sociales de la estructura sectorial de la economía tiene una larga tradición en América Latina. En particular, ese tópico estuvo muy presente en los escritos de los estructuralistas latinoamericanos (Kay, 1991), quienes remarcaban que una estructura sesgada a la agroexportación no contribuía al empleo ni al desarrollo social, en especial en un escenario de caída en los términos de intercambio. Los trabajos empíricos en esta tradición, sin embargo, son escasos.

signo claro para países de América Latina.⁸ Por último, Rendall (2013) examina el efecto del cambio estructural (a través de cambios en los requerimientos físicos y cognitivos de los trabajos) sobre la brecha salarial por género en Brasil, México, India y Tailandia en el período 1987-2008. El autor encuentra que el cambio estructural ha disminuido la demanda de atributos físicos en Brasil, ayudando a reducir las disparidades de género. En contraste, el fuerte crecimiento del sector manufacturero en México durante la década de 1990 ha propiciado un incremento en la demanda de atributos físicos, fomentando aumentos en las brechas salariales por género.

4. Datos y metodología

Este trabajo explora la relación entre el cambio en la estructura productiva y las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados para 16 países de América Latina en el período 1991-2015.⁹ La principal fuente de datos son las encuestas de hogares nacionales de dichos países, estandarizadas siguiendo el procedimiento del proyecto *Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean* (SEDLAC) de CEDLAS y el Banco Mundial, lo que incrementa significativamente el grado de comparabilidad, tanto intertemporalmente como entre países. Las encuestas de hogares proporcionan información sobre salarios, edad, nivel de empleo y desempleo, género, nivel educativo, experiencia, región de residencia e intensidad de uso de cada tipo de trabajo por sector económico. Basándose en esos datos, es posible computar brechas salariales, oferta relativa por tipo de trabajador y otros controles utilizados en el análisis de regresión.

En segundo lugar, se utilizan datos de valor agregado por sector reportados por los institutos de estadística nacionales. En particular, se usa

⁸ Este resultado contrasta con el aporte de Cornia (2015), quien destaca la importancia de promover la productividad rural con el objetivo de disminuir la dispersión de ingresos en América Latina.

⁹ Los países son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras, México, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador, Uruguay y Venezuela.

información discriminada en 15 sectores: 1. Agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca; 2. Explotación de minas y canteras; 3. Industrias manufactureras; 4. Electricidad, gas y agua; 5. Construcción; 6. Comercio al por mayor y al por menor; 7. Hoteles y restaurantes; 8. Transporte y comunicaciones; 9. Intermediación financiera; 10. Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler; 11. Administración pública y defensa; 12. Educación; 13. Salud; 14. Otras actividades de servicios comunitarios; 15. Servicio doméstico. Estos 15 sectores representan la réplica más cercana a la clasificación que provee la *International Standard Industrial Classification* (ISIC, Rev. 4) que es posible construir, dada la información de valor agregado sectorial disponible. Para ello, fue necesario en varios países consolidar sectores. Adicionalmente, para Ecuador y Costa Rica, en los primeros años de la década de 1990 no fue posible distinguir dos de los 15 sectores presentados ya que se encontraban dentro de un sector más agregado. Esto ocurrió así con los sectores de Educación y Salud, en Ecuador; y Comercio y Hoteles y restaurantes, en Costa Rica. En ambos casos, los sectores agrupados resultan bastante similares en términos de intensidad de uso de trabajo calificado (Figura 3). Por esta razón, se asumió que dichos sectores mantuvieron en los años sin datos la misma participación en el sector agregado existente en el primer año con información discernible para ambos sectores. Respetando este supuesto, en los años mencionados se le aplicó a ambos la evolución en términos de participación en el valor agregado del sector que los agrupaba. Los resultados de este trabajo no deberían ser sensibles a este procedimiento ya que el mismo fue aplicado en sólo los mencionados casos y entre sectores similares en términos de intensidad de uso de trabajo calificado.

Por otro lado, se utilizan datos de términos de intercambio y Producto Bruto Interno per cápita de *World Development Indicators* (WDI) del Banco Mundial (BM), y datos de salario mínimo de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Adicionalmente, algunas pruebas de robustez incluyen datos de salario mínimo de ILOSTAT de la Organización

Internacional del Trabajo (OIT), datos de desempleo oficiales y datos de valor agregado por sector provenientes de la CEPAL.

El estudio se ubica en el marco teórico iniciado por el trabajo seminal de Tinbergen (1975) respecto a las contribuciones relativas de factores de oferta y de demanda sobre las brechas salariales por educación. En particular, nuestro trabajo se inserta en la literatura iniciada por Katz y Murphy (1992) y Goldin y Katz (2007). Siguiendo a esta literatura, se asume una función de producción CES con dos factores de producción: trabajo calificado (H) y no calificado (L).

$$Q_t = A_t [\lambda_t H_t^\rho + (1 - \lambda_t) L_t^\rho]^{\frac{1}{\rho}}$$

donde el producto total (Q) es una función de las cantidades de estos factores y los parámetros tecnológicos ρ y λ , con una elasticidad de sustitución $\sigma_{HL} = (1 - \rho)^{-1}$. Bajo competencia perfecta, con una gran cantidad de firmas y factores que son remunerados según el valor de su producto marginal, la brecha salarial entre H y L (w_H/w_L) satisface:

$$\log\left(\frac{w_{H_t}}{w_{L_t}}\right) = \log\left(\frac{\lambda_t}{1 - \lambda_t}\right) - \frac{1}{\sigma_{HL}} \log\left(\frac{H_t}{L_t}\right)$$

Siguiendo a Katz y Murphy (1992), a partir de computar la brecha salarial ($\frac{w_{H_t}}{w_{L_t}}$) y la cantidad relativa de cada tipo de trabajo, es posible calcular la demanda relativa de manera residual, asumiendo algún valor para la elasticidad de sustitución. Formalmente,

$$D(t) = \sigma \log\left(\frac{w_{H_t}}{w_{L_t}}\right) + \log\left(\frac{H_t}{L_t}\right)$$

