



37

UNDP LAC
WORKING PAPER SERIES

DESIGUALDAD EN LOS INGRESOS LABORALES EN ARGENTINA, BRASIL, CHILE, COLOMBIA Y MÉXICO: 2012–2019

MARZO 2023

Raymundo M. Campos-Vázquez

El Colegio de México, Departamento de Economía

Luis F. López-Calva

Banco Mundial

Nora Lustig

Tulane University, Department of Economics and CEQ Institute

Alma Santillán

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, Departamento de Matemáticas y Física

Patricio Larroulet

Commitment to Equity Institute, Tulane University

DESIGUALDAD DEL INGRESO LABORAL EN ARGENTINA, BRASIL, CHILE, COLOMBIA Y MÉXICO: 2012-2019¹

Raymundo Campos-Vázquez², Luis F. López-Calva³, Nora Lustig⁴, Alma Santillán⁵ y Patricio Larroulet⁶

Resumen

Entre 2012 y 2019, la desigualdad de ingresos laborales aumentó en Argentina, cambió muy poco en Brasil y disminuyó en Chile, Colombia y México. Hemos utilizado el método de la función de influencia recentrada (RIF por sus siglas en inglés) para estimar la contribución de los cambios en las características y rendimientos al cambio en la desigualdad del ingreso laboral. Nuestros resultados sugieren que el efecto de las características es pequeño y desigual en Argentina, Brasil y Chile. En Colombia y México, el efecto es ligeramente igualador pero ruidoso. El efecto de los retornos se iguala en todos los países del estudio, excepto en Argentina donde es bastante desigualador.

Palabras clave: Desigualdad; ingreso laboral; salario mínimo; métodos de descomposición; América Latina.

JEL: D31; D63; I24; J31; O54

¹ Estamos muy agradecidos con Eva Arceo, Adriana Camacho, Guillermo Cruces, André Portela y Tomás Rau por sus útiles comentarios a un borrador anterior. Agradecemos a Melannie Hernández y Marcos García por su excelente ayuda en la investigación.

² El Colegio de México, Departamento de Economía. Camino al Ajusco 20, Col. Pedregal de Santa Teresa, México D.F., C.P. Mexico. 10740, Tel.: +52-55-5449-3000, ext. 4153. Correo: rmcampos@colmex.mx.

³ Banco Mundial, Washington DC, Estados Unidos. Cuando este documento fue escrito, Lopez-Calva era el Director Regional para el Bureau para América Latina y el Caribe del PNUD.

⁴ Tulane University, Departamento de Economía y CEQ Institute, 204 Tilton Hall, New Orleans LA, 70118, Estados Unidos. Tel: +1-504-862-8347. Correo: nlustig@tulane.edu.

⁵ Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, Departamento de Matemáticas y Física. Carretera Pachuca-Tulancingo Km. 4.5, Col. Carboneras, Mineral de la Reforma, Hidalgo, Mexico. C.P. 42184. Tel.: +52-77-1717-2000, ext. 2535. Correo: almasofia_santillan@uaeh.edu.mx

⁶ Commitment to Equity Institute, Tulane University, 6823 St. Charles Ave., 204 Tilton Hall, New Orleans, LA 70118, Estados Unidos, Tel. +1(504) 862-8347. Correo: patriciolarroulet@gmail.com

LABOUR INCOME INEQUALITY IN ARGENTINA, BRAZIL, CHILE, COLOMBIA AND MEXICO: 2012–2019¹

Raymundo Campos-Vázquez², Luis F. López-Calva³, Nora Lustig⁴, Alma Santillán⁵ and Patricio Larroulet⁶

Abstract

Between 2012 and 2019, labour income inequality rose in Argentina, changed very little in Brazil and declined in Chile, Colombia and Mexico. We have used the recentered influence function (RIF) method to estimate the contribution of changes in characteristics and returns to the change in labour income inequality. Our results suggest that the characteristics effect is small and unequalizing in Argentina, Brazil and Chile. In Colombia and Mexico, the effect is slightly equalizing but noisy. The returns effect is equalizing in all the study countries except in Argentina where it is quite unequalizing.

Keywords: Inequality; labour income; minimum wage; decomposition methods; Latin America.
JEL: D31; D63; I24; J31; O54

¹ We are very grateful to Eva Arceo, Adriana Camacho, Guillermo Cruces, André Portela and Tomás Rau for their useful comments on an earlier draft. We thank Melannie Hernández and Marcos García for their excellent research assistance.

² El Colegio de México, Department of Economics. Camino al Ajusco 20, Col. Pedregal de Santa Teresa, Mexico D.F., C.P. Mexico. 10740, Tel.: +52-55-5449-3000, ext. 4153. Email: rmcampos@colmex.mx.

³ World Bank, Washington DC, United States. When this paper was written, Lopez-Calva was the Regional Director for the Bureau for Latin America and the Caribbean of UNDP.

⁴ Tulane University, Department of Economics and CEQ Institute, 204 Tilton Hall, New Orleans LA, 70118, USA. Tel: +1-504-862-8347. Email: nlustig@tulane.edu.

⁵ Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, Mathematics and Physics Department. Carretera Pachuca-Tulancingo Km. 4.5, Col. Carboneras, Mineral de la Reforma, Hidalgo, Mexico. C.P. 42184. Tel.: +52-77-1717-2000, ext. 2535. Email: almasofia_santillan@uaeh.edu.mx

⁶ Commitment to Equity Institute, Tulane University, 6823 St. Charles Ave., 204 Tilton Hall, New Orleans, LA 70118, USA, Tel. +1 (504) 862-8347. Email: patriciolarroulet@gmail.com

Recommended citation: Campos-Vázquez, R., López-Calva, L.F., Lustig, N., Santillán, A., and Larroulet, P. (2023). Labour Income Inequality in Argentina, Brazil, Chile, Colombia and Mexico: 2012–2019. UNDP LAC Working Paper No. 37.

1. Introducción

La desigualdad de ingresos laborales disminuyó en toda América Latina durante la primera década de este siglo. En la segunda década, la dinámica regional comenzó a modificarse: dependiendo del país, la desigualdad de ingresos laborales se mantuvo constante o incluso incrementó, mostrando un cambio de tendencia respecto al período previo. Sin embargo, mientras que el período de caída de la desigualdad en América Latina ha sido objeto de numerosos estudios¹, son pocos los análisis realizados para el período más reciente². El objetivo de este trabajo es cerrar esa brecha y contribuir al entendimiento de este cambio de tendencia en los cambios de la desigualdad.

La caída de la desigualdad de los ingresos laborales en la primera década del Siglo XXI coincidió con dos fenómenos superpuestos: el auge de las materias primas, que produjo un alto crecimiento en América del Sur, y la aparición de gobiernos de izquierda que obtuvieron victorias electorales en toda la región, fenómeno conocido como “*the pink tide*” (la marea rosa)³. No obstante, un factor interesante de este período es que la desigualdad de ingresos laborales disminuyó en países que no experimentaron el auge de las materias primas (principalmente en América Central) así como también ocurrió en los países no gobernados por la izquierda. Un factor clave de este descenso generalizado de la desigualdad de ingresos laborales fue la caída del retorno relativo de los trabajadores con educación secundaria o superior, respecto a aquellos trabajadores con grados inferiores. En este proceso coexistieron múltiples factores: (i) el aumento de la demanda de trabajadores poco calificados durante el boom de las materias primas; (ii) un aumento más rápido de los salarios mínimos en los regímenes de izquierda; y (iii) el aumento en la oferta de trabajadores calificados debido a la mejora educativa ocurrida en los años noventa.

Desde que finalizó el auge de las materias primas, como se mencionó, la dinámica de la desigualdad cambió y el panorama es mixto. ¿Qué factores están detrás de esta heterogeneidad? Para responder esta pregunta vamos a dividirla en varios aspectos. Primero, sabemos que la desigualdad en los ingresos laborales se ve afectada por dos factores principales: las características de los trabajadores (por ejemplo, la educación, la experiencia, el género, el estatus dentro del sector formal) y el retorno a esas características⁴. Éstos se conocen como los determinantes próximos de la desigualdad de ingresos laborales. Estudiar los determinantes fundamentales es más complicado y requiere una mayor modelización para descomponer los efectos de cada determinante. Un enfoque que se utiliza en la literatura es descomponer los cambios observados en los retornos a las características entre factores de demanda (por ejemplo, el cambio tecnológico, el ciclo económico, las reformas, etc.), factores de oferta (por ejemplo, el cambio en la composición de la fuerza laboral por educación, experiencia, género, y formalidad) y factores institucionales (por ejemplo, los salarios mínimos y el poder de los sindicatos)⁵.

¹ Ver, por ejemplo, Azevedo, Inchauste y Sanfelice (2013); Cornia (2013); De la Torre, Levy Yeyati y Pienknagura (2013); Lopez-Calva y Lustig (2010); Lustig, Lopez-Calva y Ortiz-Juarez (2013); Messina y Silva (2021); Rodriguez-Castelan, Lopez-Calva, Lustig y Valderrama (2022).

² Ver, por ejemplo, Firpo et al. (2021) para Brasil y Zapata-Román (2021) para Chile.

³ Para el año 2009, 11 de los 17 países tenían un presidente de izquierda (Feierherd et al., 2021).

⁴ En este documento usamos los términos años de escolaridad y educación de manera intercambiable.

⁵ Por ejemplo, en el caso de México, Campos-Vázquez et al. (2014) aplica el método de Bound y Johnson (1992) para disgregar los factores ligados a la demanda de los de la oferta.

En este documento nos centramos en los determinantes próximos. Analizamos la contribución de los cambios en las características y en los retornos a la desigualdad de ingresos laborales en Argentina (sector urbano), Brasil, Chile, Colombia y México para el período 2012–2019. Este grupo de países incluye a los cuatro más poblados de la región (Brasil, México, Argentina y Colombia), países que se vieron afectados por el fin del auge de las materias primas (Argentina, Brasil, Chile y Colombia) y países que no se vieron afectados (México). De modo similar, tenemos países que experimentaron un cambio de un gobierno de izquierda a uno que no lo es (Argentina y Brasil), cambios de gobiernos que no eran de izquierda a gobiernos que sí lo son (Chile y México), y países que no sufrieron ningún cambio (Colombia). Elegimos 2012 como fecha de comienzo porque marca el fin del auge de las materias primas y 2019 como fecha final porque es el año más reciente antes de los efectos altamente perturbadores que trajo la pandemia de COVID-19 en 2020 al mercado de trabajo.

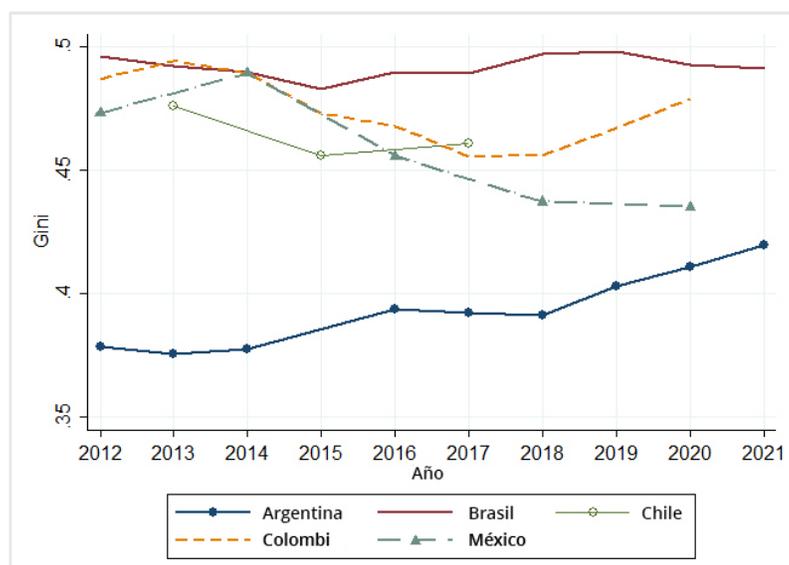
Comparando los coeficientes de Gini entre 2012 y 2019, la desigualdad en los ingresos laborales aumentó en Argentina, cambió muy poco en Brasil, y disminuyó en Chile, Colombia y México. Para estimar la contribución de los cambios en las características y los retornos al cambio en la desigualdad de los ingresos laborales, usamos el método de las regresiones RIF propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2009). Con este método, podemos estimar las contribuciones agregadas de cada factor explicativo, así como la contribución particular de cada característica analizada. Las características incluidas en nuestro análisis son años de escolaridad (educación), edad (como proxy de la experiencia), empleo en el sector formal o informal (definidos de acuerdo a si el trabajador contribuye o no al sistema de seguridad social) y género. Nuestra primera pregunta a responder es si los cambios en todas las características combinadas junto al cambio en los retornos a esas características fueron igualadores, desigualadores, o neutrales. Luego, analizamos la contribución de cada característica por separado.

Nuestros resultados sugieren que el efecto de las características es reducido y desigualador en Argentina, Brasil y Chile. En Colombia y México, dicho efecto es levemente igualador pero un tanto errático a lo largo de la distribución de ingresos laborales. El efecto de los retornos es igualador en todos los países, excepto en Argentina donde es muy desigualador. Entre las variables que se incluyeron en el análisis, la educación es de especial interés considerando los resultados de períodos anteriores. Para el efecto de las características, la educación es desigualadora en Brasil, Chile y Colombia. En otras palabras, la “paradoja del progreso” sigue presente en estos países. Dada la convexidad de los retornos, la reducción en la desigualdad educativa es desigualadora. En Argentina y México, sin embargo, este efecto es más ambiguo, lo cual sugiere que la paradoja puede estar desapareciendo. Respecto al efecto de los retornos, los cambios en la educación fueron igualadores pero pequeños en Argentina, igualadores y no monotónicos en Brasil, muy poco igualadores y no monotónicos en Chile, e igualadores pero mínimos en Colombia. Vale recalcar que en México, aunque los cambios en materia educativa fueron reducidos, estos no fueron igualadores. En todos los países, el efecto no explicado es considerable, lo que significa que, durante el período analizado, otros factores que no fueron incluidos en este ejercicio están afectando los resultados de la desigualdad laboral. Este resultado queda pendiente para ser analizado con más detalle en futuras investigaciones.

2. La desigualdad en los ingresos laborales en América Latina 2000–2019: breve resumen

Entre 2000 y 2019, la evolución de la desigualdad en los ingresos laborales en América Latina se puede dividir en dos períodos. Entre el comienzo de 2000 y 2012/13, la desigualdad en los ingresos laborales disminuyó considerablemente en toda la región (Azevedo et al. 2013; Tornarolli, Ciaschi y Galeano 2018; Busso y Messina 2020; Lustig 2020; Messina y Silva 2021; Fernández Sierra y Serrano 2022). Desde el fin del auge de las materias primas hasta el inicio de la pandemia de COVID-19, el panorama cambió y tuvo resultados diversos. El Gráfico 1 muestra la evolución de la desigualdad en los ingresos laborales a partir de 2012 para Argentina (urbano), Brasil, Chile, Colombia y México. Entre 2012 y 2019, la desigualdad de ingresos laborales aumentó en Argentina, mientras que varió muy poco en Brasil. Comparando los coeficientes de Gini entre puntas (2012 y 2019), la desigualdad en los ingresos laborales disminuyó en Chile, Colombia y México.

