



Universidad de
SanAndrés

Universidad de San Andrés
Departamento de Economía
Maestría en Economía

**Desigualdad, retornos a la educación, y paradoja del progreso
en América Latina 2012-2019**

Patricio Larroulet

38.369.829

Mentora: Nora Lustig

Victoria, Buenos Aires

Argentina

3 de Mayo 2023

Tesis de Maestría en Economía de

Patricio Larroulet

Desigualdad de ingresos laborales, retornos a la educación, y paradoja del progreso en América Latina 2012-2019

Resumen

Durante la segunda década de 2010 se observaron signos de agotamiento en la reducción de la desigualdad experimentada durante la primera década de 2000 en las cinco mayores economías de América Latina. Entre 2012 y 2019, la desigualdad de ingresos laborales aumentó en Argentina, cambió muy poco en Brasil y disminuyó en Chile, Colombia y México. Utilizando la descomposición RIF, este trabajo estima la contribución de los cambios en las características y los retornos al cambio en la desigualdad del ingreso laboral y evalúa la persistencia de la paradoja del progreso en el período 2012-2019. Los resultados sugieren que las características tienen un efecto desigualador en todos los países. En particular, la principal fuerza desigualadora son los años de escolaridad, por lo cual, parecería que la paradoja del progreso sigue siendo un fenómeno relevante en la dinámica de la desigualdad de ingresos laborales. Los retornos a las características son igualadores en todos los países con excepción de Argentina.

Palabras claves: Desigualdad; Ingresos laborales; Descomposición RIF; América Latina

Abstract

During the second decade of 2010, there were signs of exhaustion in the inequality reduction experienced during the first decade of 2000 in the five largest economies of Latin America. Between 2012 and 2019, labor income inequality increased in Argentina, changed very little in Brazil, and decreased in Chile, Colombia, and Mexico. Using RIF decomposition, this paper estimates the contribution of changes in characteristics and returns to the change in labor income inequality and assesses the persistence of the progress paradox during the period 2012-2019. The results suggest that the characteristics have an unequalizing effect in all countries. In particular, the main unequalizing force is the years of schooling; therefore, the paradox of progress continues to be a relevant phenomenon for the dynamics of labor-income inequality. The returns to characteristics were equalizing in all the countries except Argentina.

Keywords: Inequality; Labor income; RIF decomposition; Latin America.

JEL: D31; D63; I24; J31; O54

Tesis de Maestría en Economía de

Patricio Larroulet¹

Desigualdad de ingresos laborales, retornos a la educación, y paradoja del progreso en América Latina 2012-2019

Introducción

La desigualdad es una característica saliente de América Latina, tanto por sus niveles como por su persistencia. En los últimos treinta años, la desigualdad tuvo, al menos, tres etapas marcadas de comportamiento diferencial. La década de los noventa y el principio de los años 2000 mostraron un incremento de la desigualdad entre puntas para 8 países de la región (Argentina, Bolivia, Costa Rica, Honduras, Paraguay, República Dominicana, Uruguay, y Venezuela), mientras que los restantes 9 se mantuvieron prácticamente sin cambios (Figura 1, Panel A). Este comportamiento se debe al conjunto de reformas estructurales llevadas a cabo principalmente a principio de los noventa (Campos Vázquez et.al, 2016; Gasparini & Lustig, 2011) y a las crisis sociales y económicas que ocurrieron en varios países de la región a principios del siglo XXI.

En contraste, luego de las crisis a principios de los 2000, la desigualdad empezó a mostrar un cambio de tendencia. A partir del año 2002-2003, la desigualdad de ingresos comenzó a descender de forma sistemática para todos los países de América Latina. Tal como puede apreciarse en el Panel b de la Figura 1, todos los países de la región (para los que hay datos disponibles y fiables) redujeron la desigualdad por ingresos entre c.2002-c.2012. Tanto en países de alta desigualdad (Brasil) como en países de baja desigualdad (según los estándares de América Latina) (Argentina); países de rápido crecimiento (Chile y Perú) y países de lento crecimiento (Brasil y México) (López-Calva y Lustig, 2010). Como resultado, el Gini promedio del ingreso per cápita familiar de la región paso de 0.514 a principios de los 2000 a 0.476 en 2012 (SEDLAC, 2022).

La mejora distributiva de la desigualdad de ingresos durante la primera década de los 2000 fue impulsada por cuatro factores: En primer lugar, una mejora más pronunciada de los ingresos laborales para los trabajadores de menores ingresos que explicó casi dos tercios del cambio total en la desigualdad (Azevedo, Inchauste y Sanfelice, 2013). En segundo lugar, los retornos a la educación secundaria cayeron de forma sistemática, lo cual implicó una caída

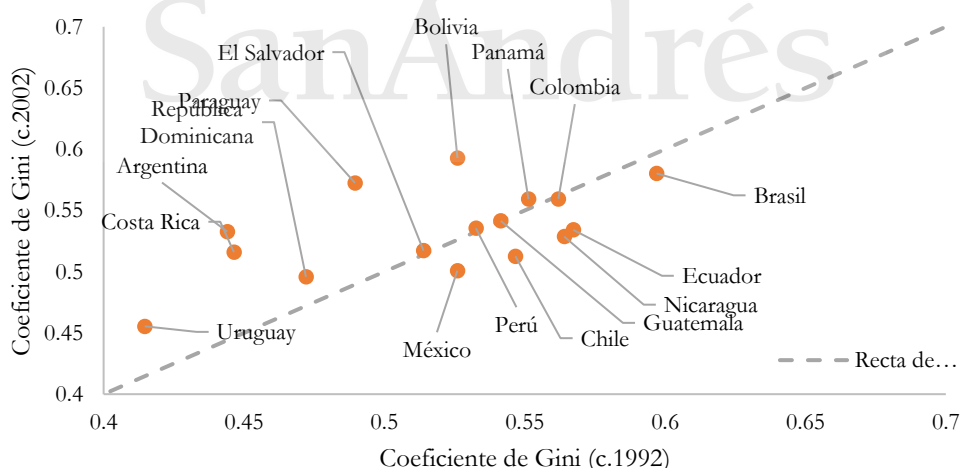
¹ Quisiera agradecer a mi mentora, Nora Lustig, una de las personas más brillantes para pensar sobre la problemática de la desigualdad, la pobreza y la incidencia fiscal en América Latina. Sin su apoyo hubiera sido imposible completar este trabajo. No solo estoy en deuda por eso sino por las infinitas interacciones que hemos tenido en los últimos 3 años. Ojalá pueda devolverle algo de todo lo que me ha brindado. Además, quisiera darle las gracias a mi compañera de vida, Caterina Brest López, quien ha sido increíblemente importante durante los últimos años. Sin su amor y apoyo incondicional todo sería mucho más difícil en mi vida. También agradezco profundamente a Martin Rapetti, otro de mis mentores, quien me dio todo su apoyo para iniciar y completar la maestría en Economía en la Universidad de San Andrés. Voy a estar siempre en deuda con él por su ayuda y por todo lo que me ha enseñado. De modo similar, quiero agradecerle a mis colegas y amigos Alejo Sorrentino, Juan Delich, Gabriel Palazzo, Pablo Carreras Mayer, Ramiro Albrieu, Lautaro Carrizo, Lucio Wasserman, Franco Malpassi, Joaquín Campabadal y Facundo Pernigotti. Cada uno de ellos me ha ayudado a mejorar este trabajo, a ser mejor economista, y, más importante aún, a divertirme y no volverme loco en estos últimos largos años. Por último, quisiera agradecer a Luis-Felipe López Calva, Raymundo Campos-Vázquez, Carola Pessino, Alma Santillan y Graciele Pereyra quienes han contribuido a este documento de diferentes maneras a este trabajo en sus diferentes etapas de realización.

en la desigualdad salarial entre los trabajadores más calificados (más que secundaria completa) y aquellos menos calificados (menos que secundaria completa) (López-Calva y Lustig 2011; y Cord et.al 2017; López Calva y Lustig, 2010; Acosta et.al, 2019). Vale destacar que este efecto igualador ha sido parcialmente morigerado por el efecto desigualador de las características (*endowments*), en particular, el acceso a la educación. Si bien intuitivamente se piensa que la mejora en el acceso a la educación tiene un efecto igualador sobre los ingresos laborales, dado que iguala oportunidades para quienes acceden a ella, la evidencia empírica sugiere lo contrario: hay una correlación positiva entre años de escolaridad alcanzados y desigualdad salarial. Este resultado paradójico ha sido uno de los más importantes dentro de los análisis de descomposición del cambio en la desigualdad y es conocido en la literatura como la “paradoja del progreso” (Bourguignon, Lustig, and Ferreira, 2004; Beccaria, Maurizio, and Vázquez, 2015; Ferreira, Firpo, & Messina, 2022).

El tercer factor fue la mejora en el acceso y generosidad de las transferencias directas que se volvieron herramientas utilizadas por la mayoría de los países de la región en la lucha contra la pobreza (Azevedo, Inchauste y Sanfelice, 2013; López Calva y Lustig, 2010). Por último, el cuarto factor es el ciclo alcista en el precio de las materias primas que, mediante el incremento en los valores exportados, permitió recaudar fondos a los gobiernos y volcarlos en programas recaudar fondos a los gobiernos y volcarlos en programas recaudar fondos a los gobiernos y volcarlos en programas recaudar fondos a los gobiernos y volcarlos en programas recaudar fondos a los gobiernos y volcarlos en programas recaudar fondos a los gobiernos y volcarlos en programas de transferencia directa y subsidios económicos a los hogares.

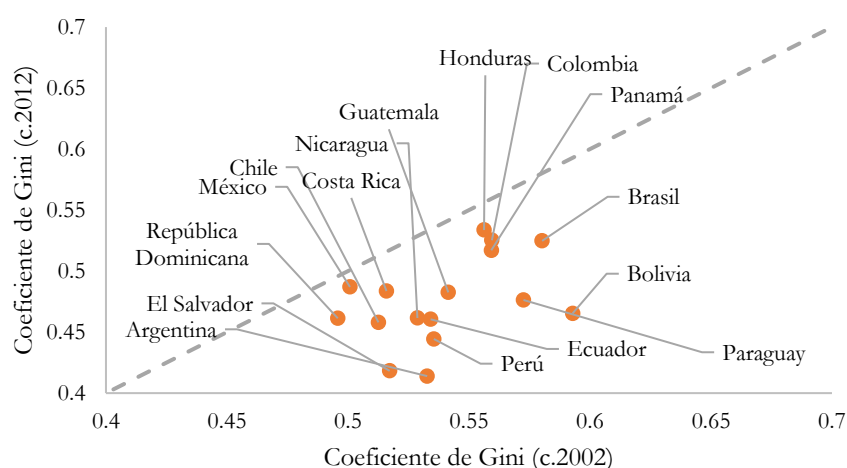
Figura 1. Cambios en la desigualdad por país y por subperiodo, *circa* 1990-2017 (coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar)

A. Coeficiente de Gini circa 1992-2002



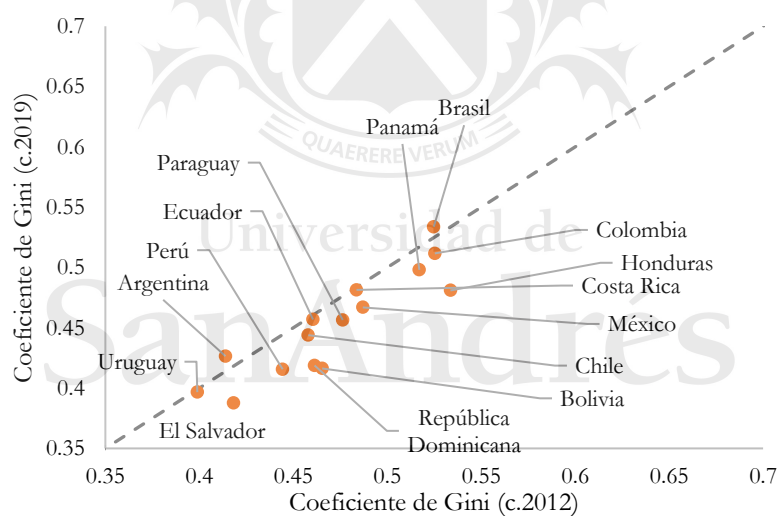
Nota: La línea punteada representa la diagonal de 45 grados. Los años utilizados fueron: Argentina: 1992-2002 (población urbana); Bolivia: 1997-2002; Brasil: 1993-2002; Chile: 1992-2003; Colombia: 2001-2002; Costa Rica: 1992-2002; República Dominicana: 1996-2002; Ecuador: 1995-2003; El Salvador: 2000-2002; Guatemala: 2000-2000; Honduras: 1992-2002; México: 1992-2002; Nicaragua: 1993-2001; Panamá: 1995-2002; Paraguay: 1995-2002; Perú: 1997-2002; Uruguay: 1992-2002; Venezuela: 1992-2002.