En este trabajo las brechas salariales se construyen a partir de regresiones de Mincer que incluyen variables dicotómicas por nivel educativo

alcanzado¹⁰, por experiencia potencial (0-15; 16-30; 30+), región de residencia y una variable binaria urbano/rural. La variable dependiente es el logaritmo del salario horario del individuo y las regresiones se realizan solo para hombres de entre 25 y 64 años de edad. Siguiendo a la literatura (Card y Lemieux, 2001; Galiani *et al.*, 2017; Manacorda *et al.*, 2010), se excluye del análisis a las mujeres, para evitar posibles problemas derivados de los cambios en la participación laboral femenina en las distintas cohortes que, probablemente, hayan afectado los perfiles de ingresos por edad para las mujeres en diferentes grupos educativos.¹¹ A su vez, el rango etario seleccionado para el estudio permite mitigar la posibilidad de que la manera en que los individuos bajo análisis participan en el mercado laboral esté afectada por decisiones educativas o de retiro. Por último, solo se tuvieron en cuenta a los individuos ocupados con salarios positivos y se eliminaron valores extremos de modo que los resultados no estén afectados por *outliers*.¹²

Considerando a $\beta_{j,i}$ como los coeficientes asociados a los retornos a la educación en el país i para el nivel educativo j provenientes de la regresión de Mincer, la remuneración de cada tipo de trabajador es computada como el promedio ponderado de los $\beta_{j,i}$ de cada uno de los niveles educativos alcanzados. Las ponderaciones ($\gamma_{j,i}$) se establecen a partir de la proporción de trabajadores que alcanzaron determinado nivel educativo j respecto al total de trabajadores en el país i . Por ejemplo, se representa como $\gamma_{sec.c,i}$ al ratio entre el total de trabajadores con educación secundaria completa en el país i respecto al total de trabajadores en dicho país. En consecuencia, y considerando como calificados a aquellos trabajadores que poseen un nivel educativo de tipo superior completo, el cómputo de las brechas salariales

¹⁰ Dichas variables abarcan las siguientes categorías: superior completa, superior incompleta, secundaria completa, secundaria incompleta, primaria completa y la categoría omitida, primaria incompleta.

¹¹ Al ser la participación laboral femenina baja, se incurrirían en sesgos de selección al darle el mismo tratamiento al empleo masculino y femenino.

¹² Se consideran como valores extremos a aquellos salarios menores al percentil 1 y mayores al percentil 99. Es decir, sólo el 2% de los individuos no fue considerado.

entre trabajadores calificados y no calificados se realiza de la siguiente manera:

$$\ln\left(\frac{W_H}{W_L}\right) = \beta_{sup.c,i} - [\gamma_{sup.i,i}\beta_{sup.i,i} + \gamma_{sec.c,i}\beta_{sec.c,i} + \gamma_{sec.i,i}\beta_{sec.i,i} + \gamma_{pri.c,i}\beta_{pri.c,i}]$$

En cuanto a la oferta relativa entre ambos tipos de trabajadores, se elaboraron dos medidas alternativas, siendo los resultados de este trabajo robustos a la utilización de cualquiera de ellas en el análisis. La primera medida consiste en el simple recuento del número de trabajadores en cada categoría en cada país y año, mientras que en el caso alternativo se utiliza el total de horas trabajadas reportadas por los individuos de cada categoría en cada país y año.¹³

Por último, se computa un índice de estructura productiva $I_{i,t}$ con la siguiente forma:

$$I_{i,t} = \sum_j \bar{\theta}_{j,i} \cdot S_{jit} \quad (1)$$

donde $\bar{\theta}_{j,i}$ es la intensidad de uso del trabajo calificado (en particular, trabajadores con educación superior completa) promedio del sector j en el país i ; es decir, la proporción de trabajo calificado sobre el total de trabajo en el sector. Dicho coeficiente se supone fijo para cada sector de cada país en todo el período. Este supuesto permite abstraerse de cambios composicionales en términos de tipos de trabajo dentro de los sectores productivos, de manera de identificar claramente cómo cambios en la participación en el valor agregado de los mismos afectan el mencionado índice de estructura productiva. De acuerdo a los datos con los que se cuenta y a los fines de este trabajo, asumir fija la intensidad de uso de trabajo calificado no parece demasiado restrictiva. Por ejemplo, la Figura 3 muestra que la proporción de empleo de trabajadores calificados parece haber aumentado de una manera bastante simétrica entre sectores. De esta manera, si cada sector no cambió de manera considerable su intensidad de

¹³ Los resultados presentados en la sección 4 corresponden a la primera alternativa.

uso de trabajo calificado relativo a otros sectores, el supuesto realizado no debería afectar los resultados.¹⁴ Por otro lado, S_{jit} representa la participación del sector j en el valor agregado total del país i en el año t . En consecuencia, el índice de estructura productiva toma valores entre 0 y 100, siendo 0 en caso de que ningún sector utilizara trabajo calificado y 100 si todos los sectores utilizaran solo trabajo calificado. Por ejemplo, supongamos que la economía del país i es de dos sectores (A , B) con igual participación en el producto total, pero con diferente intensidad de uso de trabajo calificado entre ellos. Supongamos que el sector A posee una proporción de trabajo calificado respecto al total de 20%, mientras que dicha relación es de 70% para el sector B . En un principio, el índice de estructura productiva tendría el siguiente valor: $I_{i,0} = 0,2 * (50) + 0,7 * (50) = 45$. Si ocurriera un incremento en la participación del sector B en desmedro del sector A en el producto total de cinco puntos porcentuales, el índice de estructura productiva se incrementaría hasta 47,5. En consecuencia, el índice $I_{i,t}$ se acrecienta toda vez que un sector económico gane relevancia en el producto total en desmedro de otro y el primero posea una intensidad de uso de trabajo calificado superior al segundo.