Gráfico 1: Evolución de la desigualdad en los ingresos laborales, 2012–2021



Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se restringe a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con un ingreso laboral positivo.

La desigualdad en los ingresos laborales se ve afectada por dos factores principales: las características de los trabajadores (por ejemplo, la educación, la experiencia, el género y el estatus en el sector formal) y el retorno a esas características. Los estudios sugieren que el aumento o disminución de la desigualdad en los ingresos laborales en América Latina se asocian con el aumento o disminución de los retornos a la educación, es decir, en los diferenciales de salario por hora según el nivel de educación⁶. En la mayoría de los países donde la desigualdad disminuyó durante la década del

⁶ Barros, De Carvalho, Franco y Mendonca (2010); Gasparini y Cruces (2010); López-Calva y Lustig (2010), Gasparini y Lustig (2011); Campos-Vazquez, Esquivel y Lustig (2014); De la Torre et al. (2013); Rodríguez-Castelan et al. (2016, 2022) y Messina y Silva (2021).

2000, el retorno relativo a la educación primaria, secundaria y terciaria, respecto a las personas con educación primaria incompleta o sin educación también disminuyó⁷. Durante el período de caída en la desigualdad, la reducción en los retornos a la educación se asoció en parte con un mayor acceso a la educación en años anteriores. A su vez, los trabajadores sin educación o con primaria incompleta se volvieron escasos relativo a los trabajadores con educación primaria completa o superior y para casi todos los países, los trabajadores con educación secundaria se volvieron relativamente escasos en comparación a los trabajadores con educación más allá de la secundaria (ver Battiston, Garcia-Domench y Gasparini, 2014)⁸.

¿Cuál fue la contribución de los cambios en la distribución de la educación (efecto de las características)? A pesar de que la distribución de los años promedio de educación se niveló, este cambio tuvo un efecto desigualador (Gasparini, Galiani, Cruces y Acosta, 2011). Este resultado contradictorio ha sido llamado la “paradoja del progreso” y es la consecuencia de la convexidad de los retornos. Cuando los retornos a la educación son convexos (es decir que aumentan con el nivel de escolaridad), la relación entre la desigualdad educativa y la desigualdad salarial sigue un patrón de U invertida: a medida que disminuye la desigualdad en los años de escolaridad, la desigualdad salarial aumenta inicialmente y luego comienza a disminuir (ver Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005) para una explicación formal. En el punto donde comienza a disminuir, a medida que la diferencia en años de educación disminuye, el resultado paradójico desaparece. Como lo sugirió Battiston et al. (2014), el efecto desigualador durante la década del 2000 ya era menor que el de la década de 1990, lo que parece indicar que ese proceso ya ha comenzado.

Además de la reducción en la diferencia de ingresos por educación, Rodriguez-Castelan et al. (2016, 2022) encontró que la disminución en la prima por experiencia contribuyó aún más a la disminución de la desigualdad en los ingresos laborales. Estudiando otros factores, la brecha en el ingreso laboral entre trabajadores con más experiencia laboral comparado a los que tienen menos experiencia disminuyó en un promedio del 50 por ciento⁹. Sin embargo, vale notar que los autores encontraron que la reducción en la brecha salarial entre grupos de trabajadores con niveles distintos de educación, experiencia, y diferentes localizaciones geográficas explicó sólo una parte, relativamente pequeña, de la caída en la desigualdad de ingresos laborales. Por el contrario, aproximadamente la mitad de la reducción observada se debió a la caída en los diferenciales de ingresos laborales para los trabajadores que tenían características observables similares (es decir, la desigualdad residual). Este tema debe ser estudiado más detenidamente para identificar qué otros factores, tales como cambios en la composición del empleo, están detrás de este fenómeno.

⁷ Messina y Silva (2021) también constataron que la diferencia de ingresos por educación entre trabajadores con educación terciaria y los que tenían educación secundaria disminuyó pero, como era de esperar, en menor medida que cuando se compara los anteriores con trabajadores con educación primaria o inferior.

⁸ Según Battiston, Garcia-Domench y Gasparini (2014) entre 1990 y 2009, la cantidad de años de educación formal alcanzada por la población laboral aumentó en promedio 1,5 años (el menor aumento fue de 0,7 años en Panamá y el máximo de 2,9 en Brasil). Sin embargo, los autores identifican dos sub-períodos distintos durante ese tiempo. Entre 1992 y 2002 en el que la brecha promedio en años de educación entre el cuantil superior e inferior de la distribución de los ingresos laborales se amplió en la región. Entre 2002 y 2009, esa brecha se ha ido cerrando. Lo más probable es que la diferenciación estuviese asociada con cambios en el acceso a la educación en la década anterior para categorías salariales diferentes. Durante la crisis de la deuda de la década de 1980, hubo una expansión en materia de educación que no fue favorable para los que se encontraban en el cuantil inferior. Lo contrario sucedió en la década de 1990 en la que los gobiernos de la región hicieron un esfuerzo por facilitar el acceso universal a la educación primaria, ampliando el acceso a la educación de los que se encontraban en el cuantil inferior.

⁹ Las categorías usadas para los años trabajados son: 0 a 5, 6 a 10, 11 a 20, 21 a 30, y más de 31; la categoría de referencia es de 0 a 5 años. Ver también Messina y Silva (2019).

Considerando el período posterior al auge de las materias primas, sabemos mucho menos acerca del rol que tuvieron los efectos composición y retorno¹⁰. Este trabajo pretende cerrar esa brecha en la literatura. Usando el método RIF, estimamos la contribución de estos efectos al cambio observado en la desigualdad en los ingresos laborales. Lo hacemos a nivel agregado, así como para cada característica específica: escolaridad, edad, empleo formal/informal y género.

3. Datos

Usamos datos de las encuestas de hogares de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México y limitamos la población a personas de entre 18 y 65 años. Dado que sólo analizamos los resultados del mercado laboral, nos centramos en el ingreso laboral a nivel individual (en lugar del ingreso per cápita de la familia). Los ingresos generalmente se declaran netos de impuestos y, para algunos países, el ingreso laboral incluye pagos en efectivo y en especie (Brasil, Chile y Colombia)¹¹.

Para Argentina usamos la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para cada año entre 2012 y 2021. Esta encuesta es representativa a nivel urbano únicamente (alrededor de dos tercios de la población total)¹². Para Brasil usamos la *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua* (PNAD) para cada año entre 2012 y 2021¹³. Para Chile usamos la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) para 2013, 2015 y 2017¹⁴. Para Colombia usamos la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para cada año entre 2012 y 2020. Por último, para México usamos la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) para años alternos entre 2012 y 2020¹⁵. Una descripción más exhaustiva de los datos, así como estadísticas básicas descriptivas puede consultarse en el material complementario en línea¹⁶.

¹⁰ Parece que la reducción de la diferencia de ingresos por escolaridad no es tan importante como la reducción en los retornos a la experiencia (Campos-Vázquez et al. 2016; Firpo et al. 2021). Con todo, los cambios en modelos ocupacionales afectan la desigualdad según el contexto de cada país. Por ejemplo, en Chile la migración de los trabajadores hacia ocupaciones menos rutinarias ha contribuido a un aumento de la desigualdad, mientras que en Brasil ese cambio ha tenido un efecto igualador (Zapata-Román 2021; Maurizio y Monsalvo 2021; Firpo et al. 2021).

¹¹ Los ingresos laborales en Chile incluyen el consumo de la propia producción (productos agrícolas).

¹² La encuesta se hace trimestralmente, nosotros sumamos la información para hacerla anual.

¹³ Esta encuesta entrevista a familias más de una vez por año. Como resultado, cualquier trimestre incluye familias que han sido entrevistadas por primera vez y las que han sido entrevistadas en trimestres anteriores. Usamos la versión anual de la encuesta, que sólo incluye la primera vez que se entrevista a una familia. En 2015, PNAD modificó las preguntas relacionadas con los ingresos. Sin embargo, el ingreso laboral usado en nuestro análisis corresponde a la pregunta que no fue cambiada: "ingreso habitual", codificado como V403312.

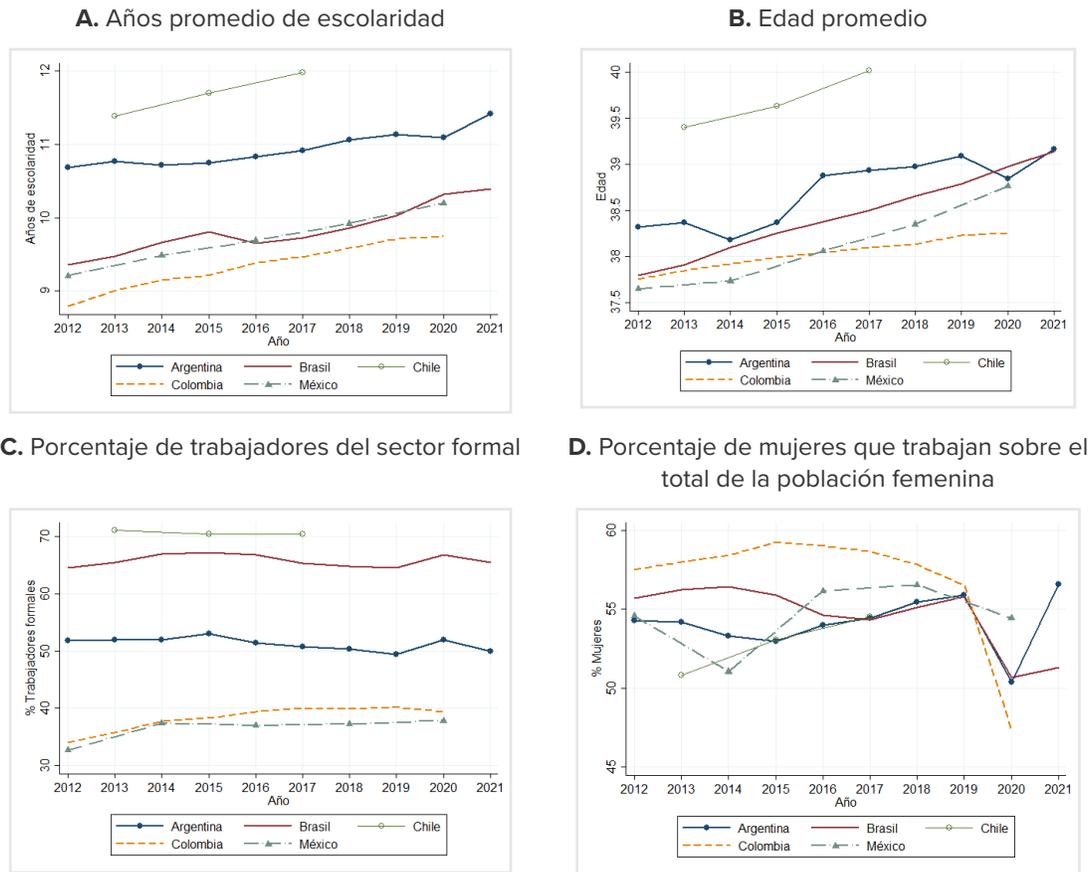
¹⁴ Aunque también existe para 2020, no usamos la encuesta porque los que produjeron los datos declaran que puede no ser comparable a los de años anteriores.

¹⁵ ENIGH cambió desde 2016 el protocolo de entrevistas para eliminar los casos falsos de ingresos cero. Aunque esto creó problemas de comparación cuando se usan los ingresos totales, los ingresos laborales se ven afectados relativamente menos. Sin embargo, esto no se ha confirmado empíricamente aún y debe ser estudiado más ampliamente en el futuro.

¹⁶ Analizamos los determinantes de los cambios en la desigualdad usando los ingresos laborales como aparecen en las encuestas, ignorando los casos de sub-representación y sub-reporte. Ver Campos Vázquez y Lustig (2020) y Larrañaga, Echecopar y Grau (2022) para documentación que estudia las tendencias de la desigualdad de los ingresos corregida con datos administrativos para México y Chile, respectivamente.

El Gráfico 2 muestra la evolución de las características de los trabajadores incluidos en nuestro análisis. Los cinco países muestran un aumento en los años promedio de escolaridad a través del tiempo (panel A). Es decir que el aumento en los años de escolaridad promedio continuó durante el período en estudio. La cantidad de trabajadores formales (panel C) fue más o menos constante para Argentina, Brasil y Chile, aumentó algo en Colombia y levemente en México. La participación de las mujeres en la mano de obra (panel D) aumentó algo en Argentina y México, se mantuvo casi igual en Brasil, y disminuyó de manera acotada en Colombia.

Gráfico 2: Evolución de las características



Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a personas de entre 18 y 65 años de edad.

4. Metodología¹⁷

La desigualdad en los ingresos laborales se ve afectada por dos factores principales: (i) la distribución de características observables y no observables de los trabajadores (educación, experiencia, género, etc.) y (ii) los retornos a esas características. Las características de los trabajadores se ven afectadas por aspectos aleatorios (género, raza, talento, entre otras), y por decisiones de los hogares (como si seguir o no seguir la educación después de la secundaria), así como por decisiones vinculadas a las políticas implementadas en cada país (como una ampliación del acceso a la educación). Los retornos a las características de las familias dependen de las fuerzas del mercado (oferta y demanda de trabajadores de diferentes habilidades y experiencia) y factores institucionales/de políticas (sueldos mínimos y nivel de sindicalización).

El estudio sobre los determinantes próximos de la desigualdad en los ingresos laborales se basa en las técnicas de descomposición para distinguir la contribución de las características de aquella que proviene de los retornos a esas características. En la literatura existen muchos procedimientos para obtener esta descomposición¹⁸. En su mayoría son variaciones de la descomposición Oaxaca-Blinder¹⁹. En este documento usamos las regresiones RIF propuestas por Firpo et al. (2009) para descomponer los efectos en características o composición y efecto retorno²⁰.

El procedimiento de las regresiones RIF es muy similar al procedimiento típico de descomposición Oaxaca-Blinder, que es la descomposición tradicional usada en la literatura²¹. La diferencia principal es que la variable dependiente es remplazada por la función de influencia recentrada de esa variable (RIF significa “*Recentered Influence Function*”).²² Firpo et al. (2009) demostraron que el procedimiento de regresiones RIF es equivalente a una regresión por cuantiles no condicionados. Mostraron que $E[RIF(v, y)|X] = X\beta^v$, donde el coeficiente β^v representa el efecto marginal de X en el estadístico relevante de la variable dependiente v ²³. La principal diferencia de las regresiones RIF de la descomposición

¹⁷ Esta sección se apoya sobre todo en Campos-Vázquez et al. (2014).