B. Coeficiente de Gini circa 2002-2013



Nota: La línea punteada representa la diagonal de 45 grados. Los años utilizados fueron: Argentina: 2002-2012 (población urbana); Bolivia: 2002-2012; Brasil: 2002-2012; Chile: 2003-2013; Colombia: 2002-2012; Costa Rica: 2002-2012; República Dominicana: 2002-2012; Ecuador: 2002-2012; El Salvador: 2002-2012; Guatemala: 2000-2014; Honduras: 2002-2012; México: 2002-2012; Nicaragua: 2001-2014; Panamá: 2002-2012; Paraguay: 2002-2012; Perú: 2002-2012; Uruguay: 2002-2012

C. Coeficiente de Gini circa 2012-2019



Nota: La línea punteada representa la diagonal de 45 grados. Los años utilizados fueron: Argentina: 2012-2019 (población urbana); Bolivia: 2012-2019; Brasil: 2012-2019; Chile: 2013-2017; Colombia: 2012-2019; Costa Rica: 2012-2019; República Dominicana: 2012-2019; Ecuador: 2012-2019; El Salvador: 2012-2019; Honduras: 2012-2019; México: 2012-2018; Panamá: 2012-2019; Paraguay: 2012-2019; Perú: 2012-2019; Uruguay: 2012-2019.

Fuente: Elaboración propia basado en Lustig (2020). SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial). Actualización de diciembre 2022; consulta realizada el 28 de abril de 2023.

El ciclo ascendente del precio de las materias primas terminó alrededor de 2012 y a partir de entonces comenzaron a surgir indicios de agotamiento en la caída de la desigualdad de ingresos en todo América Latina. Ocurrieron reducciones en el ritmo de caída de la desigualdad (Chile, Perú y Colombia), tanto como estancamientos (Uruguay, Ecuador y Brasil) e, incluso, incrementos en la desigualdad (Argentina) (Panel C, Figura 1). Como puede notarse, las cinco economías de mayor envergadura en la región experimentaron trayectorias

divergentes en materia de desigualdad. En Argentina, la desigualdad incremento entre 2012 y 2019, pasando de 0.414 a 0.426. En Brasil, esta se mantuvo prácticamente igual entre 2012 y 2019. Comenzó el período con un Gini 0.533 (2012) y lo terminó con este indicador en 0.534 (2019). Por contrario, Colombia, México y Chile, presentaron reducciones muy magras de la desigualdad entre 2012-2019. En el caso de Colombia, el coeficiente de Gini cayó de 0.525 en 2012 a 0.512 en 2019. En Chile mostró una caída desde 0.458 en 2012 a 0.444 en 2019. Por último, en México, el Gini paso de 0.487 a 0.467 en el período 2012-2019 (SEDLAC, 2022).²

Estos patrones diferenciales en el cambio de la desigualdad entre puntas presentan un rasgo común en 4 de los 5 países Con excepción de México, el período c.2012-c.2015 presentó una caída de la desigualdad (en Brasil, Chile y Colombia mayor a 1 p.p) mientras que luego de eso, en el período c.2015-c.2019, la desigualdad creció en todos los países. Como puede notarse en la Tabla 1, el aumento del Gini es más pronunciado en Argentina y Brasil donde es mayor a 1 p.p. En Chile y Colombia, el aumento es cercano a 0, por lo cual, lo más acertado sería afirmar que la desigualdad se mantuvo sin cambios significativos durante el período c.2015-c.2019.

Tabla 1. Gini del ingreso per-cápita familiar por país

Año	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México
2012	0.414	0.533		0.525	0.487
2013	0.412	0.526	0.458	0.525	
2014	0.413	0.519		0.524	0.487
2015		0.518	0.443	0.509	
2016	0.420	0.532		0.504	0.477
2017	0.414	0.532	0.444	0.496	
2018	0.415	0.538		0.503	0.467
2019	0.426	0.534		0.512	
<i>c.2015-2012</i>	-0.001	-0.015	-0.015	-0.017	0.000
<i>c.2019-c.2015</i>	0.014	0.016	0.001	0.003	-0.020

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC (2022). Los datos de Argentina corresponden al promedio de los 2 semestres del año. En Brasil, los datos usados son los de la PNADC.

Notas:

1) Años utilizados para la diferencia c.2015-2012 y c.2019-2015:

Argentina: 2012, 2014 y 2019.

Brasil: 2012, 2015 y 2019.

Chile: 2013, 2015 y 2017.

Colombia: 2012, 2015 y 2019.

México: 2012, 2014, y 2018.

2) El año 2016 en Argentina incluye solo el segundo semestre.

² La caída de la desigualdad en Colombia, Chile y México es estadísticamente significativa al 5%. En Brasil, la desigualdad no se modificó. El intervalo de confianza para las estimaciones puntuales de 2012 y 2019 son iguales (0.531-0.536). Por último, el aumento de la desigualdad en Argentina también es estadísticamente significativo.

En síntesis, tomando las puntas del período (circa 2012 y circa 2019), la desigualdad de ingresos laborales cayó en Chile, Colombia y México, se mantuvo constante en Brasil, y aumentó en Argentina. En todos los casos, la desigualdad alternó entre subas y bajas interanuales a lo largo del período. Dada esta heterogeneidad en la dinámica en la desigualdad durante la segunda década de los 2000, cabe preguntarse si la narrativa sobre las tendencias del mercado de trabajo que se construyó sobre el período 2002-2012 se ha modificado o no. Los trabajos que han explorado el período 2012-2019 son menos y la mayoría de ellos cubre hasta el año 2015 o 2017 (Gasparini et al. 2016 y 2018, Amarante 2016, Busso & Messina 2020, y Cord et.al, 2017). Además, hasta donde se ha podido relevar sobre la literatura existente, no hay un trabajo que realice un análisis de descomposición de la desigualdad para separar el aporte de los retornos y las características al cambio en la desigualdad para el período posterior a la finalización del ciclo alcista de precios de materias primas³.

Por tal motivo, este trabajo analiza la existencia de este presunto cambio de tendencia en la dinámica de la desigualdad y busca entender los determinantes próximos detrás de este proceso. Para ello, se enfoca en analizar el cambio en la desigualdad de los ingresos laborales que es el principal factor explicativo de la dinámica de ingresos totales. Estudios recientes para la región muestran que estos ingresos representan el 73% de los ingresos totales (Busso & Messina, 2020) y estudios para el período 2002-2012 sugieren que explican, en promedio, 60% de los cambios en la desigualdad de ingresos totales.

Las preguntas que se abordan aquí son las siguientes: (i) ¿Cuál fue la contribución de la educación, la formalidad, y el género en el cambio de la desigualdad durante el período 2012-2019?; (ii) ¿La paradoja del progreso sigue siendo un fenómeno relevante para explicar la desigualdad de ingresos laborales?; (iii) ¿Cuál fue la evolución de estos factores (acervos y retornos) luego de 2012?

Para ello, se utiliza una extensión del método de descomposición de Oaxaca-Blinder que separa la contribución de las características y los retornos a esas características, empleando el procedimiento de la función de influencia recentrada (RIF, por sus siglas en inglés) propuesto por Firpo et al. (2009). Con este proceso, es posible descomponer los cambios en los ingresos laborales en dos componentes: Uno que responde a las modificaciones en las características, como por ejemplo la mejora en el acceso a la educación y/o la incorporación de la mujer al mercado de trabajo, y otro que refleja los cambios en los retornos a esas características. Los resultados de la descomposición RIF sugieren que, en todos los países analizados, las características tuvieron un efecto desigualador, mientras que los retornos a las características han tenido un efecto igualador en todos los países, con excepción de Argentina, donde han sido desigualadores.

La contribución igualadora de los retornos a la educación se explica por una caída de la prima a la educación. Para analizar si este patrón de los retornos educativos responde a cambios en la oferta o modificaciones en la demanda, se utiliza la descomposición de Bound y Johnson

³ En el capítulo 8 de Busso & Messina (2020) se analizan los cambios en las primas salariales de educación y experiencia, pero no se analiza el rol de estos componentes, ni de los endowments, sobre el cambio en la desigualdad. Además, este trabajo cubre el período hasta el año 2017.

(1992) que permite descomponer los cambios en los retornos a la educación en la contribución de factores relacionados a la oferta de calificaciones, y, por otro lado, factores vinculados a la demanda de calificaciones (junto a otros factores institucionales que afectan los retornos a la educación).

Adicionalmente, se analizan la hipótesis alternativa de que los cambios ocurridos en los retornos a la educación respondan a algún fenómeno específico en el segmento de trabajadores más jóvenes que ingresaron al mercado de trabajo en los últimos años, tal como se explora en Campos-Vázquez, López-Calva y Lustig (2016) para México. Una hipótesis plausible sería que los nuevos ingresantes al mercado de trabajo hayan recibido una peor educación terciaria y que ello determine un menor retorno a esas habilidades adquiridas (educación terciaria degradada). Otra hipótesis posible es que las habilidades obtenidas en la educación terciaria por los nuevos ingresantes estén desacopladas de aquellas demandadas por el mercado (desacople de habilidades). En ambos casos, al ingresar mercado de trabajo, el retorno de los trabajadores con educación terciaria sería menor que el obtenido por sus pares de cohortes anteriores.

Para analizar la verosimilitud de estas hipótesis, se utiliza la descomposición de Datt-Ravallion que permite descomponer el cambio en la pobreza entre un componente de crecimiento asociado a un sendero de crecimiento balanceado (i.e crecen los ingresos de los hogares, pero no cambia la distribución del ingreso), y un componente de redistribución (i.e cambio en la forma de la distribución de ingresos laborales, manteniendo constantes el ingreso medio). En este trabajo, en vez de usar la línea de pobreza como umbral para definir el cambio, se utiliza el ingreso medio de los trabajadores calificados en el año inicial (circa 2012). De este modo, el cambio en la proporción de trabajadores con ingresos menores al ingreso medio de los trabajadores calificados en 2012 puede ser descompuesto en un componente que aglutina el efecto de movimientos de la distribución entera (efecto crecimiento) y otro que representa el cambio en la forma de la distribución de ingresos laborales (efecto redistribución). Si alguna de las hipótesis expuestas jugó un rol en los cambios de la desigualdad laboral, entonces deberíamos ver que la forma de la distribución de ingresos es el factor más relevante para explicar el cambio en la proporción de trabajadores con ingresos menores al ingreso medio de los trabajadores en el año base.

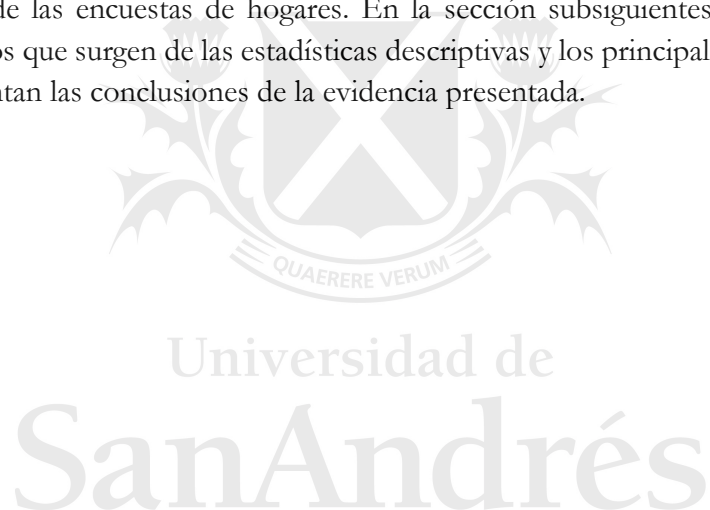
De modos similar, si la hipótesis de educación terciaria degradada en los nuevos ingresantes al mercado de trabajo, o la hipótesis de desacople entre habilidades ofrecidas y demandadas en el mercado de trabajo, explica el cambio en la desigualdad de ingresos laborales entre c.2012 y c.2019, entonces la desigualdad de ingresos laborales debería comportarse distinto en los trabajadores más jóvenes respecto a los de mayor edad. Para analizar esta posibilidad, se analiza el cambio de la desigualdad por grupos de edad para el período c.2012-c.2019.