El siguiente paso del trabajo es vincular las brechas salariales condicionadas con el índice de cambio estructural en un modelo de datos de panel con controles (Manacorda *et al.*, 2010; Galiani *et al.*, 2017). Formalmente,

$$\log\left(\frac{w_H}{w_L}\right)_{i,t} = \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{H}{L}\right)_{i,t} + \beta_2 \log(I_{i,t}) + X_{i,t} + P_i + T_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

donde el lado izquierdo de la ecuación es el logaritmo de la brecha salarial en el país i en el año t $\left(\frac{w_H}{w_L}\right)_{i,t}$, y del lado derecho se tiene una constante, el logaritmo de la oferta relativa del trabajo calificado $\left(\frac{H}{L}\right)_{i,t}$, el logaritmo del

¹⁴ Para comprobar esto último, realizamos regresiones de la participación del trabajo calificado en el empleo total en variables binarias por año y por país. Los resultados indican que prácticamente todos los coeficientes asociados a esas variables resultan no significativos.

índice de estructura productiva $I_{i,t}$, otros controles $X_{i,t}$ y efectos fijos por país P_i y año T_t . La inclusión de efectos fijos a nivel país y año intenta capturar los factores de demanda que van más allá de la estructura productiva y de los demás controles incluidos. En particular, los efectos fijos por país son capaces de capturar características propias de cada país de escasa variación en el tiempo, mientras que la inclusión de efectos fijos por año tiene como objetivo captar tendencias temporales que puedan afectar a las brechas salariales.

El supuesto de identificación crucial en este trabajo consiste en tomar a los cambios en la estructura productiva como exógenos. Es decir, los cambios en la participación de los sectores económicos en el producto total en cada país (S_{ji}) se interpretan como cambios exógenos que inciden sobre la demanda relativa de trabajo. Estos cambios beneficiarán a un tipo de trabajador o a otro de acuerdo a la intensidad de uso promedio existente en los sectores ganadores y perdedores, indexada por $\overline{\theta_{j,i}}$.

Es posible pensar distintos factores que afectan la estructura productiva, pero que no impactan sobre la estructura salarial directamente, sino a través del mecanismo de cambio estructural discutido en el trabajo. Por ejemplo, un cambio en los precios internacionales afecta la estructura sectorial de la producción y a través de ésta la estructura salarial (Stolper-Samuelson). El desarrollo económico es otro factor asociado a cambios en las demandas relativas a favor de sectores intensivos en trabajo calificado (Buera *et al.*, 2015). Naturalmente, cambios autónomos en las preferencias, o políticas públicas sectoriales (ej. subsidios) pueden alentar la expansión de ciertos sectores a expensas de otros. Nuestro trabajo no analiza las causas últimas del cambio estructural, sino que, tomándolo como dado, examina su vínculo con las brechas salariales.

Naturalmente, este tipo de análisis no está librado de potenciales problemas de endogeneidad. Pueden ocurrir shocks que afecten conjuntamente tanto a los salarios como a la estructura productiva, así como perturbaciones

exógenas en los salarios que afecten diferencialmente a los sectores económicos, promoviendo cambios en sus participaciones en el producto. Es por estas razones que este trabajo no pretende identificar una relación causal entre cambios en la estructura productiva y desigualdad salarial, sino más bien busca ilustrar correlaciones entre estos fenómenos, que sugieran algún canal causal, que pueda ser estudiado con otras estrategias de identificación más poderosas.

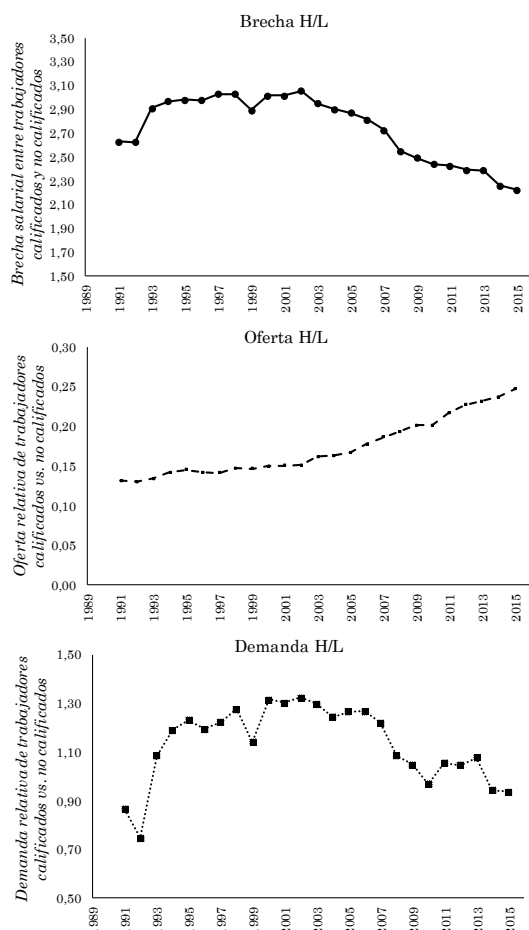
5. Resultados

En esta sección se discuten los principales resultados del trabajo. Primeramente, se presenta un análisis de la evolución a lo largo del tiempo de las brechas salariales, la oferta y la demanda relativas, calculadas de acuerdo a lo expuesto en la sección anterior. Luego, se estudian los movimientos entre la dispersión salarial entre trabajadores calificados y no calificados y el índice de estructura productiva también explicado en la anterior sección. Por último, esta sección finaliza realizando un análisis de regresión para evaluar la existencia de una correlación entre brechas salariales y cambios en la estructura productiva en los países de América Latina.