¹⁸ Ver el excelente documento de Fortin et al. (2011).

¹⁹ Podemos dividir el método de descomposición en cuatro grupos: (i) procedimientos de reponderación (DiNardo et al. 1996), (ii) procedimientos de imputación residual (Almeida dos Reis y Paes de Barros 1991; Juhn et al. 1993), (iii) procedimientos de descomposición por regresión cuantílica (Machado y Mata 2005) y (iv) regresiones RIF (Firpo et al. 2009).

²⁰ Esta descomposición se aplicó a Brasil (Firpo et al. 2021), Chile (Zapata-Román 2021) y México (Campos-Vázquez et al. 2014).

²¹ Ver Firpo et al. (2009) y Fortin et al. (2011) para más detalles sobre las regresiones RIF.

²² $RIF(v, y)$ se define como la función de influencia recentrada con la estadística distributiva de interés $v(F_y)$ y el salario observado y . Se puede entonces mostrar que $RIF(v, y) = v(F_y) + IF(v, y)$, donde IF denota la función de influencia de modo que $\int RIF = v(F_y)$. En el caso de los cuantiles, se puede mostrar que la función de influencia es igual a $(Q_v, y) = \frac{v - 1v(Q_v)}{F_y(Q_v)}$. Cada estadística $v(F_y)$ se refiere a un cuantil específico en la distribución de Y , el coeficiente Gini o la varianza.

²³ Por ejemplo, si v representa el cuantil 0,50, entonces $\beta^{v=0.5}$ representa el efecto de X sobre el cuantil salarial 0,50. También se puede aplicar a indicadores escalares de desigualdad tales como Gini o la varianza. Con el fin de estimar la regresión RIF, primero se estima la muestra $RIF(v, y)$. En la práctica, se sigue el archivo ado file *rifreg* en Stata publicado por Fortin et al. (2011) y facilitado por N. Fortin (sites.google.com/view/nicole-m-fortin/data-and-programs). La variable que depende del RIF se estima usando los métodos kernel. Se utilizan las siguientes variables explicativas: variables categóricas para género femenino, sector urbano y por grado educativo, y un polinomio cúbico para la edad. También estimamos un modelo más flexible que incluye interacciones entre todas las variables, pero la diferencia entre componentes explicados y no explicados fue mínima.

básica Oaxaca-Blinder es que, a causa de sus propiedades estadísticas, el método RIF permite descomponer las contribuciones para toda la distribución en vez de limitarse solo a la media condicional. Además, este enfoque tiene la ventaja (sobre otros métodos que permiten la descomposición de toda la distribución) de que no sufren de “*path dependency*” (dependencia de la trayectoria)²⁴.

El análisis comienza calculando la diferencia en los ingresos laborales promedio para cada cuantil entre los años de inicio y de finalización en segmentos del 1 por ciento (es decir, del 1° al 99° percentil). Esta diferencia se puede plasmar como una curva de incidencia de crecimiento para los ingresos laborales. Luego se estima la regresión RIF para cada cuantil y para los años de inicio y de finalización del período. Una vez que se han estimado los parámetros β^y , se aplica la descomposición básica Oaxaca-Blinder para cada cuantil (1°–99°percentil). En otras palabras, se debe calcular $\hat{v}(Y_t) - \hat{v}(Y_s) = \hat{\beta}_s^y(\bar{X}_t - \bar{X}_s) + \bar{X}_t(\hat{\beta}_t^y - \hat{\beta}_s^y)$, donde t es el último año y s es el primero²⁵. Hay que tener presente que los términos \bar{X} son promedios para toda la muestra, como en el caso de Oaxaca-Blinder tradicional. El término $\hat{\beta}_s^y(\bar{X}_t - \bar{X}_s)$ se refiere al efecto de las características, y el término $\bar{X}_t(\hat{\beta}_t^y - \hat{\beta}_s^y)$ a los efectos retorno o de precio de las características observables y no observables, incluido en X (que es la razón por la que a este término muchas veces se le llama el “componente no explicado”).

Usando como referencia la distribución de ingresos laborales en el año inicial (para cada descomposición), se pueden descomponer todas las curvas de incidencia de crecimiento de los ingresos laborales en dos curvas distintas: el componente de las características y el componente de retornos. La posición de estas dos curvas muestra el grado en que la contribución de la composición y de los retornos resulta en un aumento (cuadrante positivo) o en una disminución (cuadrante negativo) de los ingresos laborales para cada punto de la distribución. A su vez, la pendiente de estas curvas muestra el grado en que cada componente es igualador (curva descendiente), neutral (horizontal) o desigualador (curva ascendente). Cuando las curvas no tienen un patrón claro (ascienden o descienden de manera monótonica, o son horizontales), la interpretación de la contribución será más ambigua.

Por su parte, la contribución de los cambios en las características (suponiendo que los retornos permanecieron constantes) y de los cambios en los retornos (suponiendo que las características permanecieran constantes) pueden ser separadas en contribuciones para cada una de las características incluidas en el análisis y un remanente que incorpora la contribución de todas las características que no fueron explícitamente incluidas. Se puede mostrar los efectos desglosados de manera gráfica también. Aquí elegimos usar gráficos de barra. La posición y la pendiente de las barras en toda la distribución muestra la contribución a través de los efectos de las características y el de los retornos. En el caso de las características, si la barra está en el cuadrante positivo/negativo, el cambio de esa característica (suponiendo que los retornos permanecen constantes) resulta en un aumento/disminución del ingreso laboral para ese cuantil en especial. La pendiente que muestran las barras a lo largo de la distribución indica el grado en el que el cambio en

²⁴ Para más argumentación y aplicación de esos métodos y sus limitaciones, ver Bourguignon et al. (2005).

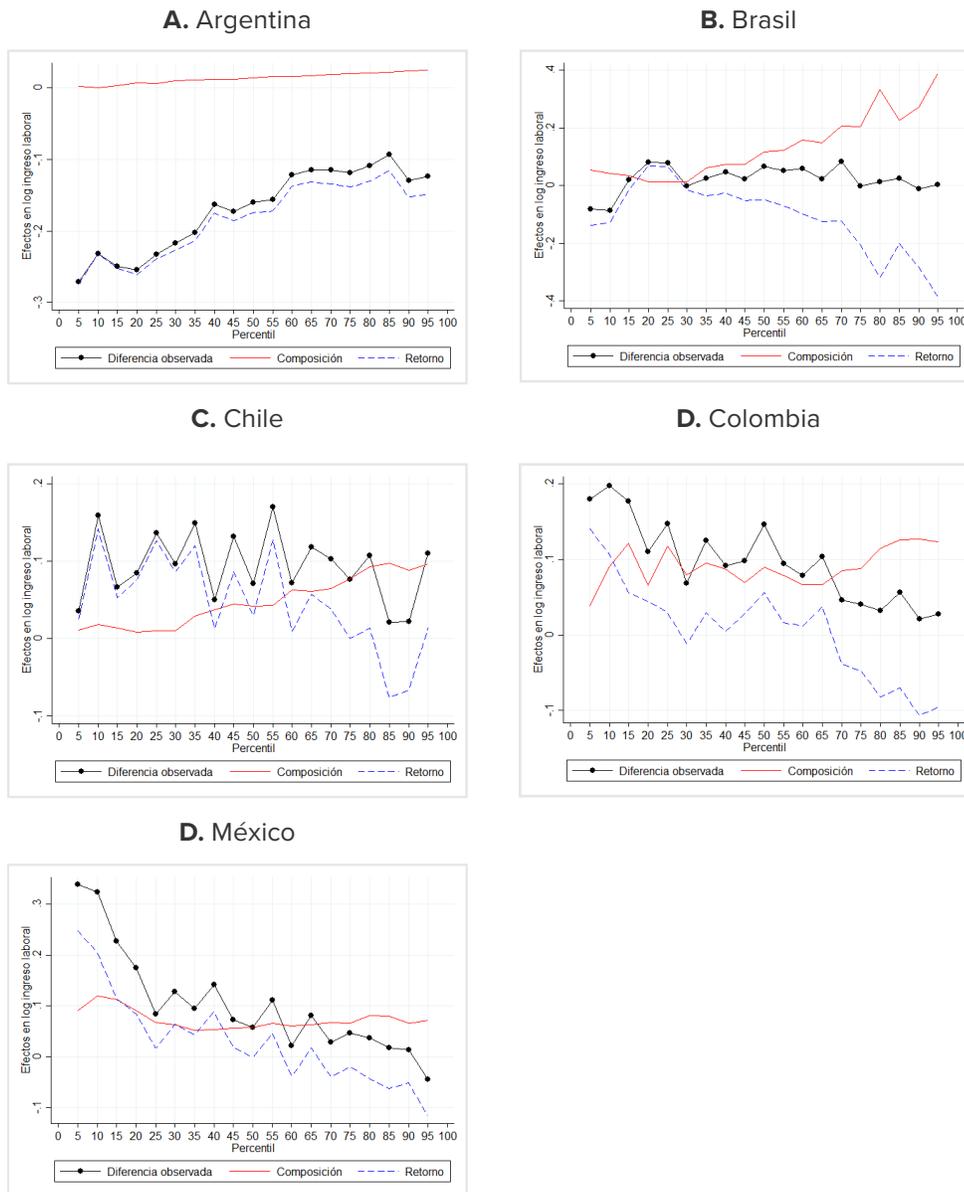
²⁵ Ver la ecuación 35 en Fortin et al. (2011).

esa característica específica es igualador (inclinación descendiente), neutral (horizontal) o desigualador (inclinación ascendente). Como es el caso en las curvas agregadas, la pendiente puede no ser monótonica en una dirección y, por ende, la interpretación es más ambigua. La interpretación es análoga para el efecto retorno desagregado (suponiendo que la composición permanece constante).

5. Resultados de la descomposición

Los Gráficos 3, 4 y 5 muestran los principales resultados de la descomposición RIF. En el Gráfico 3 se presenta el cambio observado (eje ingreso laboral), la curva de la incidencia del crecimiento entre 2012 y 2019 (línea sólida con puntos), así como la diferencia explicada por el cambio en las características (línea continua) y la diferencia que se explica por cambios en los retornos (línea punteada). En todos los países, si los retornos hubieran permanecido constantes, el ingreso laboral habría aumentado en toda la distribución de ingresos laborales. En Brasil y Chile los ingresos laborales habrían crecido mucho más para los trabajadores con mayor ingreso. En Argentina, Colombia y México las mejoras de ingreso son más equilibradas a lo largo de la distribución. Sin embargo, la mayoría de los cambios observados en los ingresos laborales se explican por el cambio en los retornos más que por las características (las líneas punteada y continua son similares a lo largo de toda la distribución).

Gráfico 3: Resultados de la descomposición, 2012–2019



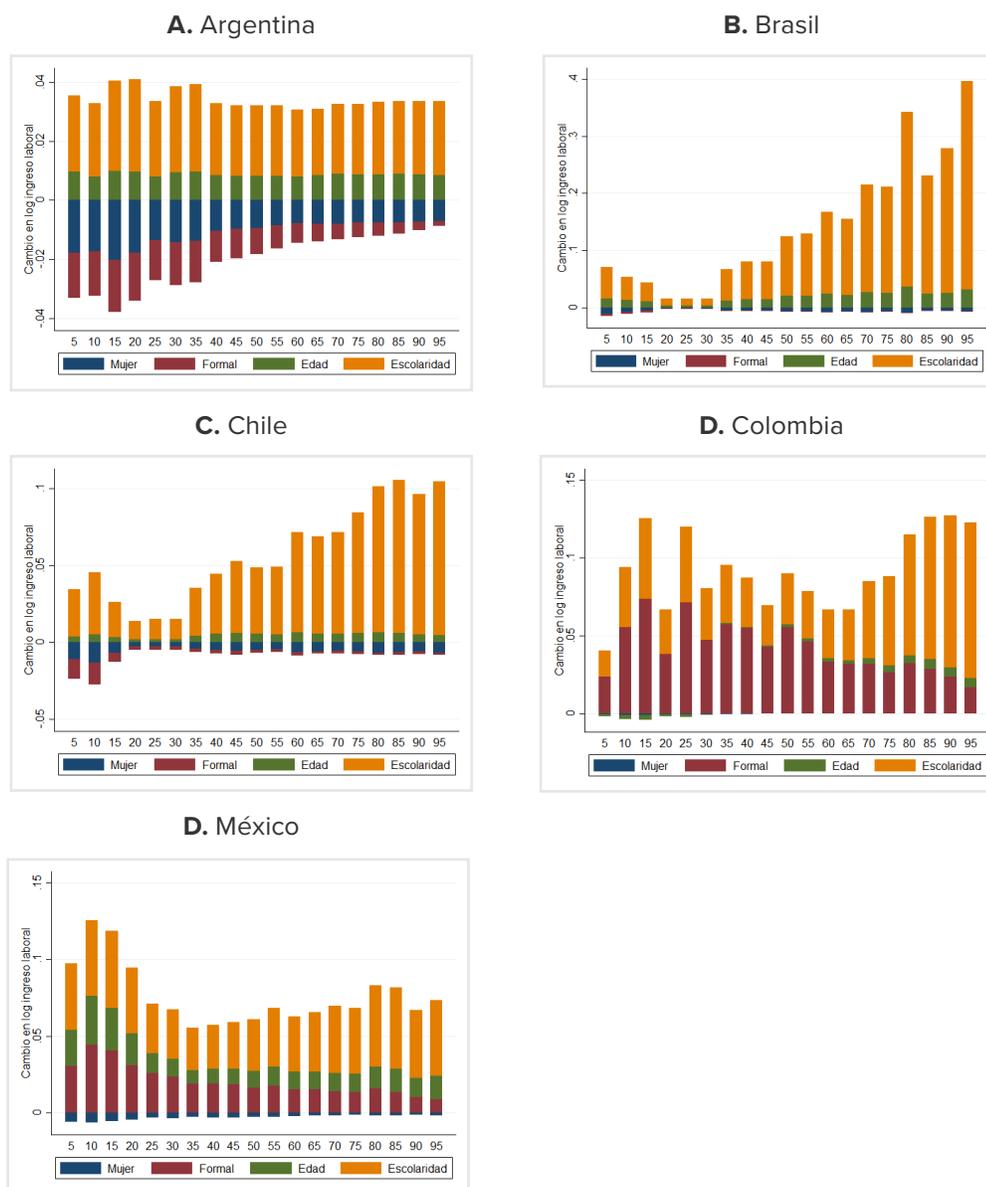
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a los trabajadores de entre 18 y 65 años de edad, y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos cuadráticos y cúbicos para los años de escolarización y la edad.