Este trabajo aporta a la literatura sobre desigualdad de ingresos laborales y retornos a la educación de tres maneras. En primer lugar, provee evidencia sobre la dinámica de la desigualdad de ingresos laborales y los retornos a la educación en un período hasta ahora muy poco estudiado para América Latina que es 2012-2019. En segundo lugar, integra varios métodos de descomposición previamente utilizados en otros artículos, pero nunca integrados en un solo trabajo. Por último, aporta evidencia sobre la persistencia de dos hechos estilizados que caracterizaron la dinámica de la desigualdad en América Latina durante la

primera década de los dos mil: (i) la paradoja del progreso (Bourguignon, Lustig, and Ferreira, 2004; Beccaria, Maurizio, and Vázquez, 2015; Ferreira, Firpo, & Messina, 2022); (ii) la caída en los retornos a la educación (López-Calva y Lustig, 2010).

Los resultados de este estudio tienen algunas limitaciones, en cuanto están basados en información de encuestas de hogares sujetas a los típicos problemas de subdeclaración y ausencia de ingresos muy altos, y limitados por problemas de comparabilidad entre países. Sin desconocer estas debilidades, existe una extensa literatura que considera que la información de las encuestas de hogares es útil para obtener resultados ilustrativos del orden de magnitud de las disparidades económicas en el mundo y de la dirección de los cambios recientes (Deaton, 1997). Sumado a esto, vale destacar que, aunque estas descomposiciones no permiten la identificación de efectos causales, son una herramienta útil para identificar regularidades empíricas y es útil para cuantificar las contribuciones a los cambios en la desigualdad en cada país.

El resto del trabajo es ordenado de la siguiente manera: La sección siguiente presenta la metodología del trabajo. Luego se describen los datos utilizados y los procesos de armonización de las encuestas de hogares. En la sección subsiguientes se describen los hechos estilizados que surgen de las estadísticas descriptivas y los principales resultados. Por último, se presentan las conclusiones de la evidencia presentada.



Metodología

La desigualdad de ingresos laborales se ve afectada por dos factores principales: la distribución de las características (observables y no observables) entre los trabajadores y los retornos que obtienen cada una de esas características. Estos grupos de factores son los que vamos a tratar de separar en el ejercicio presentado.

Los retornos obtenidos a las características de los trabajadores son un resultado de mercado. Como tales, dependen de la interacción entre oferta y demanda de trabajo junto a un número importante de instituciones que regulen el mercado de trabajo. Las aquí llamadas “características” son el producto de un conjunto múltiple de factores. Por un lado, están aquellas características cuya distribución responde a motivos aleatorios para cada trabajador como el lugar de nacimiento, etnia, o el talento. Por otro lado, están los rasgos asociados a las decisiones de los individuos como el ingreso al sistema educativo, o la decisión de cuantos años de escolaridad realizar. Finalmente, hay otro conjunto de características que están vinculados a las políticas seguidas por los países, por ejemplo, ampliar el acceso a la educación o incentivar la participación femenina en el mercado de trabajo.

Para separar la contribución de las características y los retornos a las características, la literatura ha utilizado diferentes procedimientos de descomposición. Aquí se utiliza el método llamado 'función de influencia recentrada' (RIF) propuesto por Firpo et al. (2009) para descomponer los efectos en características y efectos de los retornos. En la descomposición tradicional Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), partiendo de un modelo de regresión lineal sobre la media, la diferencia de medias entre dos grupos (0 y 1) se puede descomponer de la siguiente forma:

$$\Delta \bar{Y} = \beta_0(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) - (\beta_1 - \beta_0)\bar{X}_1$$

El primer término refiere a la parte de la diferencia de medias entre los grupos explicada por las diferencias en las características de los grupos 0 y 1, mientras que el segundo término refiere a la parte de la diferencia explicada por la diferencia en los retornos a las características.⁴

El procedimiento de descomposición usando la función de influencia recentrada RIF es una extensión de la descomposición de Oaxaca-Blinder. La diferencia es que la variable dependiente, Y , se reemplaza por la función de influencia recentrada de Y . Firpo et al. (2018) muestran que el procedimiento RIF es equivalente a una regresión por cuantiles incondicional simple. Muestran que $E(RIF(v, Y)|X) = X\beta^v$, donde β^v representa el efecto marginal de X en el estadístico v calculado con los datos Y . De este modo, si tomamos como estadístico de interés el cuantil 25 de la distribución de salarios, entonces $\beta^{v=\text{cuantil } 0.25}$ representa el efecto de cambios marginales en X sobre el cuantil 25 de la distribución de ingresos laborales. Como se mencionó, la ventaja de este método es que permite descomponer las contribuciones de retornos y características no solo la media, como en la descomposición de Oaxaca-Blinder, sino también de cualquier otro estadístico de interés.

⁴ Vale notar que el supuesto para llegar a esta descomposición es que el contrafactual del grupo del grupo 1 es lineal y toma la siguiente forma: $\beta_1 X_2$.

En este trabajo, se utiliza la diferencia en el ingreso laboral promedio entre el año más cercano a 2012 y el año más cercano a 2019⁵ para cada cuantil de la distribución de ingresos laborales, utilizando segmentos de 1 por ciento. Por tanto, calculamos esta diferencia para los percentiles 1 a 99 y luego realizamos la descomposición. El proceso es el siguiente: se estima la regresión RIF para cada cuantil en el año inicial y final y, con los parámetros estimados, se realiza la descomposición básica de Oaxaca-Blinder para la diferencia de ingresos en cada cuantil. Formalmente, se calcula lo siguiente:

$$\hat{v}(Y_1) - \hat{v}(Y_0) = \hat{\beta}_0^v(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) + \bar{X}_1(\hat{\beta}_1^v - \hat{\beta}_0^v)$$

donde 1 es el año final y 0 es el año inicial. En este trabajo, el año inicial 2012⁶ debido a que es a partir de este momento que la CEPAL fija el final del superciclo de las materias. El año final es 2019 por ser el último año disponible previo a la pandemia. Las variables incluidas en la matriz X son: una variable binaria de sexo; variable binaria de formalidad; años de escolaridad; y edad, edad al cuadrado y al cubo. El primer término, $\hat{\beta}_0^v(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)$, muestra el efecto de las características sobre el cambio en el estadístico de interés $v(Y)$ y el término $\bar{X}_1(\hat{\beta}_1^v - \hat{\beta}_0^v)$ representa el efecto de los retornos o los efectos de precio a las características observables incluidas en X, así como a las que no observables. Con este método, podemos descomponer todas las curvas de incidencia del crecimiento del ingreso laboral (Ravallion y Chen, 2003) en dos curvas: el componente de características y el componente de retornos o retornos relativos.

Luego, con los resultados obtenidos, se exploran diferentes factores que puedan dar cuenta de los efectos estimados que tuvieron retornos y características sobre la desigualdad de ingresos laborales. Para ello, inicialmente se aplica el método de descomposición de Bound y Johnson (1992) para describir los cambios en las primas salariales. Asumiendo una función de producción de elasticidad de sustitución constante (CES) formada por dos insumos, trabajo calificado “S” (más que secundario completo) y no calificado “U” (menos que secundario completo), las condiciones de primer orden que se obtiene del problema de optimización de la firma es la siguientes:

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

Donde σ_{SU} es la elasticidad de sustitución entre trabajadores calificados y no calificados y λ_t es el parámetro que captura el cambio tecnológico sesgado en cada período. Como puede apreciarse, el lado derecho de la ecuación muestra los cambios en los salarios relativos que provienen de cambios en las fuerzas competitivas, es decir, cambios en la oferta y la demanda relativa de trabajadores calificados $\left(\frac{1}{\sigma_{SU}} \log\left(\frac{S_t}{U_t}\right)\right)$. Si la cantidad de puestos de trabajo es constante a lo largo del tiempo, pero la cantidad de trabajadores con educación universitaria aumenta como proporción de la oferta laboral, entonces el salario será más bajo para los trabajadores calificados. Por otro lado, la demanda se relaciona con la forma en que las

⁵ En el caso de México se usa el año 2018, dado que la encuesta no está disponible para 2019. Lo mismo aplica para Chile donde se utiliza el año 2017.

⁶ Se utilizó también el año 2013 y 2014 como años iniciales y los resultados se mantienen inalterados.

empresas utilizan ciertos tipos de trabajadores. Si la demanda laboral está aumentando para los trabajadores con mayor educación y nada más cambia, esperamos un salario relativo más alto para ese grupo.

Los cambios en los retornos relativos también podrían provenir de cambios en la demanda de trabajo por modificaciones en los patrones comerciales, el grado de apertura de la economía o desarrollos tecnológicos, así como otros cambios que pueden provenir de cambios en fuerzas no competitivas como regulaciones laborales, salario mínimo o modificaciones de los regímenes sindicales. Los datos de encuestas de hogares solo muestran la oferta laboral, por lo cual, al aplicar este método, hay que computar el cambio en la demanda y en otros factores como como residuo.

Datos

Este trabajo comprende a 5 economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, y, México. Estos países fueron elegidos dado que son los más grandes de la región en términos de población, representando un 84.5% de la población total de América Latina en 2019 y, además, estos cuatro países suman el 84.8% del producto bruto interno de la región en 2019. Los datos extraídos corresponden a 143 encuestas de hogares en estos 5 países durante el período 2012-2019, que contienen información sobre salarios, horas de trabajo, educación y otras características socio demográficas de la población ocupada.

La fuente primaria de datos de este trabajo son las encuestas de hogares de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, y México. Las encuestas de hogares varían en su diseño y cobertura en los países de América Latina y, en varios casos, dentro de un mismo país también cambian a lo largo del tiempo. Debido a esto, se han realizado todos los esfuerzos posibles para que las estadísticas sean comparables entre países y a lo largo del tiempo utilizando definiciones similares de variables en cada país/año.

En Argentina, los datos utilizados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC). Esta cubre los 31 principales aglomerados urbanos. Esto representa aproximadamente un 60% de la población del total del país. La encuesta es trimestral y se utilizaron los datos agrupados de todos los años y trimestres disponibles entre el año 2012 y 2019. No obstante, por razones de comparabilidad el año 2015 no es parte de la muestra dado que en ese año la encuesta cuenta solo con la onda realizada a lo largo del primer trimestre. Los ponderados trimestrales están divididos por 4 para que el total de los 4 trimestres agrupados sea aproximadamente igual la cobertura promedio que tiene la encuesta cada año. El diseño de registro de esta base puede ser consultado [aquí](#).

La encuesta para el caso de Brasil es la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Continua (PNADC). Esta encuesta tiene cobertura urbano-rural y representa alrededor de 200 millones de personas al año. En la PNADC, los hogares seleccionados para la muestra son encuestados una vez al trimestre, durante cinco trimestres consecutivos, y luego son retirados de la muestra. El esquema de rotación de la muestra de la PNAD Continua fue planificado para que cada trimestre haya hogares que estén siendo encuestados por 1ra, 2da, 3ra, 4ta, y 5ta vez. Por ello, la encuesta puede ser consultada en formato anual o trimestral. En el primer caso, la base resultante contiene la información de los individuos encuestados por primera, segunda, tercera, cuarta o quinta vez. En el formato trimestral, están todos los

hogares que han sido encuestados, sin importar el número de visita. Los datos aquí utilizados corresponden a la base anual con los individuos encuestados en la primera visita para todos los años entre 2012 y 2019. Para más información sobre la encuesta, ver [aquí](#).

En Chile, la encuesta utilizada es la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN). Esta encuesta la lleva adelante el Ministerio de Desarrollo Social de Chile desde el año 1985 y está disponible para los años 2013, 2015 y 2017. La cobertura es urbano rural y está diseñada para ser representativa a nivel nacional. Para más detalles sobre la encuesta, ver [aquí](#).

En Colombia la encuesta utilizada es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). Esta encuesta tiene frecuencia mensual y se divide en dos áreas geográficas "Cabecera" y "Resto". Para cada área geográfica hay 8 módulos separados de preguntas. Por lo tanto, para rearmar la encuesta anual, primero se deben agrupar los ocho módulos de microdatos mensuales que corresponden a Cabecera y Resto, y luego agrupar las 12 bases mensuales. Los ponderadores de la encuesta mensual fueron divididos por 12 para poder reflejar adecuadamente la cobertura promedio anual de la encuesta.