La evolución de las brechas salariales, la oferta y la demanda relativas para el promedio de los países analizados se encuentra en la Figura 4. De allí surge claramente un aumento constante de la oferta relativa de trabajo calificado durante el período analizado. De no haber ocurrido variaciones en la demanda relativa, mayores niveles educativos hubiesen propiciado una tendencia hacia el cierre en las brechas salariales. El primer panel de la Figura 4 muestra que éste no fue el caso, sugiriendo que factores asociados a la demanda relativa de trabajo calificado ejercieron un rol relevante a la hora de explicar la evolución de la dispersión de ingresos laborales. En particular, la Figura 4 indica que en la década de 1990 la brecha salarial se amplió, por lo que el efecto desigualador del incremento en la demanda

relativa de trabajo calificado más que compensó el efecto igualador de una mayor oferta relativa de dichos trabajadores. En contraste, durante la primera década del nuevo siglo, las diferencias salariales por calificación se redujeron. En este período el incremento en la demanda relativa de trabajadores no calificados reforzó el efecto igualador del mayor acceso a niveles educativos más altos para la población. En la década actual el acortamiento de las brechas salariales perdió ritmo e incluso comienzan a verse algunos signos de reversión de esta tendencia descendente en algunos países.

Figura 3. Brecha salarial, oferta y demanda relativas
Promedio no ponderado para América Latina.



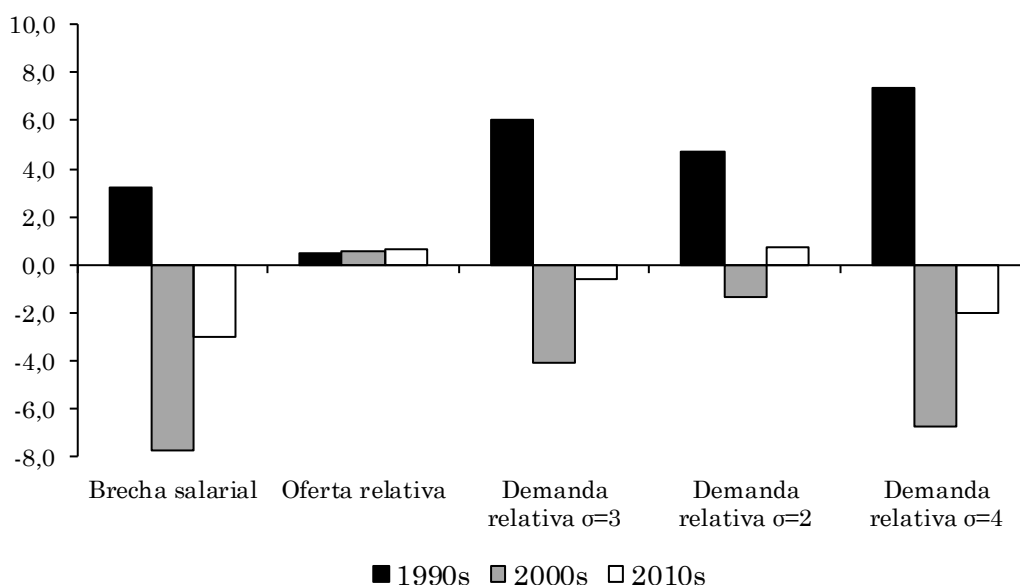
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de encuestas de hogares.

Notas: para calcular la demanda relativa se supone una elasticidad de sustitución de 3. A fines ilustrativos y para obtener una muestra balanceada, se reemplazan observaciones atípicas y faltantes por el promedio de las más cercanas. Por otro lado, se eliminan los países con falta de datos durante la década de 1990 (Colombia, Ecuador, El Salvador y

Venezuela) o cuyas brechas salariales se mantienen prácticamente constantes durante todo el periodo (Costa Rica y Honduras).

La Figura 4 ilustra las mismas dinámicas que la Figura 3, pero dividiendo el período bajo análisis en tres subperíodos representativos de cada década (1990s, 2000s y 2010s). Por razones ligadas a la comparabilidad entre las encuestas de hogares y a características propias en las dinámicas de las brechas salariales de cada país, la definición de dichos subperíodos varía en cada uno de ellos.¹⁵

Figura 4. Brecha salarial, oferta y demanda relativas.



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

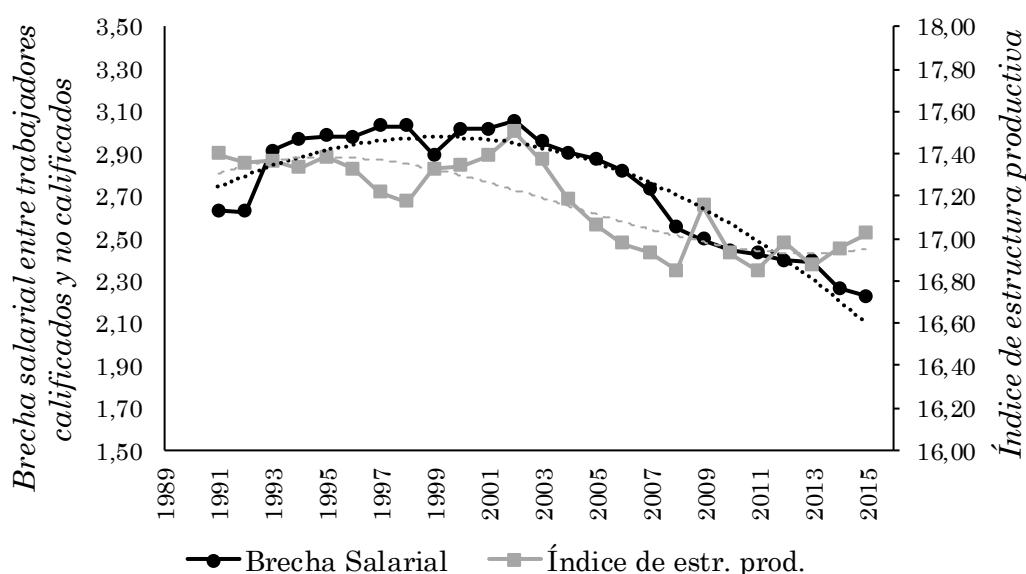
Los resultados expuestos en la Figura 4 van en línea con lo reportado por Galiani *et al.* (2017). La oferta relativa de trabajo calificado se ha incrementado de manera continua desde la década de 1990 en los países de