Con base en la pendiente de las curvas podemos concluir lo siguiente. En Argentina, la desigualdad en los ingresos laborales aumentó durante el período. El efecto del cambio en las características es ligeramente desigualador y el efecto de los retornos también lo es, pero de manera marcada. Este último efecto es el principal factor explicativo del cambio en la desigualdad de los ingresos laborales en dicho país. En Brasil, la desigualdad experimentó

un ligero aumento. El efecto de las características es desigualador y el efecto de los retornos también es desigualador para el 25 por ciento inferior. Luego de eso, es igualador para el resto de la distribución. En Chile la desigualdad disminuyó muy poco. El efecto características es desigualador. El efecto de los retornos es un tanto errático aunque en general es neutral para el 60 por ciento inferior, igualador hasta el cuantil 90 y desigualador para el 10 por ciento de superior de la distribución. En Colombia la desigualdad disminuyó ligeramente. El efecto de las características es significativo y ligeramente igualador (aunque cuando se calcula el ingreso laboral por hora el efecto se vuelve desigualador por la variable escolaridad). El efecto de los retornos es también igualador. En México la desigualdad disminuyó. El efecto características es ligeramente igualador, mientras que el efecto retorno es también igualador pero de tamaño significativo.

Los Gráficos 4 y 5 muestran la descomposición de los efectos de las características y retornos para cada una de las variables incluidas. El Gráfico 4 muestra cuánto habrían aumentado (disminuido) los ingresos laborales si los retornos se hubieran mantenido constantes y cada característica hubiese cambiado tal como se observó. En el agregado, el efecto de las características explica poco del cambio observado en los ingresos laborales. Esto puede notarse de forma más precisa cuando se descompone el efecto, ya que se observa que mientras algunas características aumentan los ingresos laborales, otras los disminuyen.

Gráfico 4: Descomposición detallada: efecto composición, 2012–2019



Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a trabajadores de entre 18 y 65 años de edad y a trabajadores con un ingreso positivo. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para la escolaridad y la edad.

La contribución de cada característica al cambio en la desigualdad de los ingresos laborales muestra patrones diferenciales en cada país. En Argentina, los efectos de la educación y la edad (proxy de experiencia) parecen ser uniformes en toda la distribución. El efecto de la participación femenina y el de cambios en la proporción de trabajadores informales son desigualadores. El primero puede ser la consecuencia de un aumento en la participación

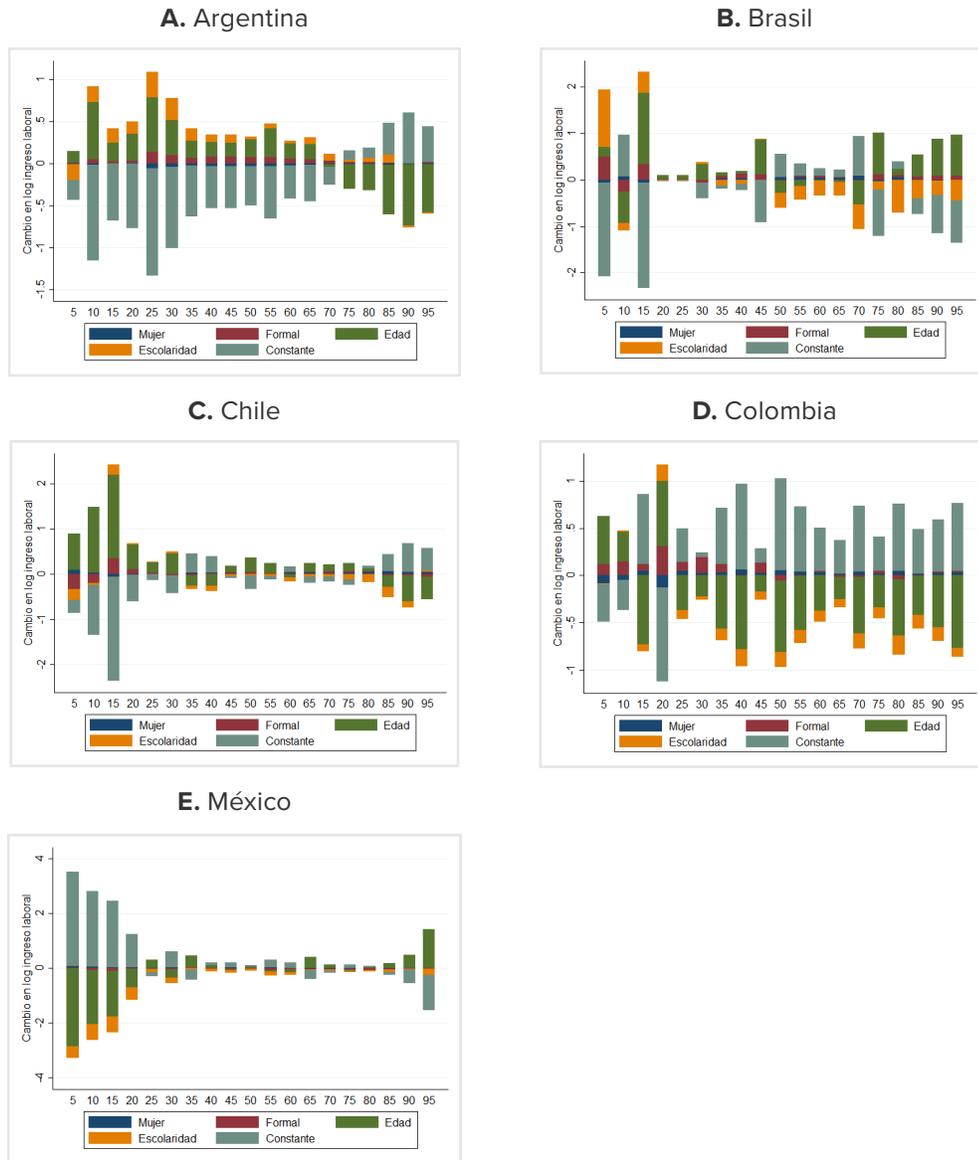
femenina en el mercado de trabajo: dado que las mujeres tienen en promedio ingresos laborales inferiores, la mayor participación de estas redujo los ingresos promedio en la cola inferior de la distribución de ingresos laborales. De modo similar, los trabajadores informales tienen ingresos laborales inferiores y debido a este diferencial de salario es que el efecto de la informalidad es desigualador. Estos dos últimos factores explican por qué el efecto de las características es, en el agregado, ligeramente desigualador dado que tanto la educación como la edad (experiencia) son neutrales. Brasil y Chile difieren de Argentina. El efecto de las características también es desigualador, pero prácticamente todo el efecto está explicado por la escolaridad (la paradoja del progreso). En Colombia, el efecto de las características en el agregado parece ser neutral, pero el efecto de la escolaridad es desigualador. Sin embargo, el aumento en la proporción de trabajadores formales en el escalón inferior parece compensar lo anterior con un efecto igualador. Contrariamente a otros países, en México, el efecto de las características es ligeramente igualador. Esto parece ser debido a que el cambio en la proporción de trabajadores formales es más pronunciado en la parte inferior de la distribución de ingresos laborales. El efecto de la escolaridad parece ser neutral.

El Gráfico 5 muestra el efecto de los retornos. Incluimos el efecto no explicado (constante) de cada regresión tal que la suma de todos los retornos resulta igual al efecto retorno del Gráfico 3. El Gráfico 5 es más difícil de interpretar porque, en algunos casos, el efecto de factores no explicados (capturados en la constante de la regresión) es igual, y con un signo contrario, al de los otros efectos. Los efectos no explicados pueden ser cambios en los salarios mínimos y/o en la tasa de sindicalización, así como cambios en otras características no observadas como la experiencia laboral, la calidad de la escolaridad, o un desajuste en el tipo de habilidades de los trabajadores respecto a las que demanda el mercado, debido a los cambios tecnológicos o la composición de la demanda de bienes y servicios. Otra posible razón sería que los retornos caen especialmente sobre las cohortes más jóvenes lo que Campos-Vázquez, López-Calva y Lustig (2016) llamaron como “educación terciaria degradada”. Camacho, Messina y Uribe (2017) vieron que con el paso del tiempo, la calidad de la educación terciaria se deterioraba a medida que las nuevas instituciones bajaban cada vez más sus niveles. Para probarlo, habría que incluir la interacción entre la educación y la edad (reflejando la experiencia), tema que queda para futuras investigaciones.

Los cambios en los retornos a la edad en Argentina fueron igualadores al igual que los retornos a la escolaridad, aunque de magnitud reducida. El efecto de factores no explicados parece ser desigualador y más que compensa el resto de los efectos. En Brasil, el efecto de factores no explicados es ambiguo, mientras que el efecto de cambios en los retornos a la escolaridad parece ser igualador, aunque sin una tendencia clara (no monótono). En Chile, el efecto no explicado es desigualador especialmente por lo que sucede en los extremos de la distribución. Los cambios en los retornos a la edad fueron igualadores, y los cambios en los retornos a la escolaridad también, aunque no monótonos y de magnitud inferior. En Colombia, los dos factores más importantes son los cambios en los retornos a las variables no explicadas y los retornos a la edad. Éste último es igualador mientras que el primero no lo es. Además, los retornos a la formalidad han aumentado en la parte baja de la distribución, produciendo un efecto igualador. Los cambios en los retornos a la escolaridad fueron igualadores pero acotados. Por último, en México, los cambios en los retornos a la edad y los factores no explicados son los factores más importantes para determinar el

cambio en los retornos. La edad es un factor desigualador, y el efecto de los factores no explicados es igualador. Los cambios en los retornos a la escolaridad no fueron igualadores pero su magnitud es pequeña.²⁶

Gráfico 5: Descomposición detallada: efecto retorno, 2012–2019



Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a los trabajadores de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017, y para México es de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y para trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad.

²⁶ También estimamos las regresiones RIF con la educación definida por niveles bajo, medio y alto de escolaridad. Los resultados básicamente no cambian.

Nuestros resultados parecen estar acordes a los de otros estudios. Firpo et al. (2021) encontraron que, en el caso de la escolaridad, para el período 2012–2019 el efecto composición no es igualador y el efecto retorno sí lo es. Aunque el período de análisis no es estrictamente comparable, Zapata-Roman (2021) estimó que, en Chile, el efecto de las dotaciones en la escolaridad no es igualador mientras que el efecto de los retornos sí lo es.

6. Conclusiones

En este trabajo usamos el método RIF para estimar la contribución de los cambios en las características y en los retornos a esas características sobre los cambios de la desigualdad de ingresos laborales entre 2012 y 2019. Elegimos 2012 como fecha de comienzo porque marca el fin del auge de las materias primas, y 2019 como fecha de finalización porque es el año más reciente antes de los efectos altamente perturbadores de la pandemia del COVID-19 al mercado de trabajo en 2020. Durante este período, la desigualdad en los ingresos laborales aumentó en Argentina, cambió muy poco en Brasil y disminuyó en Chile, Colombia y México. Nuestros resultados sugieren que el efecto del cambio en las características es limitado y desigualador en Argentina, Brasil y Chile. En Colombia y México, el efecto es algo igualador pero errático a lo largo de la distribución del ingreso. El efecto de los retornos es igualador en todos los países excepto en Argentina donde ocurre lo contrario.

La descomposición del efecto de las características sugiere que la escolaridad no es igualadora en Brasil, Chile y Colombia. En Argentina y México, sin embargo, este efecto es más ambiguo. Respecto a los retornos, los cambios en los retornos a la escolaridad fueron igualadores pero con efectos acotados en Argentina, igualadores aunque no monotónicos en Brasil, muy poco igualadores y no monotónicos en Chile, e igualadores pero también acotados en Colombia. Para México, los cambios en los retornos a la escolaridad no fueron igualadores. Para todos los países, la parte no explicada de los retornos es considerable, lo que significa que otros factores no incluidos en este ejercicio afectan los resultados de la desigualdad laboral.

Dado el rol históricamente relevante de los retornos en la dinámica de la desigualdad, queda para futuras investigaciones analizar los determinantes de la evolución de estos retornos relativos. Los cambios ocurridos se pueden atribuir a cambios en la oferta y la demanda relativa de trabajadores de diferentes características y/o cambios en factores institucionales, tales como el salario mínimo y la tasa de sindicalización, así como a otras características no observadas (calidad de la escolaridad, el desajuste de las habilidades de los trabajadores debido a cambios tecnológicos o la composición de la demanda de bienes y servicios). Los estudios futuros deberán centrarse en la identificación de la contribución de estos varios factores.

7. Referencias

- Almeida dos Reis, J. y R. Paes de Barros (1991). "Wage Inequality and the Distribution of Education: A Study of the Evolution of Regional Differences in Inequality in Metropolitan Brazil," *Journal of Development Economics*, 36: 117–143.
- Azevedo, Joao Pedro, Gabriela Inchauste y Viviane Sanfelice (2013). "Decomposing the recent inequality decline in Latin America" Policy Research Working Paper 6715, Banco Mundial.
- Azevedo, Joao Pedro, Maria Eugenia Davalos, Carolina Diaz-Bonilla, Bernardo Atuesta, y Raul Andres Castaneda (2013). "Fifteen Years of Inequality in Latin America: How Have Labor Markets Helped?" Policy Research Working Paper Series, marzo. elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-6384
- Barros, Ricardo, Mirela De Carvalho, Samuel Franco, y Rosane 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-PNUD.
- Battiston, Diego, Carolina Garcia-Domench, y Leonardo Gasparini (2014). "Could an increase in education raise income inequality? Evidence for Latin America." *Latin American Journal of Economics*. 51(1): 1–39.
- Bourguignon, François, Francisco H.G. Ferreira, y Nora Lustig (2005). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. Washington, DC: Oxford University Press.
- Busso, Marias, y Julian Messina (2020). "The Inequality Crisis: Latin America and the Caribbean at the Crossroads." Banco Interamericano de Desarrollo. doi.org/10.18235/0002629.
- Camacho, Adriana, Julián Messina, y Juan Uribe (2017). "The expansion of higher education in Colombia: Bad students or bad programs?" Documento de trabajo CEDE 2017-13. dx.doi.org/10.2139/ssrn.2921965.
- Campos-Vazquez, Raymundo M. y Nora Lustig (2020). "Labour income inequality in México: Puzzles solved and unsolved" *Journal of Economic and Social Measurement*, 44(4): 203–219. doi.org/10.3233/JEM-200468.
- Campos-Vazquez, Raymundo M., Gerardo Esquivel, y Nora Lustig (2014). "The Rise and Fall of Income Inequality in México, 1989–2010." In Giovanni Andrea Cornia (ed.), *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*. New York: Oxford University Press.
- Campos-Vazquez, Raymundo M., Luis F. López-Calva, y Nora Lustig (2016). "Reducción de los salarios de los trabajadores con educación universitaria en México: ¿son los más jóvenes o los más viejos los más perjudicados?" *Revista de Economía Mundial*, 43: 93–112.
- Cornia, Giovanni A. (2013). "Inequality trends and their determinants: Latin America over 1990–2010." In A. Cornia (ed.), *Falling inequality in Latin America: Policy changes and lessons*, Oxford University Press.
- De la Torre, Augusto, Eduardo Levy Yeyati, y Samuel Pienknagura (2013). "Latin America and the Caribbean as tailwinds recede: In search of higher growth" Semiannual Report, Office of the Chief Economist, Latin America and the Caribbean, Banco Mundial.
- DiNardo, John, Nicole M. Fortin, y Thomas Lemieux (1996). "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach." *Econometrica*, 64(5): 1001–1044.
- Feierherd, German, Patricio Larroulet, Wei Long, y Nora Lustig (2021). "The Pink Tide and Inequality in Latin America." *Latin American Politics and Society*.
- Fernández Sierra, Manuel, y Gabriela Serrano (2022). "New Perspectives on Inequality in Latin America." SSRN Electronic Journal, July. <https://doi.org/10.2139/SSRN.4164227>.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin, y Thomas Lemieux (2009). "Unconditional Quantile Regressions" *Econometrica*, 77(3): 953–73.