Finalmente, en el caso de México, la encuesta utilizada es la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). La ENIGH está disponible en intervalos de dos años desde el año 1991. Aquí utilizamos las rondas de 2012, 2014, 2016, 2018 y 2020. La encuesta incluye información detallada sobre medidas de ingresos (sueldos y salarios, ingresos de cuenta propia, intereses, rentas, dividendos, transferencias, remesas e ingresos de otras fuentes), características sociodemográficas de los miembros del hogar (edad, educación, género, educación) y gastos por tipo, riqueza y activos a nivel del hogar.

De las variables recolectadas en las encuestas hay tres que son particularmente problemáticas de armonizar entre países: (i) total de horas trabajadas de los trabajadores ocupados; (ii) ingresos laborales horarios; y (iii) nivel educativo alcanzado. En el caso de las horas trabajadas, el criterio utilizado en los cinco países es calcular la cantidad de horas mensuales trabajadas en todos los trabajos que tenga la persona encuestada. Mensualizar las horas trabajadas responde que, en general, los ingresos laborales se declaran en base mensual y, luego, para llevar a cabo los ejercicios empíricos de descomposición, es necesario calcular los ingresos laborales horarios. De este modo, resulta lo más apropiado ajustar las horas trabajadas para calcular el ingreso laboral horario como el cociente entre el ingreso laboral mensual y las horas trabajadas mensuales.

Las variables de educación responden a los sistemas educativos específicos vigentes en cada país. Por este motivo, se armonizaron los distintos niveles educativos siguiendo las clasificaciones de ISCED y complementando estas tablas de correspondencia con la armonización realizada en el proyecto del Banco Interamericano de Desarrollo llamado "Harmonización de las Encuestas de Hogares de América Latina".⁷

⁷ Banco Interamericano de Desarrollo (año de consulta), Encuestas de Hogares Armonizadas de América Latina y el Caribe. Para más información, ver el siguiente link: https://github.com/EL-BID/armonizacion_microdatos_encuestas_hogares_scl.

En el caso de la variable de ingresos, el criterio general fue tomar en cuenta el ingreso laboral total -monetario y no monetario- recibido por cada trabajador, considerando tanto la ocupación principal como el ingreso de otras ocupaciones. La medida de ingresos laborales de todas las encuestas incluye a los ingresos de trabajadores asalariados y por cuenta propia, tanto en el sector formal como en el informal⁸. La razón de tomar ingreso laboral total y no solo el ingreso de la ocupación principal proviene de que en países como Argentina donde el nivel de actividad ha fluctuado mucho en el período analizado, es importante considerar los ingresos laborales de trabajos secundarios. En particular, en los centiles más pobres, estos ingresos pueden ser de suma relevancia cuando la fuente principal de ingreso laboral se ve afectada por el ciclo económico.⁹

Siguiendo a Campos-Vázquez, Lustig, y López-Calva (2016) y Campos-Vázquez y Lustig (2017), restringimos la muestra a personas de 18 a 65 años que tienen respuestas totalmente coherentes sobre ingresos y educación. A su vez, para reducir los problemas de captación de ingresos en las colas de la distribución, se eliminaron los ingresos por debajo y por encima del percentil 1 y 99 del ingreso total laboral tal como se hace en Campos-Vázquez, Lustig, y Scott (2022), Campos-Vázquez, Esquivel y Lustig (2012), y Campos-Vázquez y Lustig (2017).

Por último, la clasificación de trabajadores calificados y no calificados está basada en el máximo nivel educativo alcanzado por cada trabajador. Los trabajadores calificados se definen como aquellos con alguna educación terciaria (ya sea completa o incompleta), mientras que los trabajadores no calificados abarcan a los trabajadores con un diploma de escuela secundaria o un nivel educativo inferior.



Universidad de
San Andrés

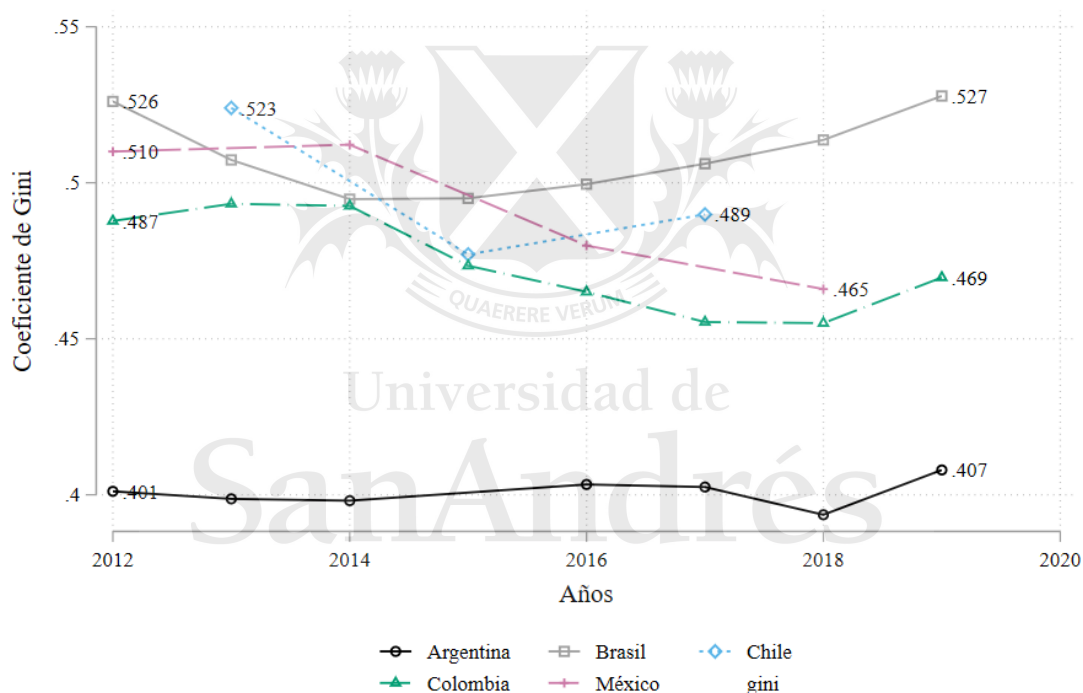
⁸ En el apéndice 1 se pueden consultar cada uno de los conceptos incluidos en la definición de ingresos laborales.

⁹ De modo similar, se eligió el ingreso laboral horario y no el mensual debido a que la fluctuación de las horas trabajadas tiende a ser mayor en países donde fluctúa mucho el nivel de actividad. Usar el ingreso laboral mensual llevaría a sobreestimar los cambios en las remuneraciones obtenidas producto de las fluctuaciones de corto plazo.

Resultados

Como fue mencionado, durante la primera década del 2000, la desigualdad de los ingresos laborales cayo de forma sistemática en todo América Latina (Azevedo et al. 2013; Messina y Silva, 2017 y 2021; Tornarolli, Ciaschi, y Galeano, 2018; Buso y Mesina, 2020; López-Calva, y Lustig, 2010; Lustig, 2020; Fernández Sierra y Serrano, 2022). Luego, con el fin del ciclo de las materias primas, surgió una heterogeneidad marcada en cuanto a la desigualdad de ingresos laborales. La Figura 2 muestra la evolución del coeficiente de Gini del ingreso laboral horario en el período 2012-2019. En el caso de Argentina la desigualdad incremento entre 2012 y 2019, con una suba entre 2014 y 2016 y entre 2018 y 2019. En Brasil, luego de una inicial caída (2012-2014), la desigualdad desde 2015, y hasta 2019, incremento quedando en niveles prácticamente iguales a los que presentaba en 2012. Colombia, México y Chile, por contrario, presentaron reducciones de la desigualdad entre 2012-2019. No obstante, los últimos dos países mostraron subas y bajas de la desigualdad dentro del período.

Figura 2. Evolución del coeficiente de Gini del ingreso laboral horario.



Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, y ENIGH.

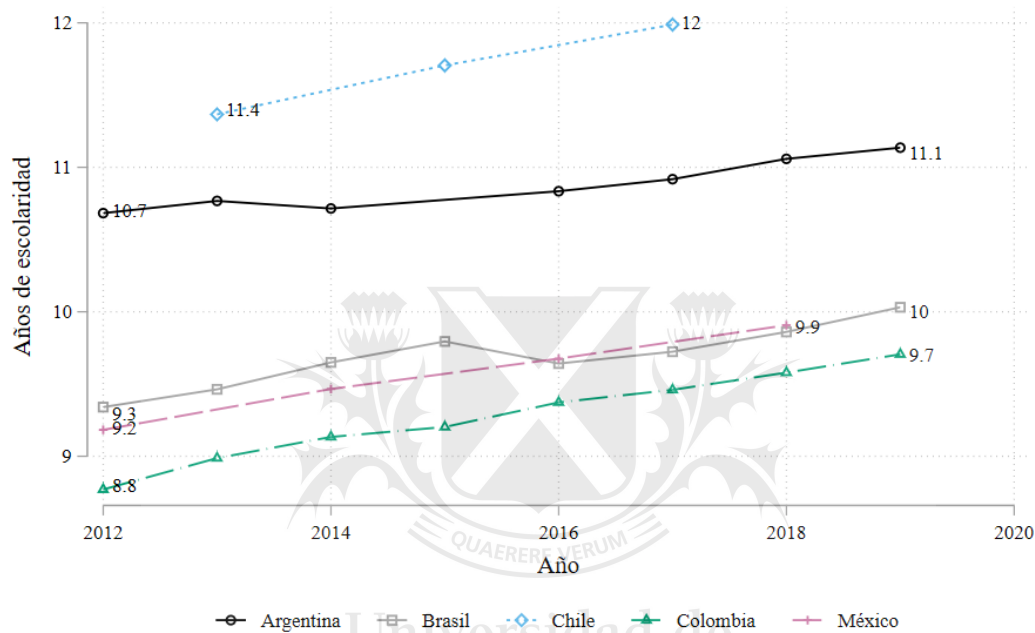
Nota: Para ver las definiciones de ingreso laboral ver Tabla A1 y A2 en el Apéndice del trabajo.

La dinámica de la desigualdad fue concomitante a movimientos erráticos de los ingresos laborales. La Figura 3 panel B muestra la evolución de los ingresos reales en cada uno de los países analizados. Nuevamente, se distinguen dos grupos de países: Por un lado, Argentina donde el ingreso laboral promedio disminuyó respecto a 2012. Por el otro, Brasil, Chile, Colombia y México, donde el ingreso real promedio incrementó entre puntas alrededor de 5% en promedio, aunque en el caso de Brasil y Chile, inicialmente disminuyó y luego se recuperó y superó el nivel del año 2012.

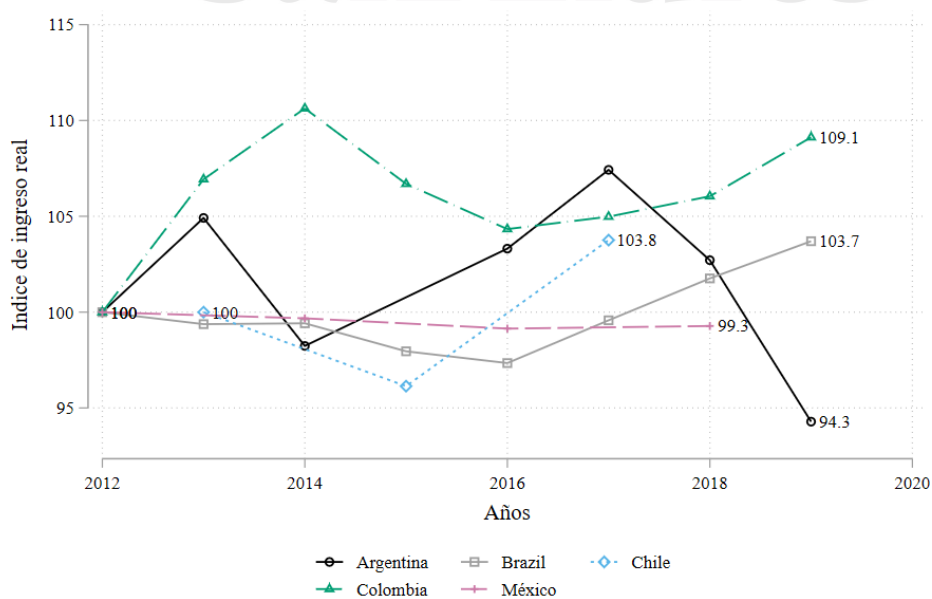
En contraposición, el resto de las variables que se presentan en la Figura 3 mostraron desempeños similares en todos los países. La cantidad media de años de escolaridad creció en todos los países. La proporción de trabajadores formales se mantuvo en niveles similares a los de 2012 en Brasil, Chile y Argentina, mientras que aumento levemente en México y Colombia. Por último, las horas trabajadas promedio disminuyeron a lo largo de los países analizados.