¹⁵ Los años de corte utilizados para cada país son: Argentina 1992, 2000, 2009, 2014; Bolivia 2001, 2009, 2015; Brasil 1993, 2002, 2009, 2015; Chile 1991, 2000, 2006, 2015; Colombia 1996, 2001, 2008, 2015; Costa Rica 1992, 2002, 2008, 2015; Rep. Dominicana 1996, 2000, 2010, 2015; Ecuador 2003, 2009, 2014; El Salvador 1995, 2002, 2009, 2015; Honduras 1993, 2003, 2009, 2015; México 1992, 2000, 2008, 2011; Nicaragua 1993, 2001, 2009, 2015; Panamá 1992, 2002, 2009, 2015; Paraguay 1995, 2003, 2009, 2015; Perú 1997, 2002, 2009, 2015; Uruguay 1992, 2002, 2009, 2012; y Venezuela 1995, 2002, 2008, 2012.

América Latina.¹⁶ La Figura 4 muestra cómo factores ligados a la demanda relativa parecen tener mayor importancia a la hora de explicar los cambios en las brechas salariales por calificación, independientemente del valor de elasticidad de sustitución entre tipos de trabajadores que se suponga.

Los factores que pueden dar cuenta de la evolución de la brecha salarial en el tiempo son múltiples y variados. En esta sección nos focalizamos en el rol potencial del cambio en la estructura productiva. La Figura 5 presenta la evolución conjunta del índice de estructura productiva presentado en la sección anterior y las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados para el promedio (no ponderado) de los países de América Latina bajo análisis.

Figura 5. Índice de estructura productiva y brechas salariales por calificación.



Fuentes: elaboración propia en base a microdatos de encuestas de hogares y Cuentas Nacionales.

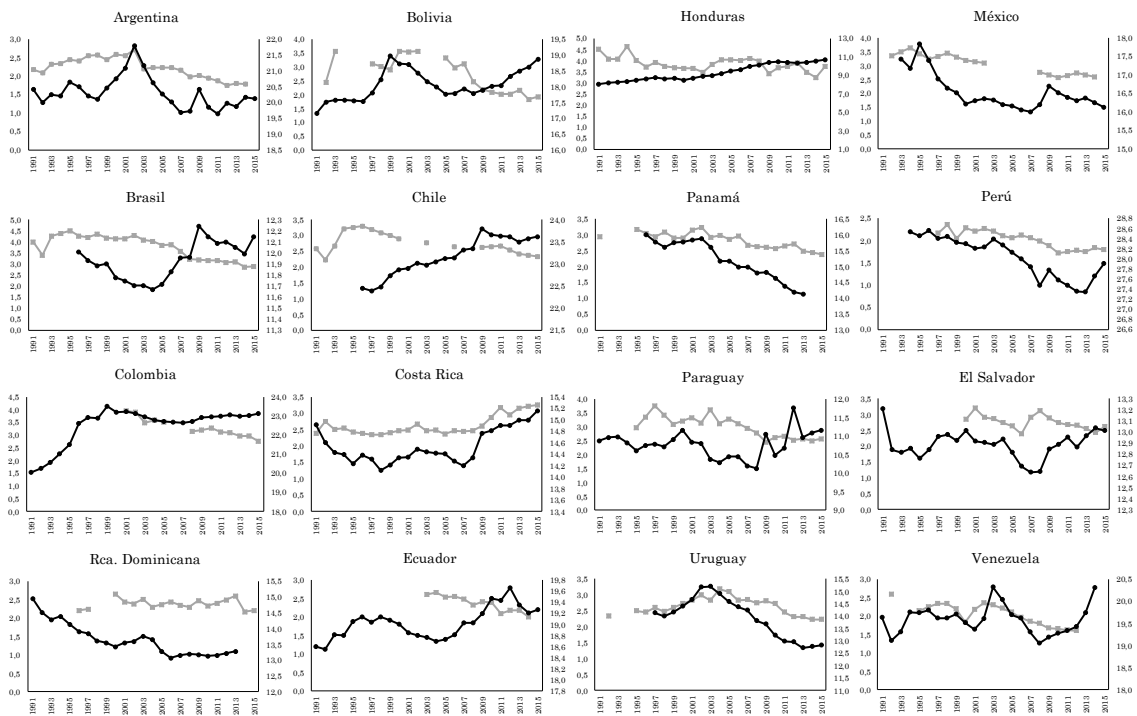
Notas: a fines ilustrativos y para obtener una muestra balanceada, se reemplazan observaciones atípicas y faltantes por el promedio de las más cercanas. Por otro lado, se eliminan los países con falta de datos durante la década de 1990 (Colombia, Ecuador, El Salvador y Venezuela) o cuyas brechas salariales se mantienen prácticamente constantes durante todo el periodo (Costa Rica y Honduras).

¹⁶ Dichos trabajos encuentran una evolución más marcada de la oferta relativa proveniente de algunas diferencias en las definiciones. Tanto Gasparini *et al.* (2011) como Galiani *et al.* (2017) consideran como calificados a todos aquellos trabajadores con educación superior completa o incompleta.

De esta figura se desprende que, incluso sin controlar por otros factores que pueden afectar la relación entre ambas variables, la dinámica de la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados tiene ciertas similitudes respecto a la del índice de estructura productiva. El crecimiento de esta última variable ocurrido hacia fines de los noventa se ve acompañado por un crecimiento en la desigualdad salarial, seguido de una caída fuerte en ambas series a partir de 2002, y un cierto estancamiento en la década actual. Estas similitudes en el agregado de América Latina se repiten para varios países analizados por separado (Figura 6).¹⁷

Figura 6. Brecha salarial entre calificados y no calificados e índice de estructura productiva.