- Firpo, Sergio, Pinheiro, Alysson Portella, Flavio Riva, y Giovanna Úbida (2021). "The Changing Nature of Work and Inequality in Brazil (2003–19): A Descriptive Analysis." WIDER Documento de trabajo 162/2021. doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/102-0.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux, y Sergio Firpo (2011). "Decomposition Methods in Economics" en D. Card y O. Ashenfelter (eds), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North Holland, 2–104.
- Gasparini, Leonardo, y Guillermo Cruces (2010). "A distribution in motion: The case of Argentina" In L. F. Lopez-Calva and N. Lustig (eds.), *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Washington, D.C.: Brookings Institution-PNUD.
- Gasparini, Leonardo, y Nora Lustig (2011), "The rise and fall of income inequality in Latin America". Documento de trabajo No. 1110, Tulane University.
- Gasparini, Leonardo, Sebastian Galiani, Guillermo Cruces, y Pablo Acosta (2011). "Educational upgrading and returns to skills in Latin America: Evidence from a supply-demand framework, 1990–2010" Policy Research Working Paper 5921, Banco Mundial.
- Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce (1993). "Wage inequality and the rise in returns to skill," *Journal of Political Economy*, (3)3: 410–448.
- Larrañaga, Osvaldo, Benjamín Eche copar y Nicolás Grau (2022). "Una nueva estimación de la desigualdad de ingresos en Chile." *Estudios Públicos*, 167: 46–76. doi.org/10.38178/07183089/1430200722.
- Lopez-Calva, Luis F., y Nora Lustig (2010). "Declining inequality in Latin America: A decade of progress?" Washington, D.C.: Brookings Institution-PNUD.
- Lustig, Nora (2020). "Inequality and Social Policy in Latin America." Commitment to Equity (CEQ) Serie de documentos de trabajo. ideas.repec.org/p/tul/ceqwps/94.html.
- Lustig, Nora, Luis F. Lopez-Calva, y Eduardo Ortiz-Juarez (2013). "Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico." *World Development* 44 (Abril): 129–41. doi.org/10.1016/J.WORLDDEV.2012.09.013.
- Machado, J.A.F. y J. Mata (2005). "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression," *Journal of Applied Econometrics*, 20(4): 445–465.
- Maurizio, Roxana, y Ana Paula Monsalvo (2021). "Changes in Occupations and Their Task Content: Implications for Employment and Inequality in Argentina, 2003–19," WIDER Documento de trabajo, 2021. doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/949-5.
- Messina, Julian, y Joana Silva (2021). "Twenty Years of Wage Inequality in Latin America." *The World Bank Economic Review* 35 (1): 117–47. doi.org/10.1093/WBER/LHZ029.
- Rodriguez-Castelan, Carlos, Luis F. Lopez-Calva, Nora Lustig, y Daniel Valderrama (2022). "Wage Inequality in the Developing World: Evidence from Latin America." *Review of Development Economics*. doi.org/10.1111/RODE.12912.
- Rodriguez-Castelan, Carlos, Luis F. Lopez-Calva, Nora Lustig, y Daniel Valderrama (2016). "Understanding the dynamics of labor income inequality in Latin America" Policy Research Working Paper 7795, Banco Mundial. Agosto.
- Tornarolli, Leopoldo, Matías Ciaschi, y Luciana Galeano (2018). "Income Distribution in Latin America: The Evolution in the Last 20 Years: A Global Approach." CEDLAS Working paper 234. www.econstor.eu/handle/10419/214127.
- Zapata-Román, Gabriela (2021). "The Role of Skills and Tasks in Changing Employment Trends and Income Inequality in Chile," WIDER Working Paper, 2021. doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/986-0.

8. Materiales complementarios (disponibles sólo en línea)

Cuadro A1: Fuentes de datos y definición de ingresos laborales

País	Nombre de la encuesta	Años	Definición de ingresos laborales
Argentina	Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC)	2012–2021	Ingresos monetarios de la ocupación principal y de la ocupación secundaria.
Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC)	2012–2021	Ingresos monetarios y no monetarios de la ocupación principal, secundaria y otras.
Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)	2013, 2015, 2017	Ingresos monetarios y no monetarios de la ocupación principal para los empleados y los trabajadores independientes, ingresos de trabajos no remunerados en el hogar, ingresos de una ocupación secundaria para los empleados y los trabajadores independientes, ingresos de empleos anteriores, remuneración por trabajos ocasionales y consumo de productos agrícolas.
Colombia	Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH)	2012–2020	Ingresos del trabajo principal, horas extra, alimentos, vivienda, transporte, otros ingresos en especie; subsidios de comida, transporte, familia y educación. Bonos (por antigüedad, clima, orden, etc.). Bonos anuales, de servicio, de Navidad, vacacionales, gastos de viaje y pagos por accidentes de trabajo. Honorarios de negocios. Ingresos por cosechas. Ingresos de un empleo secundario.
México	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)	2012, 2014, 2016, 2018, 2020	Ingresos monetarios de la ocupación principal: salarios, pagas, trabajo a destajo, horas extra, comisiones, bonos y pagos extra, incentivos, premios y bono vacacional. Ingreso del empleo secundario en cooperativas y negocios que funcionan como corporaciones. Ingresos monetarios del empleo secundario para los trabajadores subordinados. Ingresos monetarios de otro empleo en el último mes.

Notas: Elaboración de los autores.

Cuadro A2: Estadísticas descriptivas

	Argentina		Brasil		Chile		Colombia		México	
	2012	2021	2012	2021	2013	2017	2012	2020	2012	2020
% Mujeres	51,80	51,25	51,27	51,08	53,12	52,90	51,72	51,39	52,07	52,43
Edad	38,32	39,17	37,80	39,14	39,41	40,02	37,76	38,25	37,65	38,76
Años de escolaridad	10,68	11,42	9,36	10,40	11,38	11,98	8,79	9,75	9,21	10,20
% Sin instrucción	0,53	0,42	4,93	3,13	1,73	1,11	4,96	3,40	4,64	3,05
% Primaria incompleta	4,85	3,35	31,38	21,25	7,78	5,72	14,04	9,19	11,62	7,33
% Primaria	18,48	11,88	10,78	7,12	4,77	3,15	14,29	11,88	15,51	11,94
% Secundaria incompleta	17,81	18,03	6,38	7,35	25,68	24,29	18,17	15,78	33,78	34,09
% Secundaria	24,97	26,72	29,58	33,06	37,07	39,35	24,96	32,32	15,58	19,63
% Universidad incompleta	16,47	18,97	5,25	8,60	10,59	10,20	6,12	5,55	7,02	8,55
% Universidad	16,88	20,63	11,71	19,50	12,38	16,18	17,46	21,89	11,85	15,42
% Urbanos	100,00	100,00	86,00	86,76	87,60	87,75	78,85		79,28	78,81
% Casados	34,44	27,76	0,00	0,00	53,08	52,00		58,34	44,70	38,54
% Trabajadores	64,28	63,39	67,38	61,85	68,22	71,04	70,3	61,06	69,13	68,19
% Mujeres que trabajan	51,44	53,01	55,17	50,69	55,30	59,87	57,52	47,41	54,58	54,44
% Empleador ¹	3,82	3,33	3,90	4,12	1,89	2,04	5,09	3,30	11,49	10,71
% Independiente ¹	17,87	22,66	22,14	26,40	18,05	20,09	44,22	44,93	16,24	14,76
% Asalariado ¹	77,82	73,53	71,45	67,66	79,69	77,48	46,76	48,96	72,27	74,53
% Trabajadores formales ¹	47,99	45,56	64,48	65,43	66,50	65,30	30,48	39,43	32,70	37,86
Ingresos mensuales ^{1,2}	4.591	3.928	1.595	1.576	466.806	500.126	917.217	887.467	8.373	8.100
Sueldo por hora ^{1,2}	30,16	28,07	20,05	19,40	2.903,68	3.012,78	4.701,54	4.598,98	47,52	47,52
Horas trabajadas ¹	39,72	36,63	49,96	52,72	42,44	42,83	47,40	45,36	43,94	43,04

Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. 1/ La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad. 2/ La muestra se limitó a los trabajadores y 3/ con ingresos positivos. Divisa local a precio del 2013 y para México a precio de 2022.

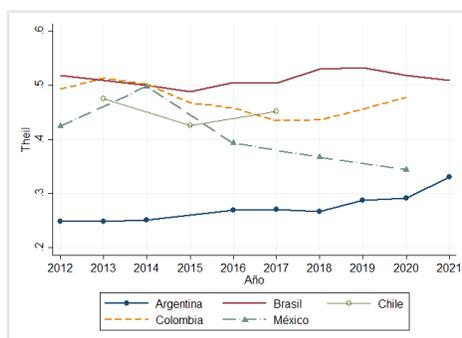
Cuadro A3. Cambio porcentual en la composición entre 2012 y 2019

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México
Mujeres	-0,24	-0,21	-0,41	-0,48	0,89
Edad	2,01	2,62	1,55	1,25	1,87
Años de escolaridad	4,24	7,23	5,22	10,43	7,75
Bajo ¹	-12,84	-3,52	-19,98	-21,51	-22,52
Medio ²	7,64	-12,35	-0,75	15,57	9,67
Alto ³	10,32	48,28	18,15	21,10	21,19
Urbanos	0,00	1,18	0,17	0,86	-2,16
Casados	-18,81		-2,03		-8,24
Trabajadores	-1,91	-2,74	3,04	-1,83	2,2
Mujeres que trabajan	2,98	0,17	7,31	-1,79	3,63
Empleador ⁴	-10,32	13,42	7,83	-28,43	-18,79
Independiente ⁴	18,09	12,32	11,31	-3,23	-9,16
Asalariado ⁴	-3,61	-3,53	-2,76	8,21	5,05
Trabajadores formales ⁴	-4,58	0,17	-1,01	17,97	14,00
Ingresos mensuales ^{5,6}	-11,81	2,94	7,14	6,96	2,48
Salario por hora ^{5,6}	-5,71	3,70	3,76	9,12	-0,72
Horas trabajadas ⁴	-6,67	-1,78	0,94	-3,35	1,07

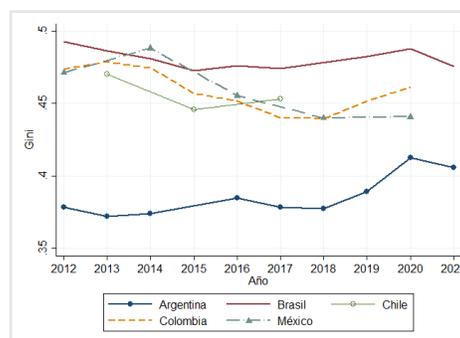
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. 1/ La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y 2/ a las personas con 0 a 8 años de educación formal, 3/ con 9 a 13 años, 4/ con más de 13 años. 5/ La muestra se limitó a los trabajadores y 6/ con ingresos positivos. Divisa local a precios de 2013 y para México de 2022. Para Chile, el cambio porcentual es de 2013 a 2017; para México de 2012 a 2018.

Gráfico A1: desigualdad en los ingresos laborales

A. Theil, ingresos laborales mensuales

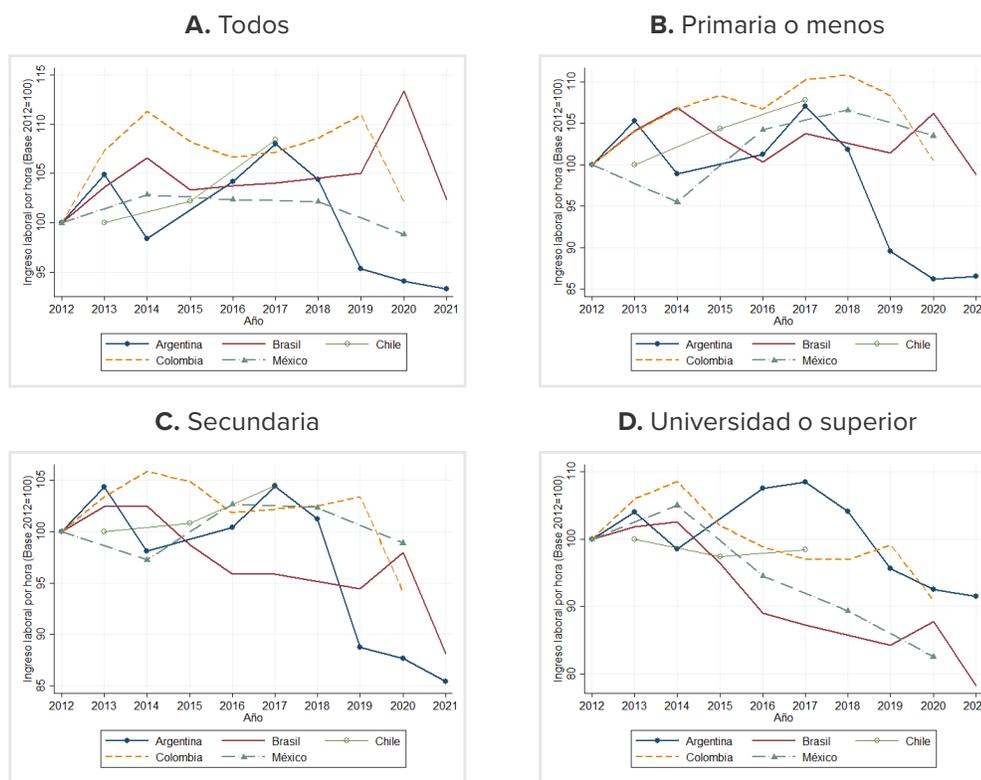


B. Gini, ingresos laborales por hora



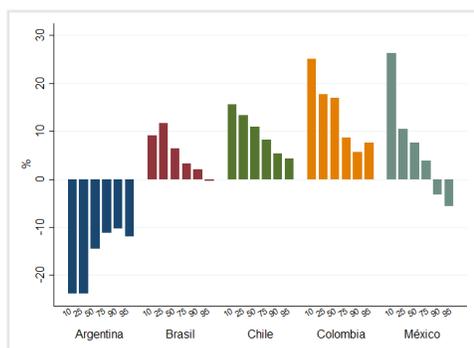
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y trabajadores con ingresos positivos. En el panel B, el factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A2: Evolución de los ingresos laborales por hora, base 2012