Figura 3. Evolución de características

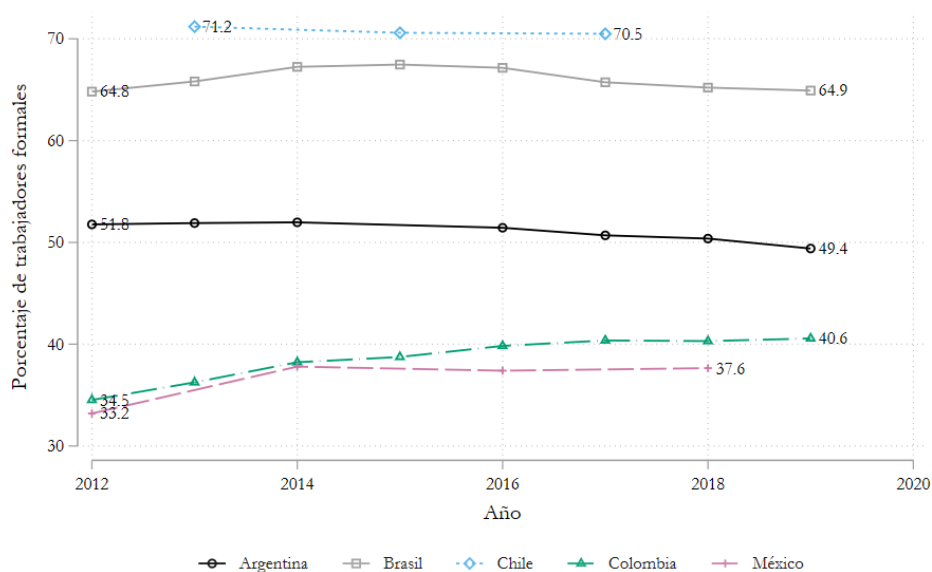
A. Años de escolaridad



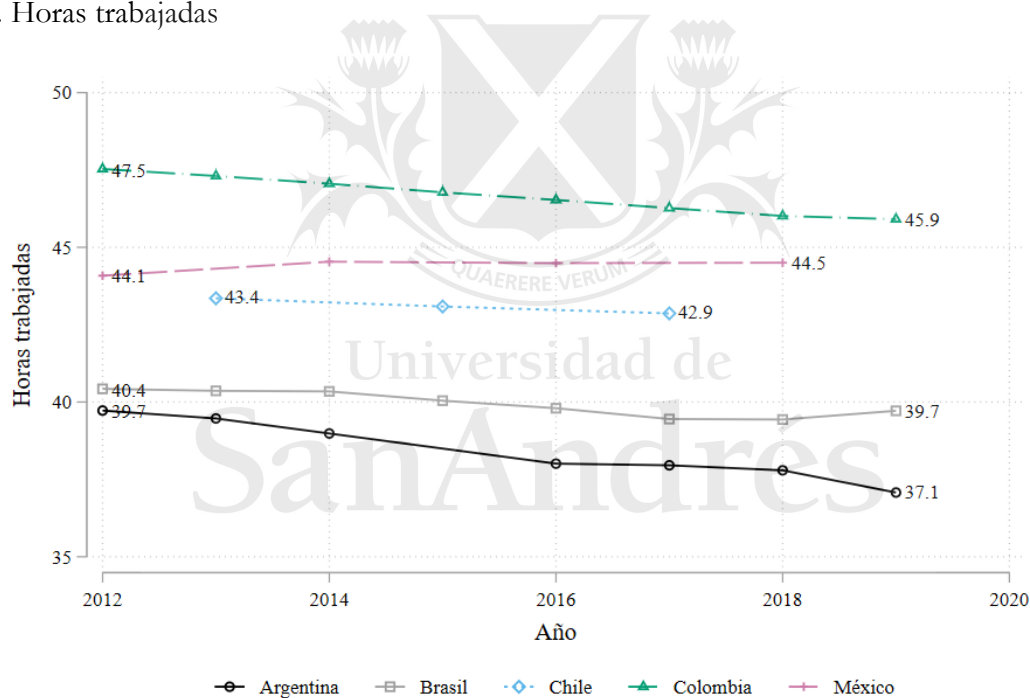
B. Índice de ingreso laboral real horario (base 2012=100)



C. % De trabajadores formales



D. Horas trabajadas



Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH y ENIGH. Muestra restringida a individuos mayores de 18 años de edad.

Determinantes próximos de la desigualdad: 2012–2019

La Figura 4 muestra el cambio observado en el logaritmo del ingreso laboral entre circa 2012 y circa 2019 para los cinco países estudiados (línea roja). Las dos series adicionales descomponen el cambio total del ingreso laboral horario en la parte explicada por el cambio en los retornos (línea azul) y aquella explicada por el cambio en las características ¹⁰(línea negra) para cada uno de los percentiles de la distribución de ingresos laborales.

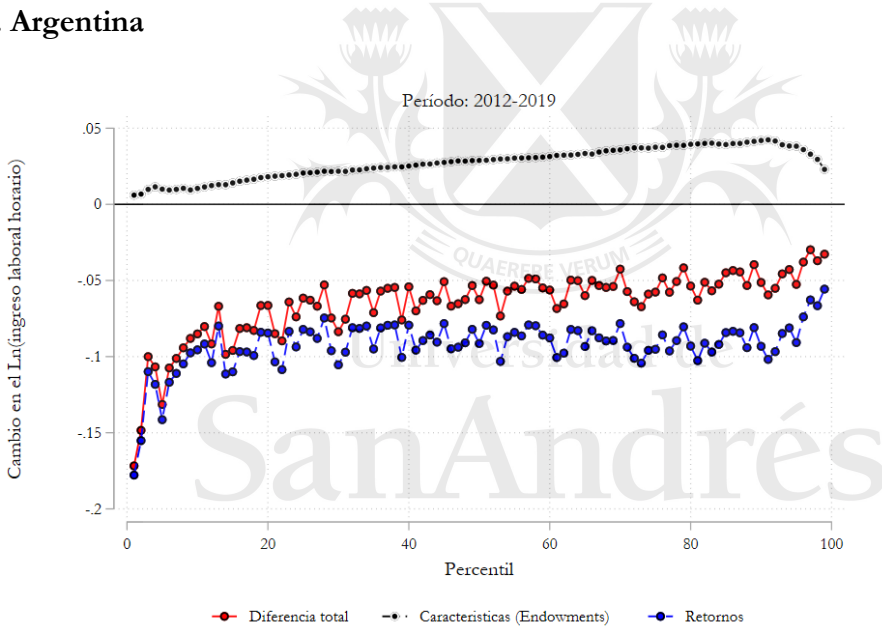
¹⁰ Características incluye años de escolaridad, edad, una variable binaria de formalidad y una variable de genero

El cambio en el ingreso laboral horario promedio fue positivo en Brasil, Chile, Colombia, y México entre 2012 y 2019. El crecimiento ocurrido en el ingreso laboral ha sido más pronunciado en los centiles más pobres de la distribución del ingreso en Chile, Colombia y México, lo cual, indica que el crecimiento ocurrido en estos países fue igualador. En Brasil, el crecimiento del ingreso laboral horario fue aproximadamente igual a lo largo de toda la distribución, lo cual es consistente con que la desigualdad de ingresos laborales no haya cambiado entre 2012 y 2019. Por contrario, en Argentina, el ingreso laboral horario disminuyó en el período 2012-2019 y la pendiente positiva de la diferencia total en el ingreso laboral sugiere que el cambio del ingreso fue desigualador.

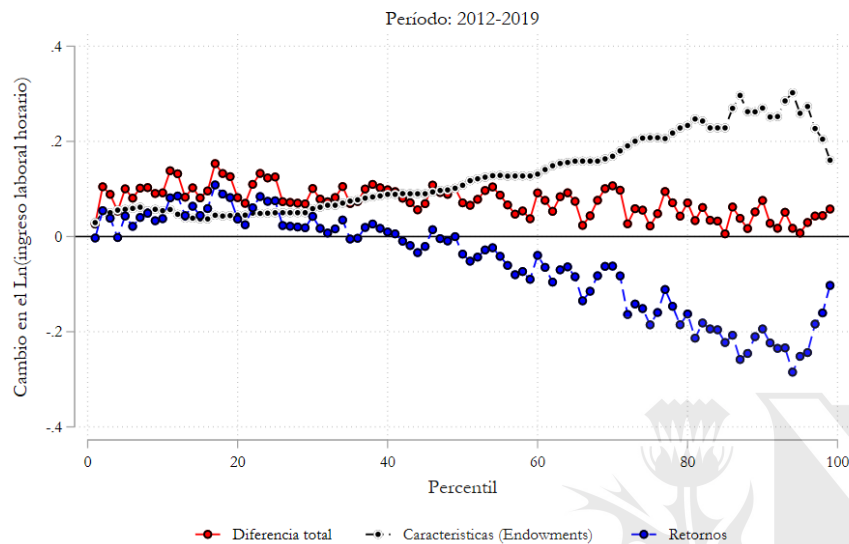
En todos los casos, gran parte del cambio en el ingreso laboral, en especial para el bottom 70%, esta explicado por el comportamiento de los retornos a las características, donde se pueden diferenciar dos grupos marcados. Por un lado, Brasil, Chile, Colombia y México, donde los retornos jugaron un rol fuertemente igualador y por el otro Argentina, donde fueron desigualadores, en especial para el 20% más pobre de los trabajadores.

Figura 4. Descomposición del cambio en el ingreso laboral horario.