Países de América Latina.



Fuentes: elaboración propia en base a datos de cuentas nacionales y SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

¹⁷ Naturalmente, no podría esperarse que ambas series varíen conjuntamente en todo momento debido a que los cambios en la estructura productiva no representan el único determinante posible de las brechas salariales por calificación. Sin embargo, y a pesar de la heterogeneidad existente en la evolución de la dispersión salarial entre países, en general el índice de estructura productiva acompaña a la evolución de la desigualdad salarial. Solamente en años puntuales, mayormente concordantes con crisis económicas, ambas medidas presentan diferente evolución.

Notas: la línea gris con cuadrados corresponde a la brecha H/L (eje izquierdo), mientras que la línea negra con puntos representa el índice de estructura productiva (eje derecho).

Más allá de que la evidencia preliminar muestra una posible relación positiva entre los cambios en las estructuras productivas y las brechas salariales por calificación, es necesario profundizar el análisis de esta hipótesis. La Tabla 1 muestra los resultados de estimar el modelo (2) con datos de panel para nuestra muestra de 16 países en el período 1991-2015.¹⁸

¹⁹ A lo largo de las especificaciones (1) a (10) se agregan efectos fijos por país y año y otras variables de control. Por otro lado, sería posible argumentar que la relación positiva entre brechas salariales y estructura productiva está mayormente explicada por situaciones de crisis económica. En dichos periodos, cambios drásticos conjuntos en la participación de los sectores en el empleo (por ejemplo, si la crisis afecta de manera asimétrica a los mismos) o en las brechas salariales pueden ser el principal factor que explique la correlación entre la dispersión salarial por educación y los cambios en la estructura productiva. Por esta razón, las especificaciones (11) y (12) corresponden a una muestra restringida en la que se eliminan las observaciones que producen cambios bruscos en las series, que generalmente se asocian a crisis económicas particulares de los distintos países.²⁰ Los resultados de la Tabla 1 sugieren que el aumento en los años de educación, reflejado por incrementos en la oferta relativa de trabajadores calificados, tiende a disminuir las brechas salariales entre calificados y no calificados. Esta relación resulta negativa y significativa para todas las especificaciones analizadas e incluso su coeficiente se mantiene estable cuando se controla por diversos factores ligados a la demanda. Si bien la magnitud del coeficiente resulta menor respecto a trabajos como Galiani *et*

¹⁸ La Tabla 1 presenta las especificaciones que consideran la oferta relativa de trabajo calificado en número de empleados. Aquellas que miden dicha oferta en términos de horas trabajadas arrojan resultados similares.

¹⁹ Se presentan los resultados de las regresiones ponderadas, donde los ponderadores corresponden a la inversa del error estándar de la brecha salarial al cuadrado. Los resultados de las regresiones no ponderadas no difieren de manera significativa.

²⁰ Dichas observaciones abarcan: Argentina 2009, Brasil 2009, Bolivia 1993, Ecuador 2012, Honduras 1994 y 2009, México 1995, Paraguay 2003, 2009 y 2012, Perú 1999 y 2008, Venezuela 2000, 2013 y 2014.

al. (2017) debido a que en este trabajo se computa la oferta relativa de manera diferente, este resultado es coincidente con la evidencia empírica existente. Los resultados de la Tabla 1 indican también la importancia de controlar por efectos fijos a nivel país y año, ya que al tenerlos en cuenta se incrementa el R^2 de las estimaciones. La inclusión de dichos efectos fijos permite identificar, al menos en parte, factores ligados a la demanda que pueden afectar a las brechas salariales.

Naturalmente, existen razones teóricas para pensar en otros componentes que afectan la demanda relativa de trabajadores calificados. En particular, en este trabajo se considera al cambio en la estructura productiva como un factor que desplaza la demanda relativa de trabajadores y, de esta manera, afecta la evolución de las brechas salariales por calificación. Los resultados presentados en la Tabla 1 sugieren que el cambio en la estructura productiva, reflejado en las variaciones del índice descrito en la sección anterior, representa un factor relevante relacionado con las dinámicas de la brecha salarial. A lo largo de prácticamente todas las especificaciones de la Tabla 1, dicha variable presenta correlaciones positivas y significativas con la dispersión salarial por calificación. La magnitud del coeficiente es robusta a la inclusión de controles adicionales, tomando valores entre 0,60 y 0,75. En definitiva, la Tabla 1 sugiere que existe una correlación positiva, significativa y robusta entre el índice de estructura productiva construido y las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados.²¹

El índice de estructura productiva se incrementó 1,65% en promedio durante la década de 1990 a raíz de aumentos en la participación en el valor agregado de sectores productivos más intensivos en trabajo calificado. Suponiendo el resto de las variables constantes, dicha variación en el índice está relacionada a un incremento promedio en la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados de 1,24%. Este valor representa alrededor de 13% del incremento total en la dispersión salarial entre estos

²¹ Como prueba de robustez, se realiza el mismo ejercicio pero usando como fuente alternativa datos de valor agregado por sector de la CEPAL en lugar de cuentas nacionales, con una menor desagregación (9 sectores en vez de 16), obteniendo un coeficiente similar al presentado en la Tabla 1.

tipos de trabajadores durante ese período. Durante la década siguiente, el índice de estructura productiva registró una caída promedio de 2,38% producto del hecho de que sectores intensivos en trabajo no calificado ganaron relevancia en el producto total de las economías de América Latina. Si ningún otro factor hubiera variado, este cambio habría estado vinculado a una caída promedio de 1,78% en la brecha salarial, representando un 12,8% del declive de dicha brecha en el período. Por último, durante los últimos años bajo análisis, el índice de estructura productiva retoma un sendero creciente al incrementarse en 0,7% en promedio para América Latina. Este cambio implica un incremento en la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados de 0,52%, explicando alrededor del 16% del cambio en dicha variable.