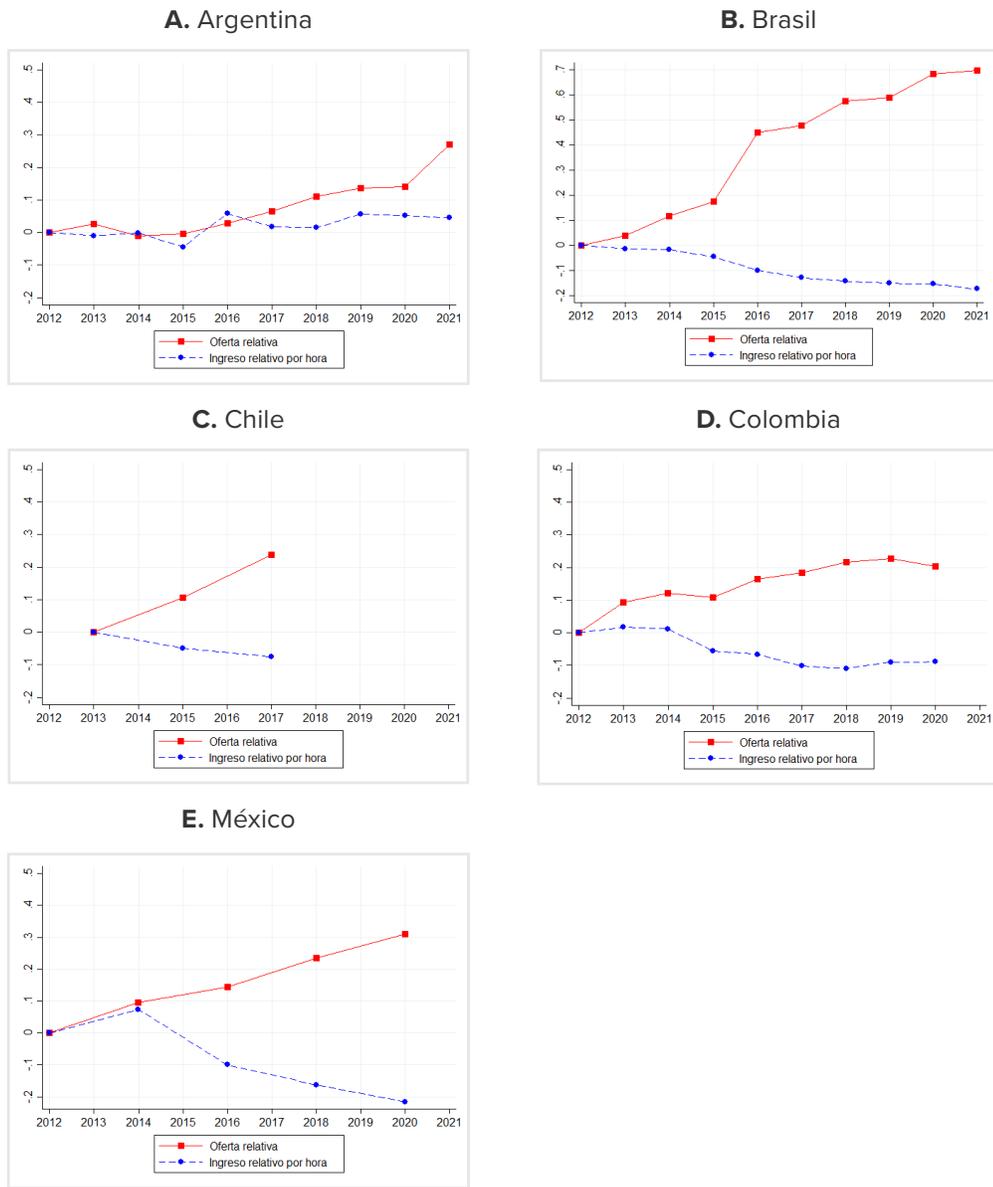
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, base 2013=100. El factor expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A3: Cambio porcentual de los ingresos laborales por hora en la distribución de los ingresos



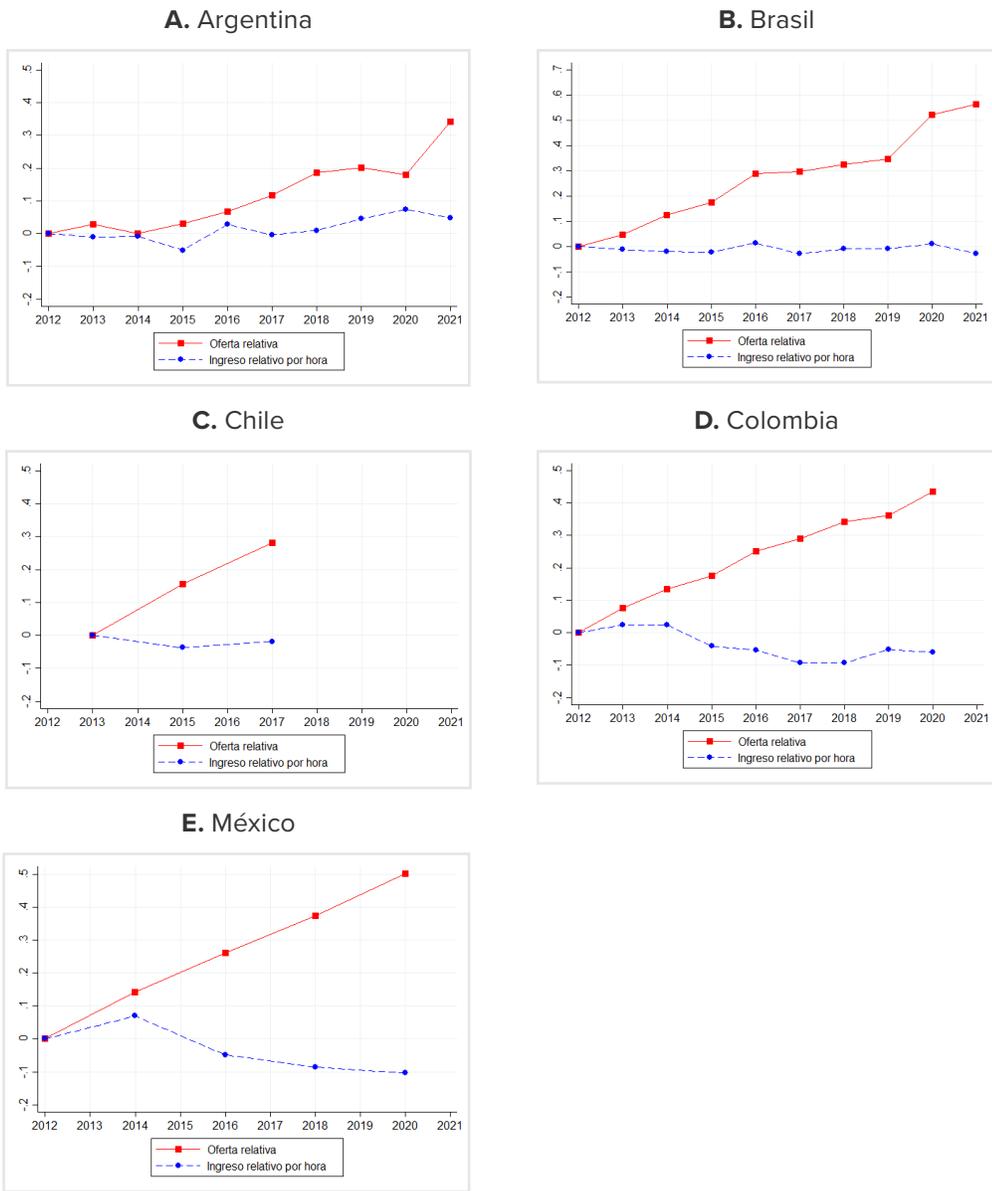
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y trabajadores con ingresos positivos. En el panel A, para Chile, el cambio porcentual es de 2013 a 2017; para Colombia y México, de 2012 a 2020. En el panel B para Chile, el cambio porcentual es de 2013 a 2015.

Gráfico A4: Ingresos relativos por hora y oferta relativa entre los trabajadores con estudios universitarios o más y el resto de los trabajadores, base 2012=0



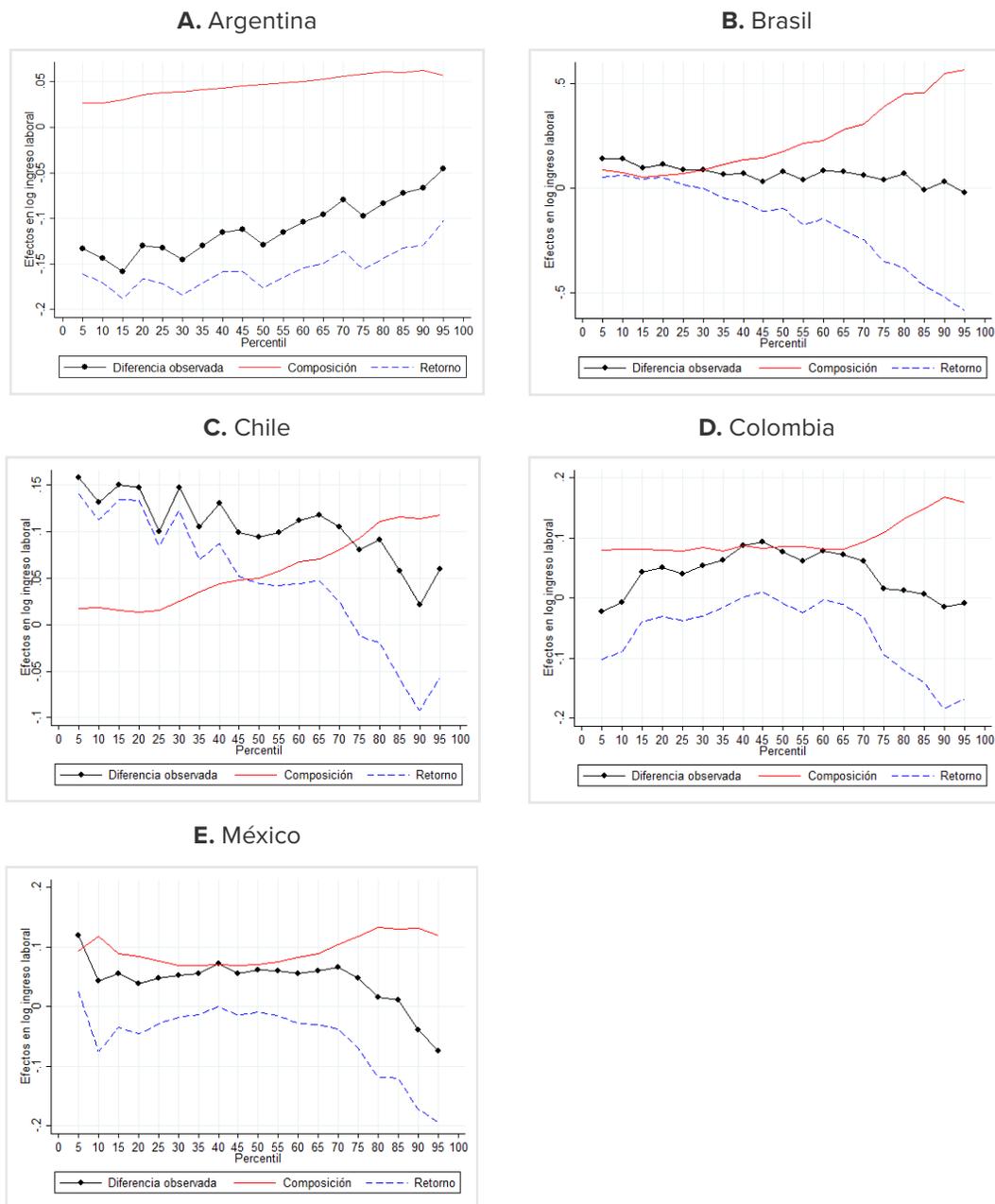
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad. Para los ingresos laborales relativos, la muestra se limitó a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, base 2013=0. El factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A5: Ingresos relativos por hora y oferta relativa entre trabajadores con estudios secundarios o más y el resto de los trabajadores, base 2012=0



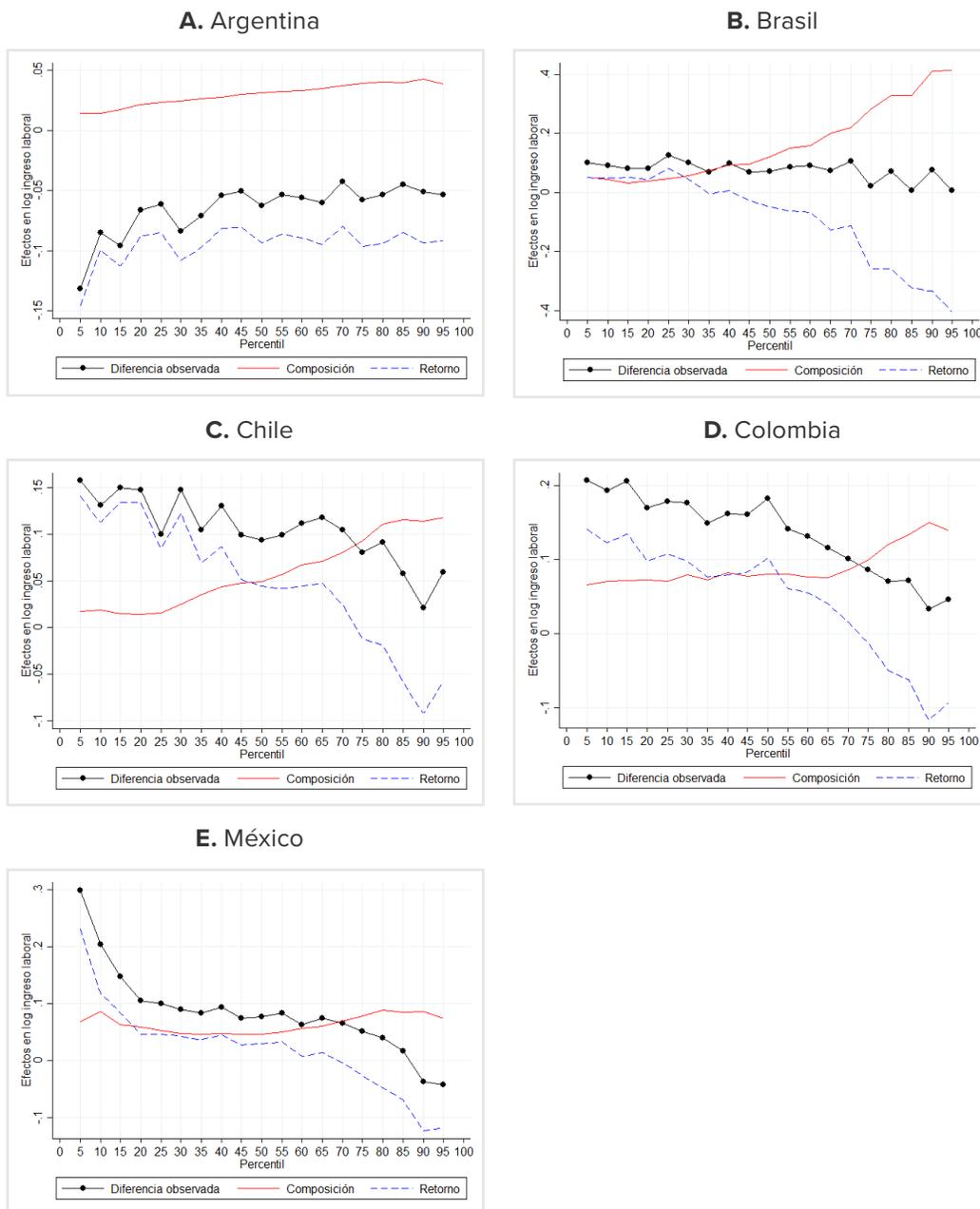
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad. Para los ingresos laborales relativos, la muestra se limitó a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, base 2013=0. El factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A6: Resultados de la descomposición. Ingresos laborales por hora, 2012–2021