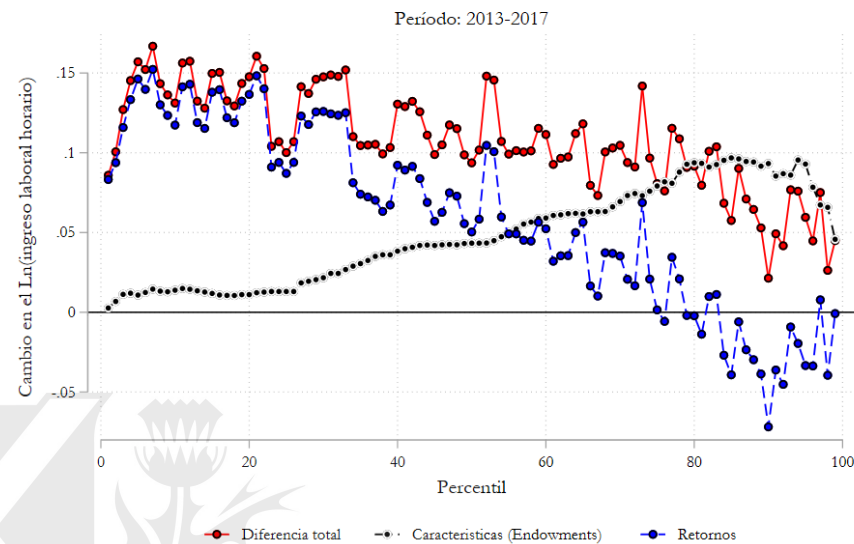
A. Argentina



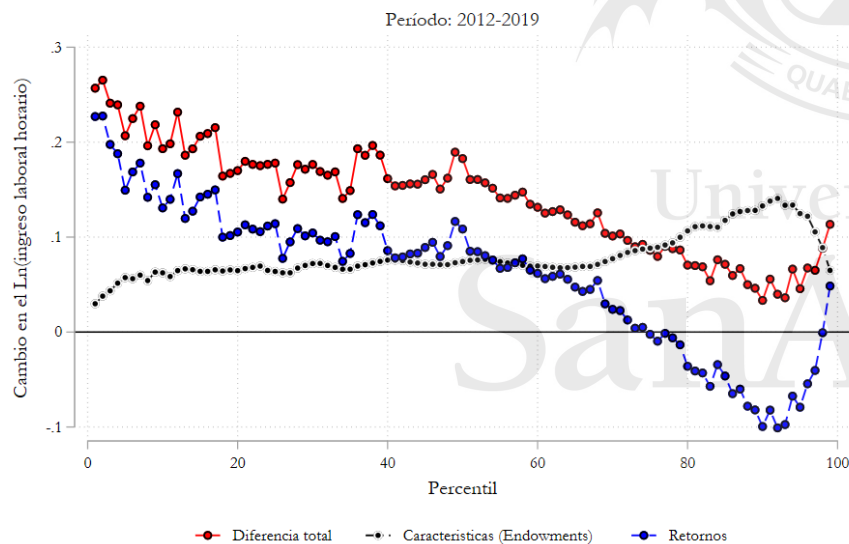
B. Brasil



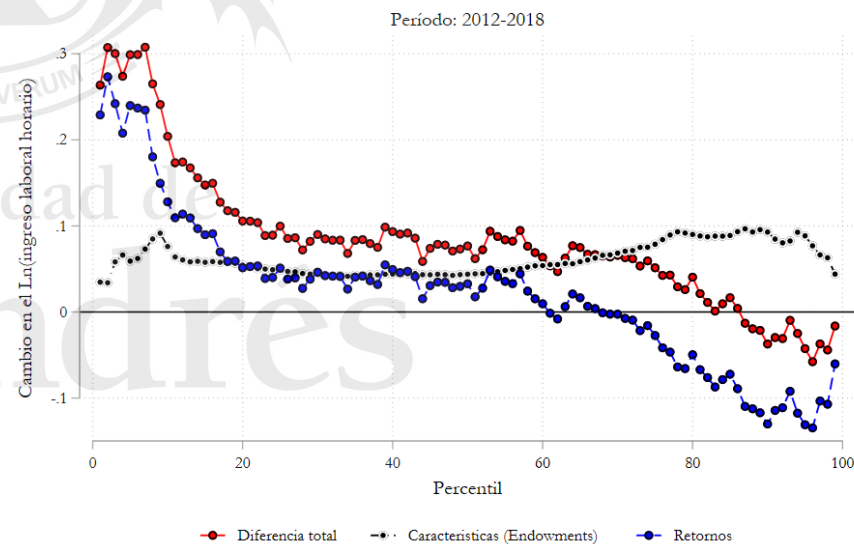
C. Chile



D. Colombia



E. México



Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, ENIGH. La muestra está restringida a personas entre 18 y 65 años y más de 25 horas semanales trabajadas.

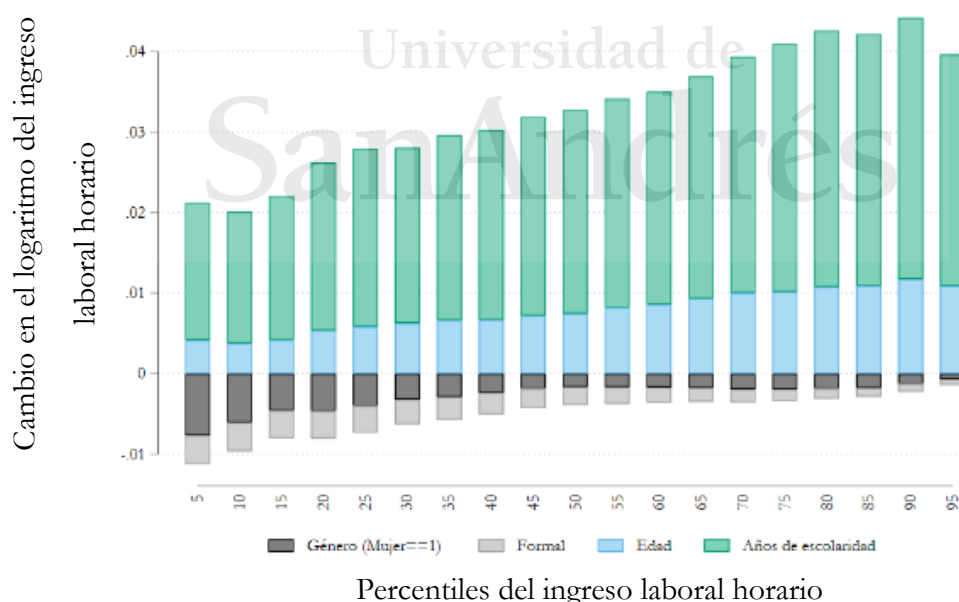
Nota: La regresión RIF incluye años de escolaridad, edad, edad al cuadrado y al cubo, una variable binaria de formalidad y una variable binaria de sexo.

El efecto de las características, la línea de color negro muestra dos patrones relevantes: (i) en todos los países, de no haberse modificado los retornos, los ingresos laborales hubieran sido mayores por la mejora en los *endowments*. Además, (ii) dado que la pendiente de la curva de las características es positiva, los cambios en el ingreso laboral horario hubieran sido mayores en los centiles más ricos respecto a los que menores ingresos percibieron. Por lo tanto, en todos los países, la desigualdad de ingresos laborales hubiera incrementado como consecuencia del cambio en las variables socio demográficas y educacionales.

La Figura 5 muestra la contribución de cada una de las variables socio demográficas e individuales a la curva que muestra los efectos de las características. Allí puede notarse que la variable preponderante para explicar la pendiente positiva en la Figura 3 son los años de escolaridad (barras verdes). Esto sugiere que el efecto desigualador de las características está liderado por la mejora en el acceso a la educación. Este hallazgo ha sido reportado en América Latina para la primera década del siglo XXI por Bourgignon, Lustig & Ferreira (2004)¹¹ y se lo denominó como la ‘paradoja del progreso’. Aquí podemos ver que, tal fenómeno, sigue estando presente también en la segunda década de los dos mil. En ordenes de magnitud, el incremento en el ingreso del centil 90 por efecto de las características es más del doble que en el centil 5 de los países analizados. Este efecto es particularmente significativo en los casos de Brasil y Chile.

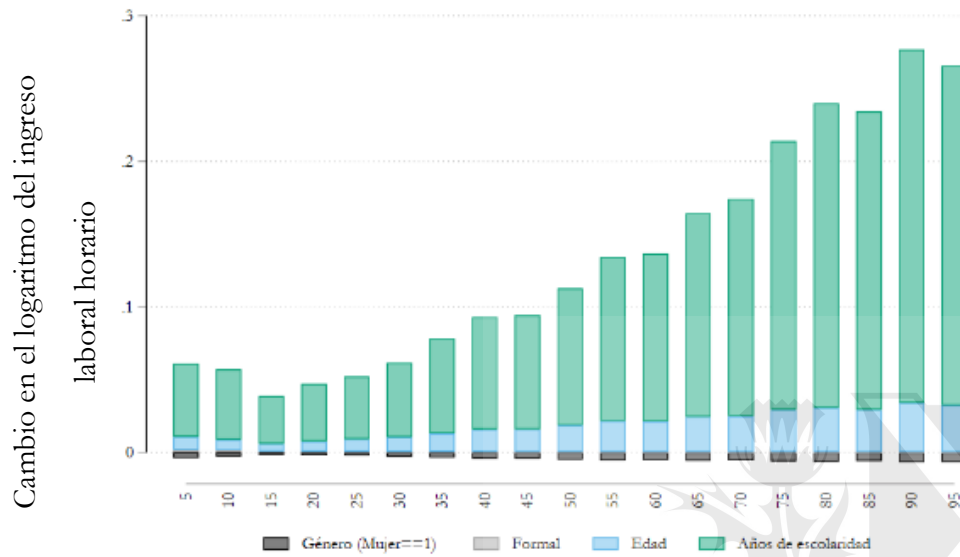
Figura 5. Descomposición de los efectos de las características por variable para percentiles seleccionados de la distribución del ingreso laboral

A. Argentina

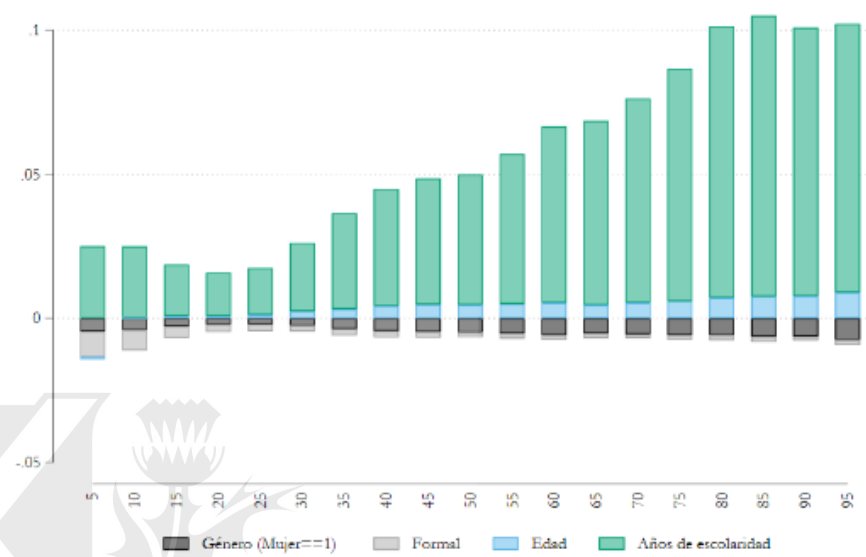


¹¹ Este rol desigualador de las características es consistente con la hipótesis de convexidad en los retornos a la educación y con la hipótesis de heterogeneidad en los retornos a la educación.

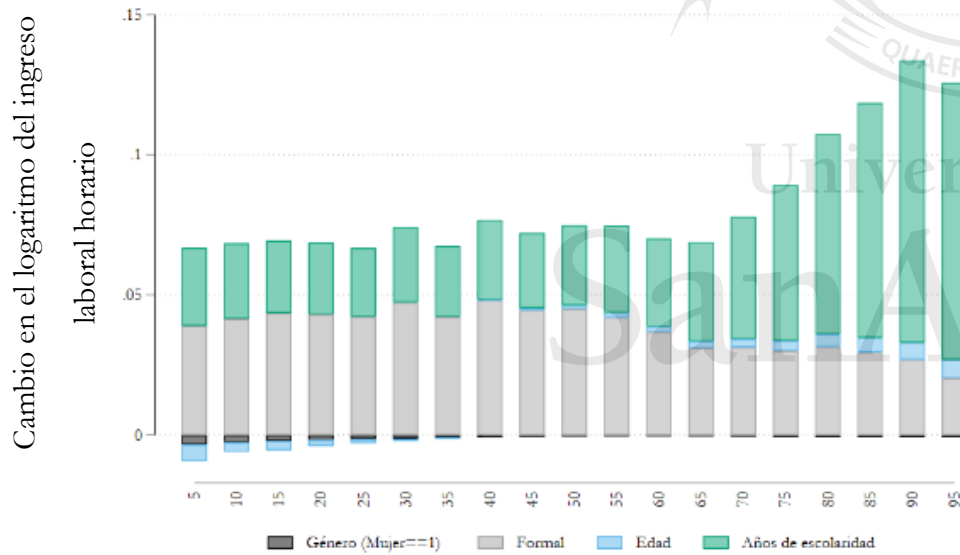
B. Brasil



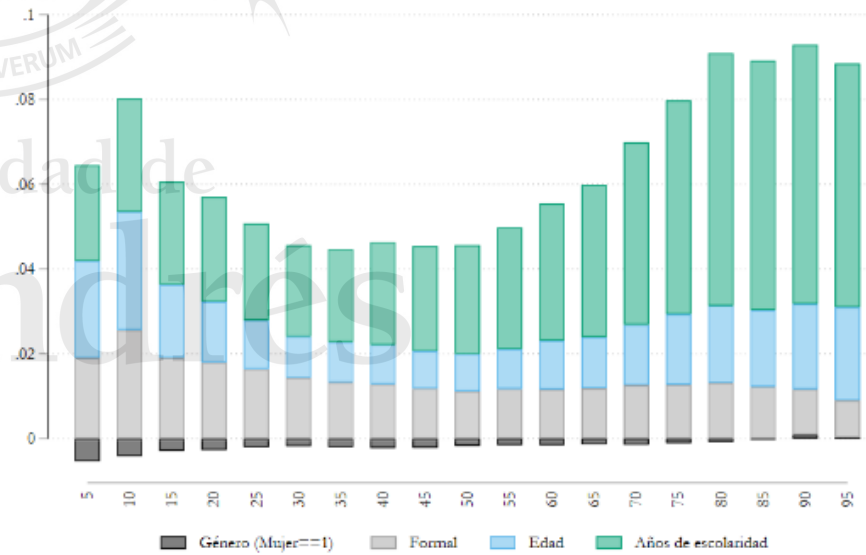
C. Chile



D. Colombia



A. México



Percentiles de la distribución del ingreso laboral horario

Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, ENIGH. La muestra está restringida a personas entre 18 y 65 años.