Adicionalmente al índice de estructura productiva, las estimaciones presentadas en la Tabla 1 presentan controles por otros factores que la literatura identifica como posibles determinantes de la dinámica de la desigualdad de ingresos: los términos de intercambio²², el grado de desarrollo medido por el PIB, el desempleo y el salario mínimo. Los resultados en la Tabla 1 indican que la brecha salarial está significativamente correlacionada de manera negativa con los términos de intercambio y el salario mínimo, mientras que las relaciones con las otras variables son más débiles, en general no significativas.

Por último, se presenta una serie de especificaciones realizadas a partir de una muestra restringida que no incluye aquellas observaciones en que las variables relacionadas a la estructura productiva de los países y/o las brechas salariales entre calificados y no calificados poseen cambios bruscos. Como fuera mencionado anteriormente, la idea detrás de este ejercicio es discernir si la relación encontrada entre brechas salariales y cambios en la estructura productiva está explicada mayormente a periodos de crisis.. Los resultados expuestos en la Tabla 1 sugieren que las variables explicativas

²² El índice de términos de intercambio se calcula como el ratio porcentual de índices de valor unitario de exportaciones sobre índices de valor unitario de importaciones, tomando como año base el 2000. Fuente: WDI del Banco Mundial.

también utilizadas en las regresiones con muestra completa mantienen su signo y significatividad estadística. En particular, esto también ocurre con el índice de estructura productiva.

6. Comentarios finales

Este trabajo estudia los determinantes de las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados para 16 países de América Latina en el período 1991-2015. En particular, se explora la relación de las brechas salariales con los cambios en la estructura productiva de los países bajo análisis. Con esa finalidad, se construye un índice de estructura productiva a partir de la participación en el valor agregado de 15 sectores económicos ponderada por la participación promedio del trabajo calificado en el empleo de cada sector. Los resultados sugieren que aumentos en dicho índice están asociados a aumentos significativos en las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados. Este resultado es consistente con la literatura que remarca la importancia de los factores de demanda para explicar la dinámica de la dispersión salarial por calificación. Pese a que resulta claro que la evidencia reportada no es causal, consideramos que es lo suficientemente sugerente como para aportar a la discusión sobre un tema de enorme relevancia académica y social, como es el de los determinantes distributivos en América Latina.

Referencias

Alvaredo, F. y L. Gasparini (2015). “Recent Trends in Inequality and Poverty in Developing Countries. Handbook of Income Distribution”, *Handbook of Income Distribution*, 697-805.

Andersson, M. y A. Palacio (2015). “Structural change and income inequality – Agricultural development and inter-sectoral dualism in the developing world, 1960-2010”, *Oasis*, 23, 99-122.

Azevedo, J., G. Inchauste, y V. Sanfelice (2012). “Decomposing the Recent Inequality Decline in Latin America”, Mimeo, The World Bank.

Azevedo, J., C. Dávalos, B. Diaz-Bonilla, B. Atuesta y R. Castañeda (2013). “Fifteen Years of Inequality in Latin America: How Have Labor Markets Helped?”, Policy Research Working Paper 6384, The World Bank.

Barros, R., M. De Carvalho, S. Franco, y R. Mendonca (2010). “Markets, the State and the Dynamics of Inequality in Brazil”, en: L. F. Lopez-Calva, y N. Lustig (Eds.), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* Washington, D.C.: Brookings Institution y UNDP.

Brezzi, M. y L. de Mello (2018). *Inequalities in Latin America: trends and implications for policy*. OECD.

Buera, F., J. Kaboski y R. Rogerson (2015). "Skill Biased Structural Change", Working Paper 21165, National Bureau of Economic Research.

Card, D. y T. Lemieux (2001). “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2. (Mayo, 2001), pp. 705-746.

Campos, R., G. Esquivel, y N. Lustig (2012). “The Rise and Fall of Income Inequality in Mexico, 1989–2010”, UNU-WIDER, Working Paper No. 2012/10.

Carneiro, P. y S. Lee (2011). “Trends in Quality-Adjusted Skill Premia in the United States, 1960-2000”, *American Economic Review*, 101(6): 2309-49.

CEPAL (2018). Panorama social 2017. CEPAL

Cornia, G. (2014). “Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons”, Oxford University Press.

Cornia, G. (2015). "Income Inequality in Latin America: Recent Decline and Prospects for Its Further Reduction", WIDER Working Paper 2015/020. Helsinki: UNU-WIDER.

Cruces, G., C. Garcia-Domenech, y L. Gasparini (2011). "Inequality in Education. Evidence for Latin America", UNU-WIDER Working Paper No. 2011/93 09 (Helsinki: United Nations University).

Cruces, G., G. Fields, D. Jaume y M. Viollaz (2015). "The Growth-Employment-Poverty Nexus in Latin America in the 2000s: Cross-Country Analysis", Mimeo, IDRC.

De Ferranti, D., G. Perry, F. Ferreira y M. Walton (2004). "Inequality in Latin America: Breaking with History?", *World Bank Latin American and Caribbean Studies*, Washington, DC: World Bank.

De la Torre, A., J. Messina y S. Pienknagura (2012). "The Labor Market Story Behind Latin America's Transformation", Semiannual Report, Regional Chief Economist Office, Latin America and the Caribbean, The World Bank.

Esquivel, G., N. Lustig, y J. Scott (2010). "A Decade of Falling Inequality in Mexico: Market Forces or State Action?", en: L. F. Lopez Calva, y N. Lustig (Eds.), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* Washington, D.C.: Brookings Institution y UNDP.

Fernández, M. y J. Messina (2017). "Skill premium, labor supply and changes in the structure of wages in Latin America", IDB Working Paper Series 786.

Filmer, D. y N. Schady (2013). "The Medium-Term Effects of Scholarships in a Low-Income Country", Forthcoming, *Journal of Human Resources*.

Galiani, S., G. Cruces, P. Acosta y L. Gasparini (2017). "Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America: Evidence from a Supply-Demand Framework", Working Paper 24015, *National Bureau of Economic Research*.