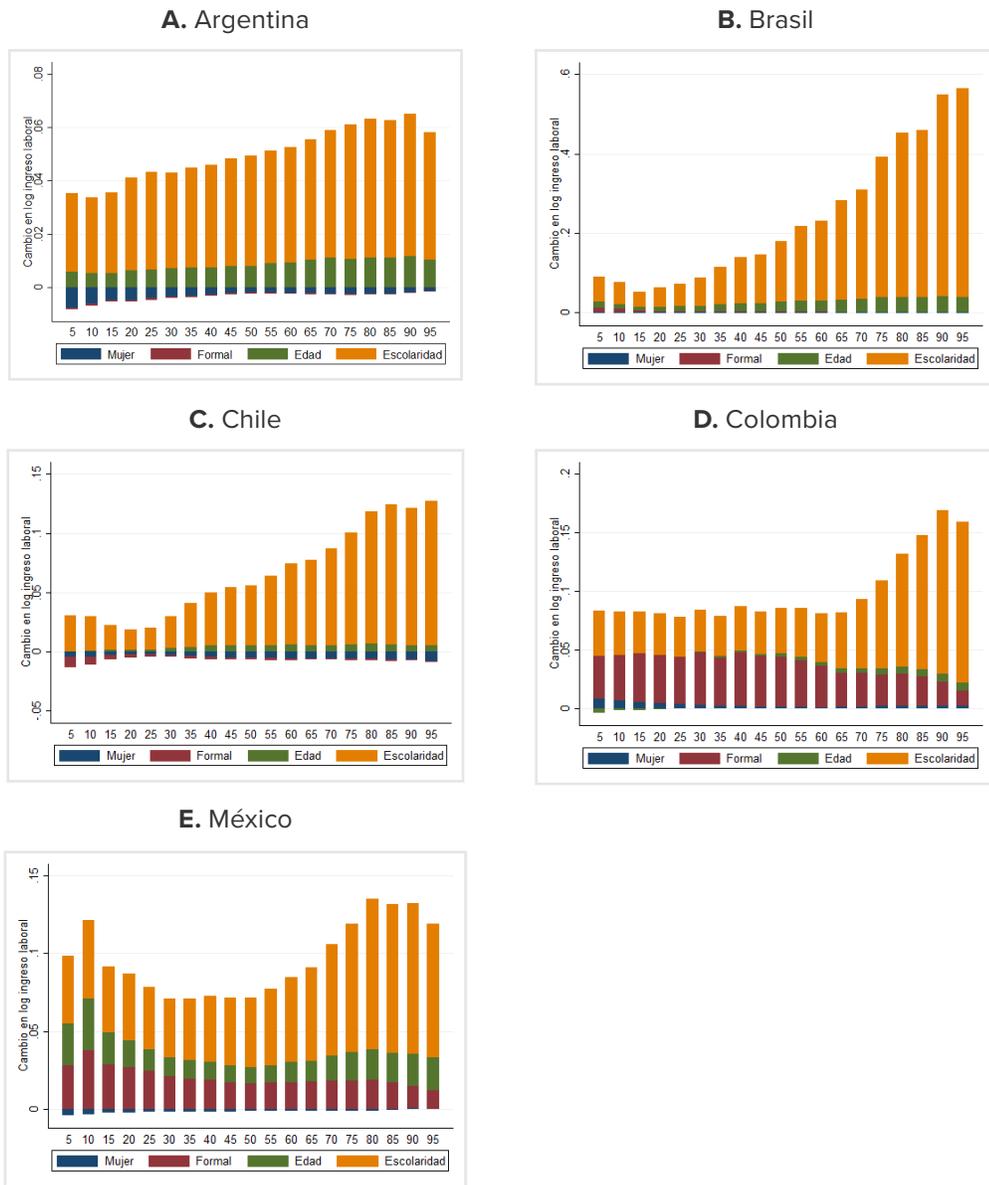
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México y Colombia, de 2012 a 2020. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad. El factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A7: Resultados de la descomposición. Ingresos laborales por hora, 2012–2019



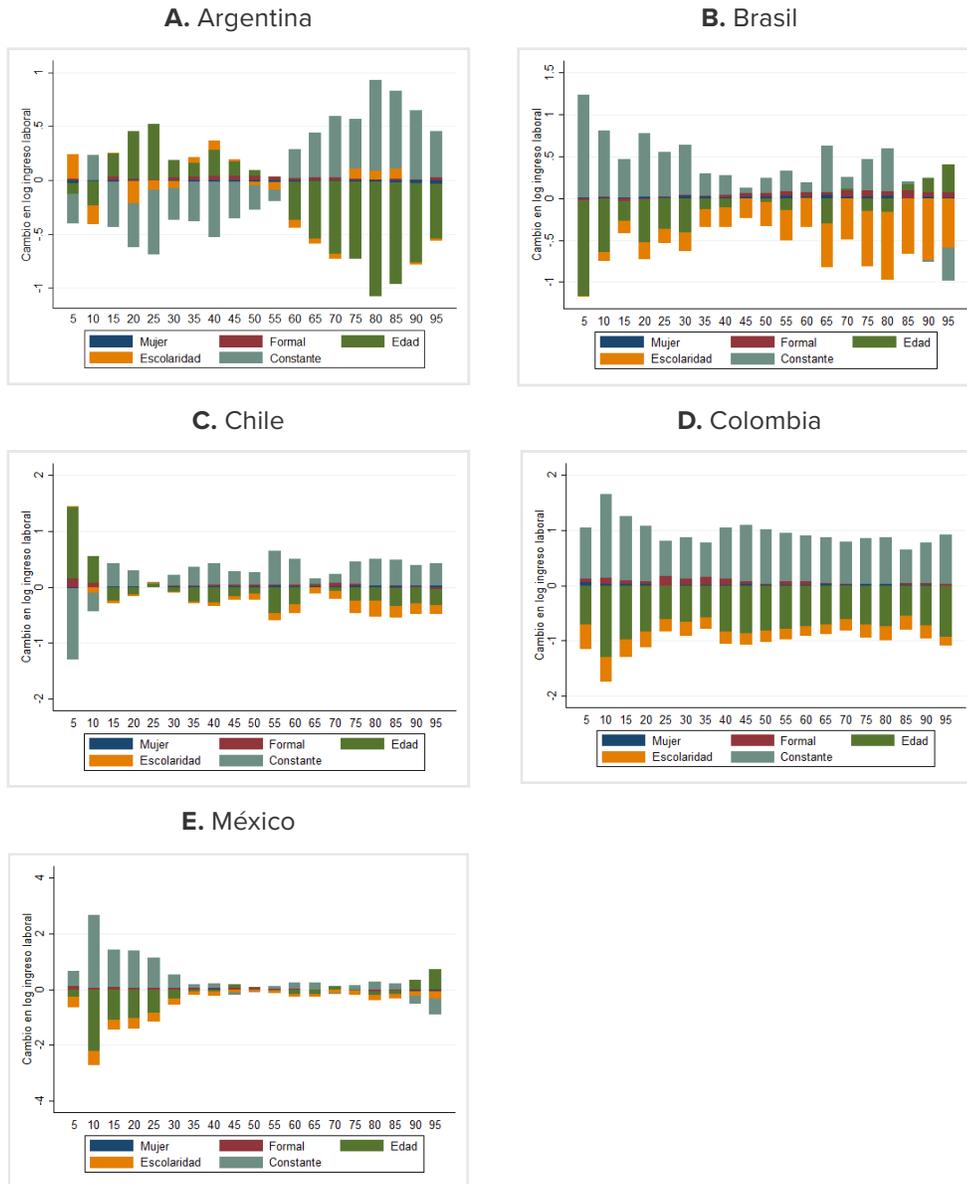
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México es de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y los trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad. El factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A8: Descomposición detallada: efecto composición, 2012–2021. Ingresos laborales por hora



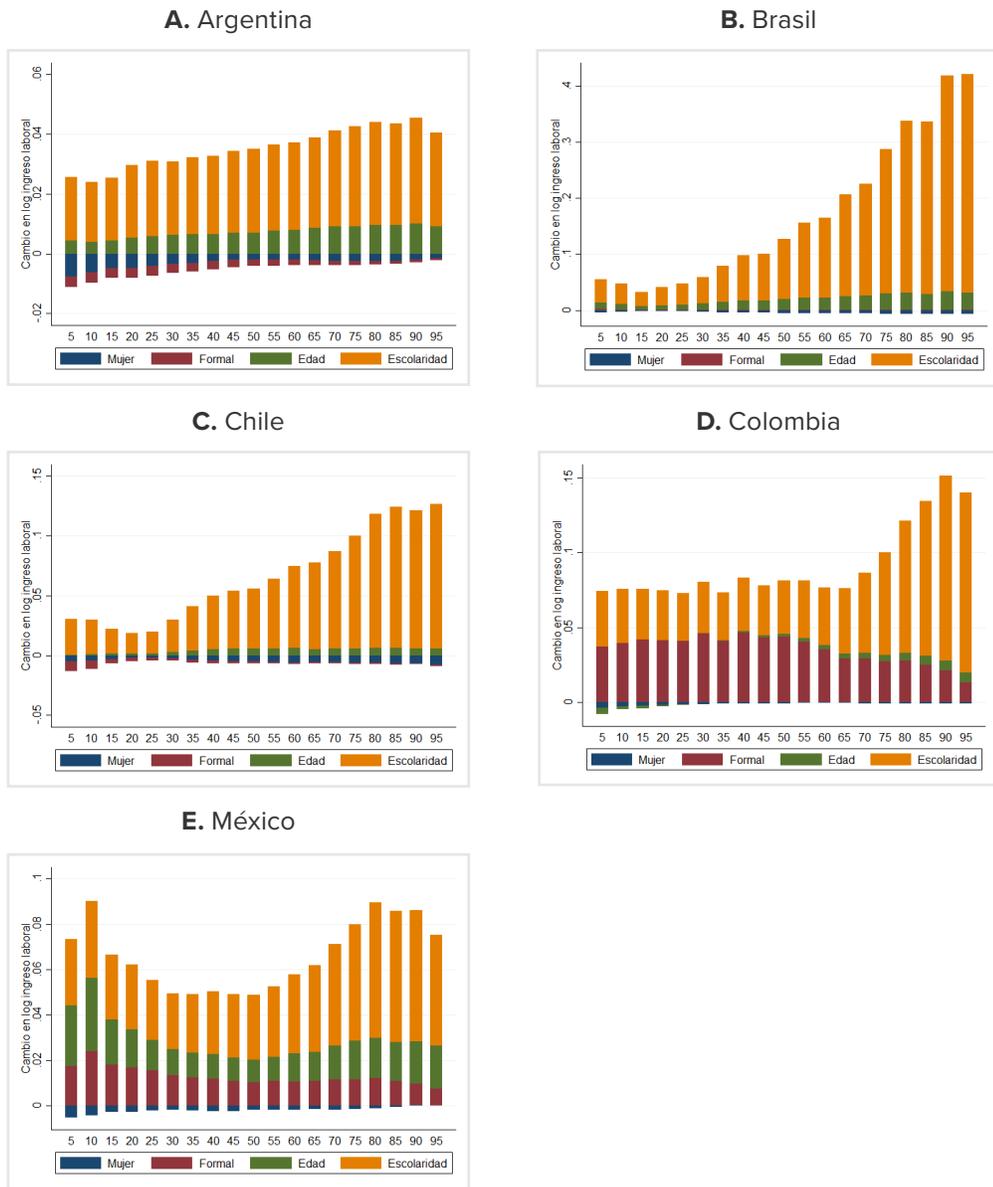
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México y Colombia, de 2012 a 2020. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad. El factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A9: Descomposición detallada: efecto retorno, 2012–2021