De las restantes variables, la edad como proxy de la experiencia tiene también un rol desigualador en todos los países, con excepción de México donde el efecto tiene forma de U, siendo igualador para el 45% más pobre de la distribución y desigualador luego.

La variable de género en todos los casos tiene signo negativo. Es decir, el ingreso de las mujeres al mercado de trabajo, de mantenerse constantes los retornos, implicó una reducción de los ingresos laborales promedio. A su vez, este resultado presenta dos tendencias distintas en términos de efecto distributivo. Por un lado, en el caso de Argentina, Colombia y México el incremento en la participación de las mujeres fue desigualadora. Esto implica que, además de verse reducido el ingreso por efecto de los *endowments*, la reducción fue más pronunciada en los deciles más pobres que en aquellos relativamente más ricos. Por el otro, los casos de Brasil y Chile muestran que un efecto más plano a lo largo de la distribución del ingreso laboral y esto sugiere que el incremento en la participación de las mujeres tuvo efecto neutro sobre la desigualdad de ingresos laborales.

Por último, la dimensión de formalidad es relevante en los casos de Argentina, Colombia y México donde jugó un papel igualador, aunque es relativamente menor al efecto de los años de educación y por ello la pendiente sigue siendo positiva.

De lo anterior se desprenden las siguientes conclusiones: Por un lado, en los cinco países, el efecto de las características fue, en el agregado, desigualador. Este efecto está liderado por el cambio en los años de escolaridad, la experiencia y, en menor medida, el género, de modo que, tal como fue encontrado en la primera década del dos mil, las mejoras en el acceso a la educación resultó ser una fuerza desigualadora de los ingresos laborales. La paradoja del progreso parece seguir presente en América Latina.

Por el otro, en todos los países analizados los retornos a las características fueron igualadores. En Brasil, Chile, Colombia y México la pendiente de los efectos es claramente negativa, por lo tanto, los retornos fueron igualadores. En contraposición, en Argentina, el efecto de los retornos es desigualador a lo largo de la distribución del ingreso.

Como consecuencia de lo anterior, en Chile, Colombia, y México, el crecimiento del ingreso laboral ha sido igualador. En Brasil, el crecimiento parece ser neutral, dado que es la curva de incidencia de crecimiento no muestra ninguna pendiente clara y, en Argentina, la caída del ingreso laboral ha sido definitivamente desigualadora, dado que tanto retornos como *endowments* han sido fuerzas desigualadoras.

Oferta y demanda de calificaciones 2012–2019

Las Figuras 4 y 5 indican que los retornos a las características de los trabajadores fueron una fuerza igualadora en el período 2012-2019 en Brasil, Chile, Colombia y México. Lo contrario ocurre en el caso Argentina. Para entender este fenómeno, en esta sección se analiza la evolución de los retornos a la educación, dividiendo el universo de trabajadores en calificados (más que secundaria completa) y no calificados (menos que secundaria completa).

Los retornos relativos por calificación, experiencia, u otra característica se ven afectados por la demanda y la oferta de trabajadores de diferentes calificaciones (y experiencia) y por factores institucionales como el salario mínimo o la tasa de sindicalización. La oferta de trabajadores calificados está determinada por la existencia e intensidad de la mejora en el

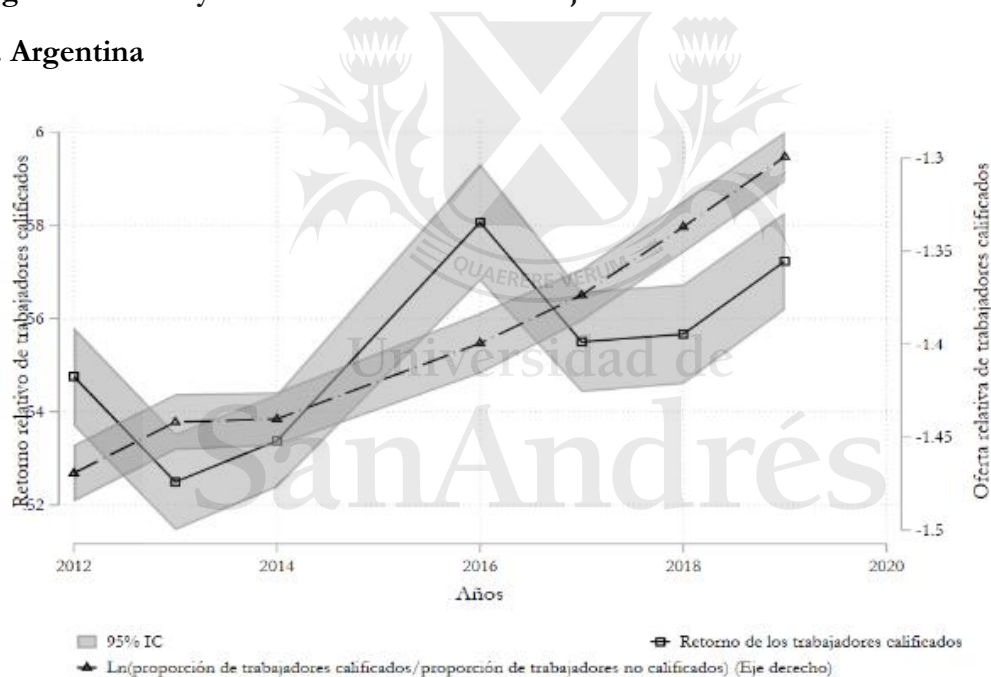
acceso a la educación. La demanda, a su vez, se ve afectada por el cambio tecnológico (y su forma) y el patrón de inserción internacional. Dado que en las encuestas de hogares solo se observa la oferta de trabajadores y los retornos relativos pueden ser estimados de la distribución de ingresos laborales, el componente de demanda puede ser estimado como residuo junto a los factores institucionales de acuerdo a la ecuación (1) presentada en la sección de Metodología.

La Figura 6 resume la evolución entre 2012 y 2019 de los retornos y la oferta relativa de trabajadores con educación secundaria o más respecto a los trabajadores con educación secundaria o menos. En los cinco países, la oferta relativa de trabajadores incremento en el período bajo análisis. En Argentina y Colombia, el incremento fue más leve que en Brasil, Chile y Colombia, en especial a partir de 2016.

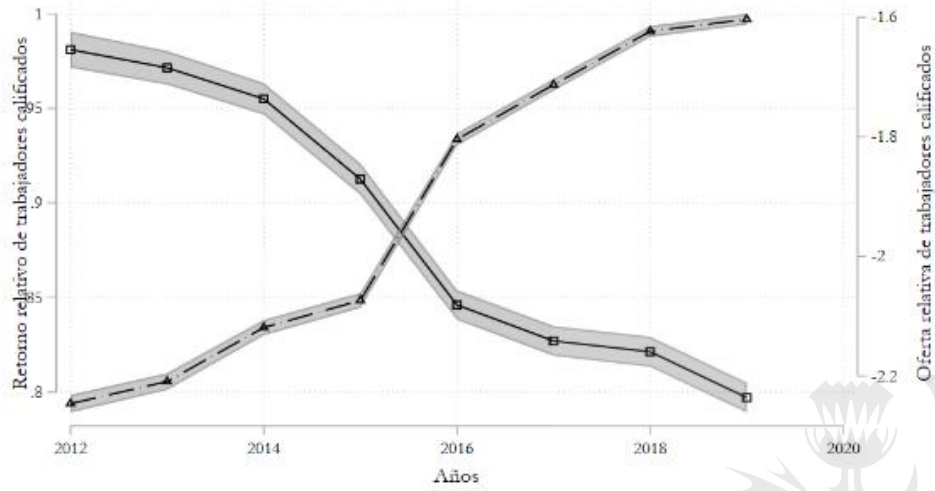
Los retornos relativos a la educación cayeron en todos los países con excepción de Argentina donde, luego de un período sin grandes modificaciones (2012-2014), desde 2016 incrementaron respecto al nivel promedio de 2012-2014.

Figura 6. Oferta y demanda relativa de trabajadores calificados

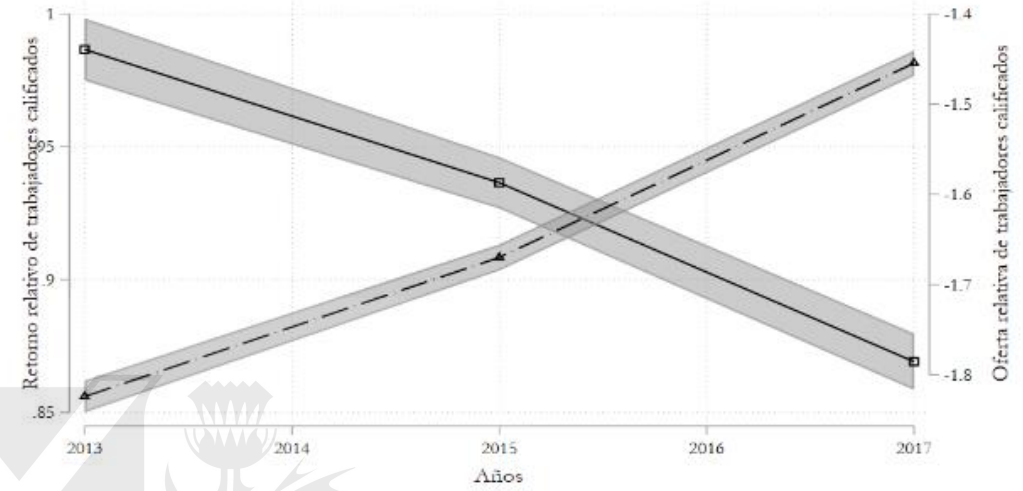
A. Argentina



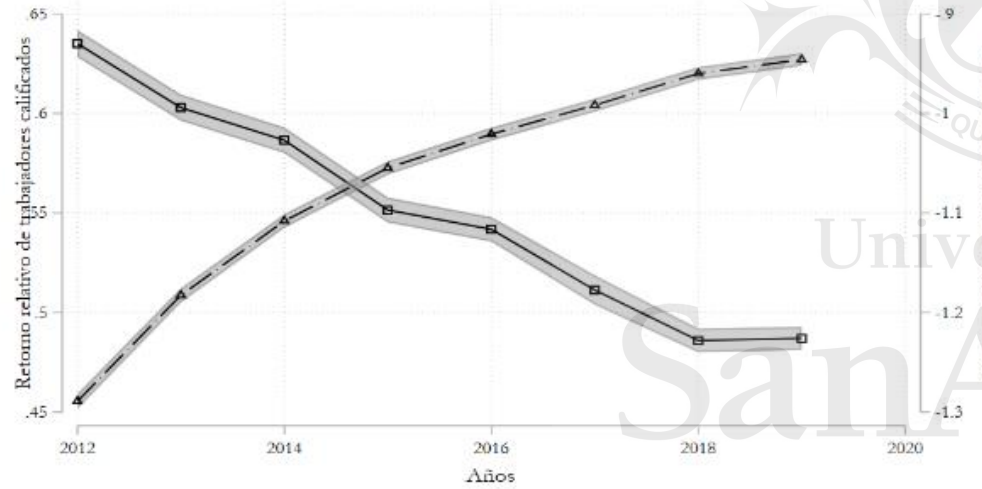
B. Brasil



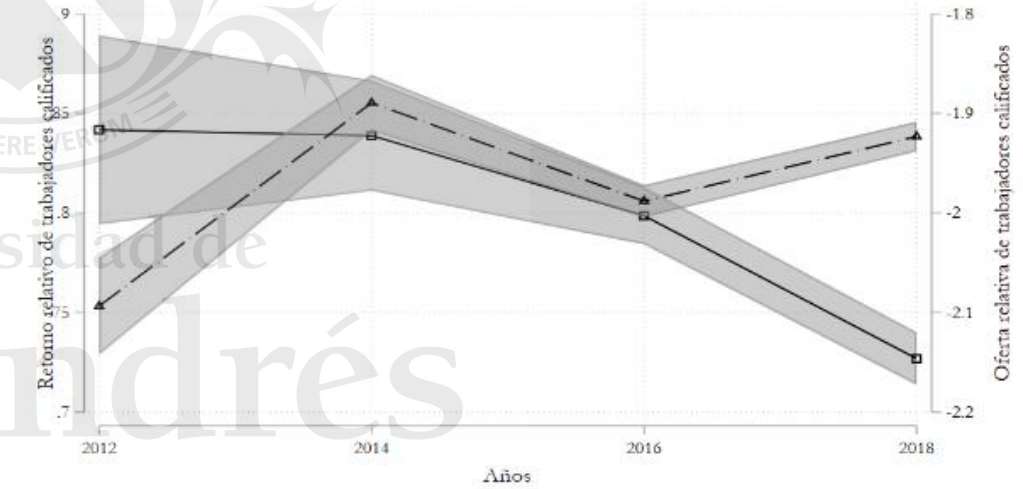
C. Chile



D. Colombia



E. México



95% IC
 Retorno de los trabajadores calificados
 Ln(proporción de trabajadores calificados/proporción de trabajadores no calificados) (Eje derecho)

95% IC
 Retorno de los trabajadores calificados
 Ln(proporción de trabajadores calificados/proporción de trabajadores no calificados) (Eje derecho)

Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, ENIGH. La muestra está restringida a personas entre 18 y 65 años y más de 25 horas semanales trabajadas. La regresión que estima los retornos incluye una variable binaria para trabajadores calificados, una variable binaria de sexo, una variable binaria de formalidad, edad, edad al cuadrado y al cubo, y efectos fijos por regiones.