Gasparini, L., G. Cruces y L. Tornarolli (2011). "Recent Trends in Income Inequality in Latin America", *Economia* 10, 147-201.

Gasparini, L. y N. Lustig (2011). "The rise and fall of income inequality in Latin America", En Ocampo, J. y Ros. J. (eds.), *The Oxford Handbook of Latin American Economics*. Chapter 27. Oxford University Press

- Gasparini, L., G. Cruces y L. Tornarolli (2016). "Chronicle of a Deceleration Foretold: Income Inequality in Latin America in the 2010s", *Revista de Economía Mundial* 43, 25-46.
- Goldin, C. y L. Katz (2007). "The Race Between Education and Technology: The Evolution of U.S. Educational Wage Differentials, 1890 to 2005", Working Paper 12984, National Bureau of Economic Research.
- Herrendorf, B., R. Rogerson y A. Valentinyi (2014). *Growth and Structural Transformation*. Handbook of Economic Growth, Volume 2.
- Jaramillo, M., y J. Saavedra (2010). "Inequality in Post-structural Reform Peru: The Role of Market and Policy Forces", en: Luis F. Lopez-Calva, y N. Lustig (Eds.), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* Washington, D.C.: Brookings Institution and UNDP.
- Katz, L. y K. Murphy (1992). "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors", *Quarterly Journal of Economics* 107, 35-78.
- Lopez-Calva, L., y N. Lustig (2010). *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, Washington, D.C.: Brookings Institution y UNDP.
- Lustig, N., L. Lopez-Calva y E. Ortiz-Juarez (2013). "Deconstructing the Decline in Inequality in Latin America". Working Paper 1314, Tulane University
- Manacorda, M., C. Sánchez-Páramo y N. Schady (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.
- Martorano, B. y M. Sanfilippo (2014). "Structural change and wage inequality in the manufacturing sector: long run evidence from East Asia", Documento de trabajo N. 09/2014. DISEI – Università degli Studi di Firenze.
- Messina, J. y J. Silva (2018). *Wage Inequality in Latin America: Understanding the Past to Prepare for the Future*, Latin American Development Forum. Washington, DC: World Bank.
- Ocampo, J., y J. Vallejo (2012). "Economic Growth and Human Development in Latin America", *Journal of Human Development and Capabilities: A Multi-Disciplinary Journal for People-Centered Development*, 13:1, 107:13
- Rendall, M. (2013). "Structural Change in Developing Countries: Has it Decreased Gender Inequality?", *World Development*. Vol: 45, Page: 1-16

SEDLAC (2019). Socioeconomic database for Latin America and the Caribbean. CEDLAS and The World Bank.

Székely, M. y P. Mendoza (2017). “Declining inequality in Latin America: structural shift or temporary phenomenon?”, *Oxford Development Studies*, 45:2, 204-221, DOI: 10.1080/13600818.2016.1140134

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

Tornarolli, L., M. Ciaschi y L. Galeano (2018). “Income Distribution in Latin America The Evolution in the Last 20 Years: A Global Approach”. AFD Research Papers.

Tabla 1. Modelo de brecha salarial condicionada entre calificados y no calificados

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Log (Oferta H/L)	-0,454*** [0,025]	-0,378*** [0,035]	-0,414*** [0,020]	-0,280*** [0,035]	-0,224*** [0,033]	-0,225*** [0,033]	-0,227*** [0,034]	-0,213*** [0,034]	-0,231*** [0,034]	-0,241*** [0,033]	-0,237*** [0,034]	-0,243*** [0,033]
Log (Índice de EP)		-0,177*** [0,049]	0,495*** [0,150]	0,312** [0,143]	0,618*** [0,181]	0,606*** [0,185]	0,597*** [0,183]	0,609*** [0,183]	0,695*** [0,182]	0,682*** [0,181]	0,754*** [0,185]	0,747*** [0,183]
Log (Términos de Intercambio)					-0,163*** [0,024]	-0,161*** [0,025]	-0,159*** [0,025]	-0,164*** [0,026]	-0,207*** [0,029]	-0,202*** [0,027]	-0,206*** [0,029]	-0,201*** [0,027]
Log (PBI pc)					-1,431 [0,983]	-1,367 [1,002]	-1,289 [0,998]	-2,462** [1,108]	-2,506** [1,099]	-1,526 [0,991]	-1,752 [1,134]	-1,117 [1,005]
Log (PBI pc)^2					0,088 [0,053]	0,085 [0,054]	0,081 [0,054]	0,139** [0,059]	0,145** [0,058]	0,097* [0,053]	0,107* [0,060]	0,075 [0,054]
Desempleo Calif, Baja								0,015** [0,006]	0,011* [0,006]		0,006 [0,006]	
Desempleo Calif, Media								-0,013** [0,006]	-0,011* [0,006]		-0,006 [0,006]	
Desempleo Calif, Alta								-0,003 [0,006]	-0,004 [0,006]		-0,003 [0,006]	
Desempleo Total						0,001 [0,002]						
Desempleo Hombres							0,002 [0,002]			-0,001 [0,002]		0 [0,002]
Salario mínimo (CEPAL)									-0,040*** [0,012]	-0,041*** [0,012]	-0,038*** [0,012]	-0,038*** [0,012]
Constante	0,149*** [0,047]	0,781*** [0,185]	-1,297*** [0,448]	-0,698 [0,440]	4,928 [4,362]	4,622 [4,460]	4,233 [4,445]	10,108** [5,103]	10,178** [5,083]	5,242 [4,431]	6,264 [5,256]	3,051 [4,497]
Observaciones	288	273	273	273	273	273	273	273	270	270	258	258
R-cuadrado	0,535	0,565	0,910	0,932	0,945	0,945	0,945	0,947	0,947	0,946	0,950	0,950
EF por país	No	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF por año	No	No	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Errores estándar entre corchetes

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1