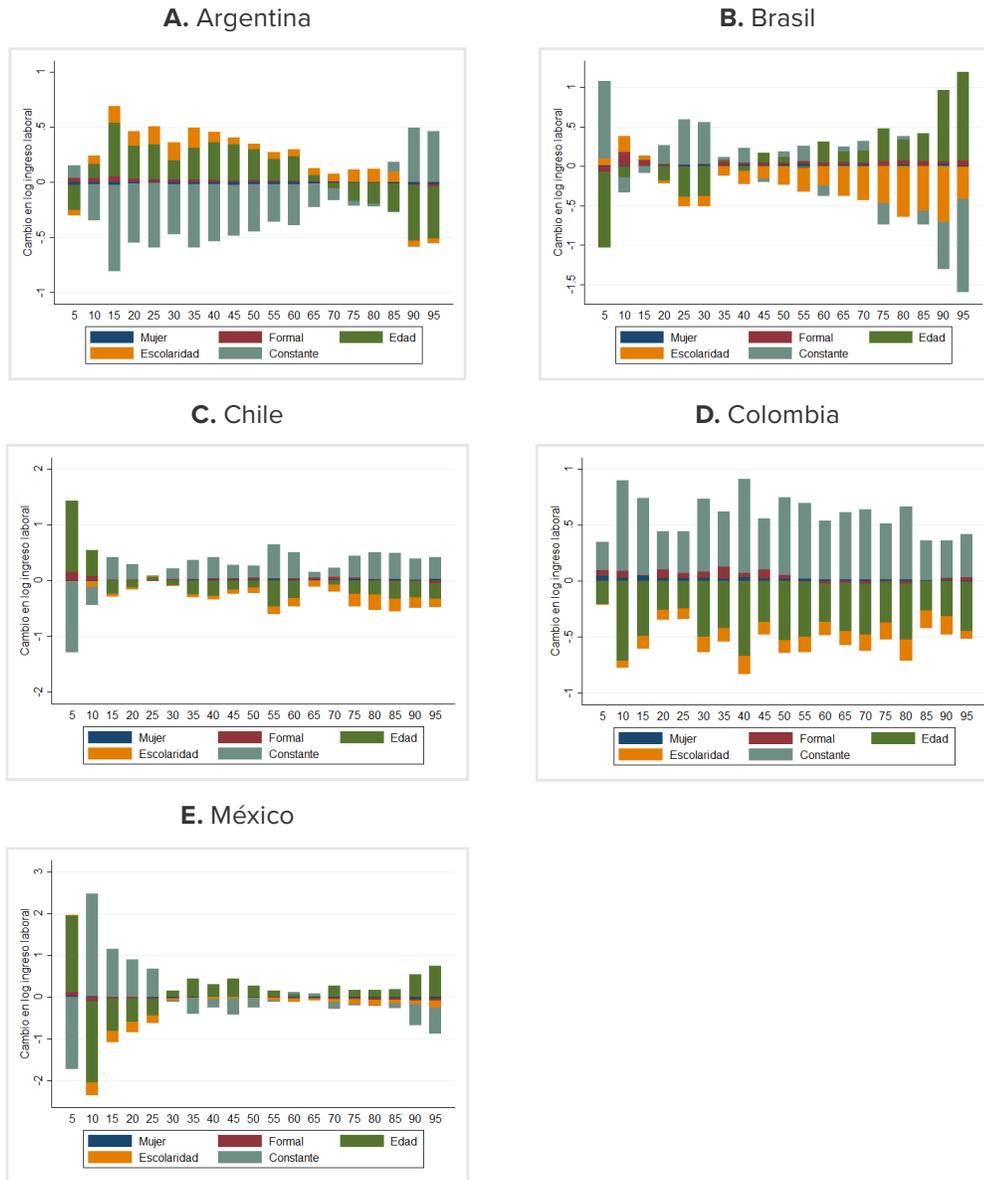
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México y Colombia, de 2012 a 2020. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad. El factor de expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A10: Descomposición detallada: efecto composición, 2012–2019. Ingresos laborales por hora



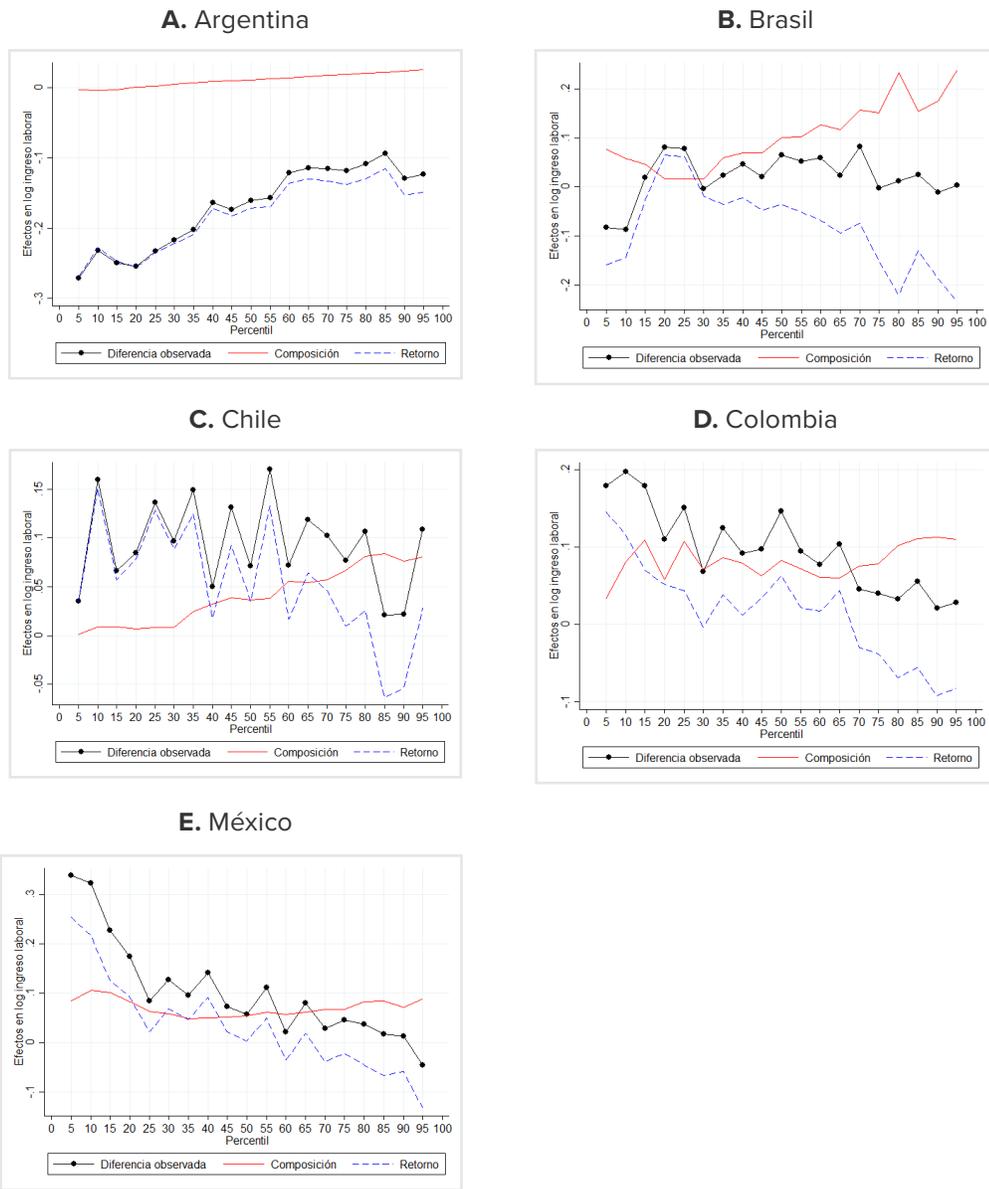
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad. El factor expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A11: Descomposición detallada: efecto retorno, 2012–2019



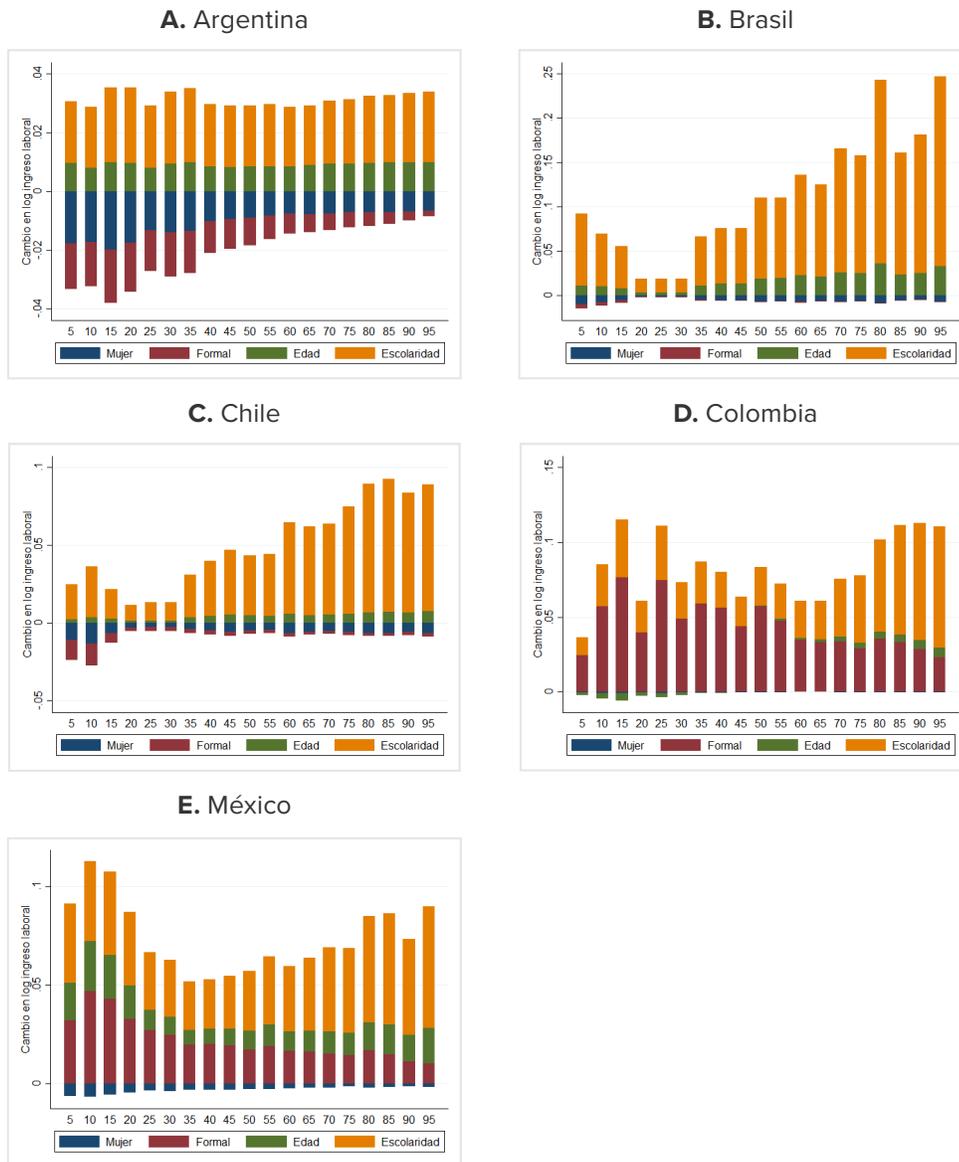
Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres y trabajadores formales, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para los años de escolaridad y la edad. El factor expansión empleado es el factor de la encuesta multiplicado por la cantidad de horas trabajadas.

Gráfico A12: Resultados de la descomposición usando variables categóricas para la escolaridad, 2012–2019



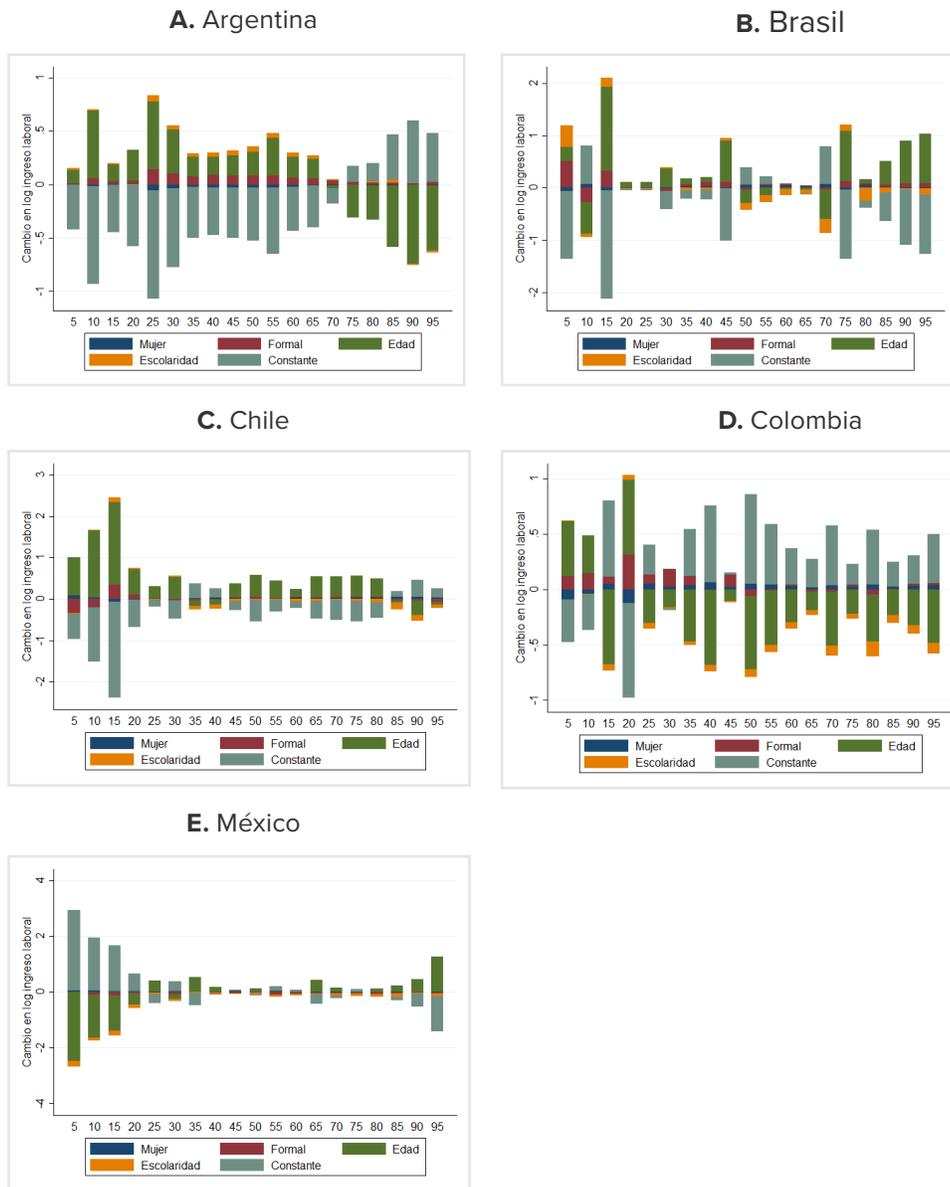
Notes: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres, trabajadores formales, niveles educativos medio y alto, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para la edad.

Gráfico A13: Descomposición detallada usando variables categóricas para la escolaridad: efecto composición, 2012–2019



Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres, trabajadores formales, niveles educativos medio y alto, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para la edad.

Gráfico A14: Descomposición detallada usando variables categóricas para la escolaridad: efecto retorno, 2012–2019



Notas: Cálculos de los autores usando microdatos para cada país. La muestra se limitó a las personas de entre 18 y 65 años de edad y a los trabajadores con ingresos positivos. Para Chile, la diferencia es de 2013 a 2017 y para México de 2012 a 2018. El modelo incluye variables categóricas para mujeres, trabajadores formales, niveles educativos medio y alto, y términos lineales, cuadráticos y cúbicos para la edad.