La Tabla 2 descompone el cambio en los retornos a los trabajadores calificados recién mostrados entre factores de oferta y aquellos que responden a cambios en la demanda (y otros factores institucionales) utilizando la descomposición propuesta por Bound y Johnson (1992).

Como fue comentado, en el período 2012-2019, los salarios horarios relativos de los trabajadores calificados disminuyeron en Brasil, Chile, Colombia y México en un 14 por ciento en promedio. Por su parte, en Argentina, los retornos relativos del mismo grupo de trabajadores crecieron un 2 por ciento. Si el cambio en la demanda relativa y los factores institucionales no se hubieran modificado, los salarios relativos de los trabajadores calificados hubieran caído entre un 34 por ciento en los países analizados, en promedio. Por el contrario, si la oferta de trabajadores calificados no hubiera aumentado, los salarios relativos se habrían incrementado entre un 2 y un 12 por ciento.¹² Como puede apreciarse en las columnas (3) y (4) del panel (B) “Demanda”, con excepción de México y Argentina, la caída en los retornos a la educación responde a un incremento de la oferta relativa de trabajadores mayor que el incremento en la demanda de trabajadores.

En el caso de México, lo que se aprecia es una suba inicial en la demanda relativa de trabajadores entre 2012 y 2014 y luego una caída sistemática en el período 2016-2018. El hecho de que la demanda de trabajadores calificados aumentó durante el período 2012-2019 no debería ser considerado como un efecto sorprendente, dada la abundancia de trabajadores poco calificados en México, y la apertura comercial llevada a cabo en México desde mediados de los 90’, que produjo una fuerte expansión de la producción maquiladora a través de inversión extranjera directa (Campos-Vázquez, Lustig, y Scott, 2022).

En Argentina, los resultados de la Tabla 2 sugieren una historia diferente. Oferta y demanda aumentaron entre 2012 y 2019, pero, en este caso, la demanda creció más que la oferta y eso explica el patrón de aumento en los retornos a la educación. Este cambio no ocurre durante el período 2012 y 2014, donde el aumento de la demanda fue 0. Luego, entre 2014 y 2016, la demanda relativa tuvo un salto discreto de entre 14 y 17 p.p, respecto al nivel de 2012 (columnas (3) y (4) del panel (B)). El componente de demanda en 2019 terminó siendo entre 22 y 24 p.p superior al nivel de 2012. Este fenómeno podría deberse a que, frente a las recesiones que ocurrieron en 2016, 2018 y 2019, los trabajadores calificados pudieron cubrirse de la recesión y perder menos ingresos laborales. De ser así, deberíamos observar que en el año 2017 la prima salarial disminuye o, al menos, no aumenta y efectivamente en el año 2017 los retornos de los trabajadores calificados caen respecto a los de 2017 y resultan muy similares a los previos a 2015.

Otra hipótesis posible para este quiebre en la demanda de trabajadores calificados podría ser el proceso de apertura comercial iniciado en 2015. Este cambio en la política comercial pudo haber modificado la demanda relativa de trabajadores hacia los más calificados, lo cual es consistente con la evidencia de que los sectores transables, puestos a competir

¹² El rango de variabilidad responde a los diferentes valores de la elasticidad de sustitución. Si la elasticidad es 2, el cambio sería 19%. Con una elasticidad de 3, el cambio sería 12,7% y, finalmente, con una elasticidad de 4, el cambio sería de 9,5%.

internacionalmente, se vuelven más intensivos en trabajadores calificados principalmente por un proceso de *skill upgrading* adentro de las firmas (Bustos, 2011).¹³

En conclusión, de lo anterior se desprende que la caída en los salarios relativos que observamos en Brasil, Chile y Colombia responden a que la oferta de calificaciones creció más que la demanda de trabajadores calificados. En México, se conjugan un incremento de la oferta de calificaciones con una caída en la demanda que derivan en un menor retorno a la educación terciaria. Por contrario, el caso argentino es uno donde el incremento en la oferta de calificaciones se ve superado por el incremento en la demanda de trabajadores calificados y eso produce un incremento del retorno a los trabajadores con alguna educación terciaria.

Tabla 2. Descomposición de retornos relativos (Bound and Johnson, 1992)

País	Año	Niveles (A)				Cambio respecto a c.2012 (B)			
		Retornos (1)	Oferta relativa (2)	Demanda realtiva (sigma: 2) (3)	Demanda realtiva (sigma: 3) (4)	Retornos (1)	Oferta relativa (2)	Demanda realtiva (sigma: 2) (3)	Demanda realtiva (sigma: 3) (4)
Argentina	2012	0.55	-1.47	-0.37	0.17				
	2013	0.52	-1.44	-0.39	0.13	-0.02	0.03	-0.02	-0.04
	2014	0.53	-1.44	-0.37	0.16	-0.01	0.03	0.00	-0.01
	2016	0.58	-1.40	-0.24	0.34	0.03	0.07	0.14	0.17
	2017	0.55	-1.37	-0.26	0.29	0.01	0.10	0.11	0.12
	2018	0.56	-1.34	-0.22	0.33	0.01	0.13	0.15	0.16
	2019	0.57	-1.30	-0.15	0.42	0.02	0.17	0.22	0.24
Brasil	2012	0.98	-2.25	-0.28	0.70				
	2013	0.97	-2.21	-0.27	0.71	-0.01	0.04	0.02	0.01
	2014	0.96	-2.12	-0.21	0.75	-0.03	0.13	0.08	0.05
	2015	0.91	-2.07	-0.25	0.66	-0.07	0.17	0.04	-0.03
	2016	0.85	-1.80	-0.11	0.73	-0.13	0.44	0.17	0.04
	2017	0.83	-1.71	-0.06	0.77	-0.15	0.53	0.23	0.07
	2018	0.82	-1.62	0.02	0.84	-0.16	0.62	0.30	0.14
Chile	2013	0.99	-1.82	0.15	1.14				
	2015	0.94	-1.67	0.20	1.14	-0.05	0.15	0.05	0.00
	2017	0.87	-1.45	0.28	1.15	-0.12	0.37	0.13	0.02
Colombia	2012	0.64	-1.29	-0.02	0.62				
	2013	0.60	-1.18	0.02	0.63	-0.03	0.11	0.04	0.01
	2014	0.59	-1.11	0.07	0.65	-0.05	0.18	0.08	0.04
	2015	0.55	-1.05	0.05	0.60	-0.08	0.23	0.07	-0.02
	2016	0.54	-1.02	0.06	0.60	-0.09	0.27	0.08	-0.01
	2017	0.51	-0.99	0.03	0.54	-0.12	0.30	0.05	-0.07
	2018	0.49	-0.96	0.01	0.50	-0.15	0.33	0.03	-0.12
México	2012	0.84	-2.09	-0.41	0.43				
	2014	0.84	-1.89	-0.21	0.63	0.00	0.20	0.20	0.20
	2016	0.80	-1.99	-0.39	0.41	-0.04	0.11	0.02	-0.02
	2018	0.73	-1.92	-0.47	0.26	-0.11	0.17	-0.06	-0.17

Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, ENIGH. La muestra está restringida a personas entre 18 y 65 años y más de 25 horas semanales trabajadas.

Nota: Las celdas en el panel A (“Niveles”) muestran los niveles de retornos, oferta y demanda relativa que surgen de la ecuación (1). El panel (B) “Cambio respecto a c.2012” muestra la diferencia entre el nivel en cada año y el nivel en 2012.

¹³ Dado que el salario mínimo real y la tasa de sindicalización cayeron durante este período, no se puede atribuir el aumento de la prima por calificación exclusivamente a factores de demanda. Tanto la demanda como los factores institucionales probablemente jugaron un rol relevante.

Los patrones de incremento en la demanda de calificaciones comentados anteriormente parecen ser consistentes con el incremento de la demanda de trabajadores calificados proveniente del cambio tecnológico sesgado planteado en Goldin y Katz, 2010; Autor, Goldin y Katz (2020), y Autor, Katz y Kearney (2005). En el caso de Argentina, este patrón parece estar influenciado además por el fenómeno de *skill upgrading* adentro de las firmas como resultado de la apertura comercial. Por su parte, el aumento en la oferta de trabajadores calificados es consistente con el proceso de mejora en el acceso a la educación documentado desde principios de la década del 2000 en América Latina (Acosta, Cruces, Galiani y Gasparini, 2019; Cruces et.al, 2014; y López-Calva y Lustig, 2010).

No obstante, la dinámica comentada del mercado de trabajo podría no ser solo producto de un incremento de la demanda por encima del crecimiento de la oferta. Bien podría ocurrir que la caída en los retornos a la educación terciaria se deba a algún fenómeno específico en el segmento de trabajadores más jóvenes que ingresaron al mercado de trabajo en los últimos años.¹⁴ La expansión de la educación terciaria que viene teniendo lugar desde principios de los años dos mil podría haber afectado negativamente la calidad de esa educación en los nuevos graduados y, por tanto, la reducción de los salarios relativos sería el resultado de un empeoramiento en la calidad de la educación terciaria, más que un crecimiento de la demanda para todos los trabajadores calificados. Este sería un efecto de degradación en la calidad de la educación terciaria.

Otra hipótesis sería que la caída de los salarios relativos refleje un desacople entre las habilidades que los nuevos trabajadores calificados adquieren en sus estudios terciarios y aquellas que está demandando el mercado en los últimos años. De este modo, la caída en los retornos a la educación responde a un problema de coordinación entre las habilidades demandadas por el mercado y las ofrecidas por los nuevos ingresantes en el mercado de trabajo.

Si la disminución en los retornos a la educación terciaria es el resultado del deterioro de la calidad de la educación terciaria (o de un desajuste entre la oferta y demanda de habilidades que afecta en particular a los trabajadores más jóvenes), esto debería reflejarse en un cambio en la forma de la distribución del ingreso laboral, en particular, un corrimiento de los ingresos laborales hacia el tramo de menores salarios.

Tomando la proporción de trabajadores calificados con ingresos menores al ingreso medio de este grupo en c.2012, se puede calcular el cambio en esta proporción entre c.2012 y c.2019, para luego descomponer esa diferencia en dos partes: una asociada al movimiento completo de la distribución de ingresos laborales (efecto del crecimiento) y otra asociada al cambio en la forma de la distribución de ingresos laborales (redistribución) (Datt y Ravallion, 1992). Si alguno de los efectos comentados hubiera jugado un rol en la caída de los retornos a la educación, entonces debería observarse que el factor de redistribución tiene un rol relevante en explicar el cambio total.

La Tabla 3 muestra que en Brasil y México la mayor parte del cambio en la proporción de trabajadores por debajo del salario medio de 2012 se debe a un movimiento de toda la

¹⁴ Esta hipótesis fue explorada para el período 2011-2014 por Campos-Vázquez, Lustig y López Calva (2016).

distribución del ingreso más que a un cambio en su forma. El sesgo hacia el extremo inferior de la distribución salarial no existe en Brasil y México donde es el efecto del crecimiento el que explica el movimiento de la distribución de los ingresos laborales. Por su parte, en Colombia, Argentina y Chile, el efecto redistribución si es de magnitud significativa (relativo al efecto del crecimiento) y sugiere que el cambio de forma en la distribución de los ingresos laborales fue relevante para explicar el aumento en la proporción de trabajadores calificados debajo del salario promedio del año 2012. En proporción, este efecto representó un 40.6% del efecto total en Argentina (2.4 de 5.9 p. p), en el caso de Chile un 45.4% (1 sobre 2.2 p.p) y, en Colombia, un 62,2% (2.3 de 3.7 p.p).

Tabla 3. Descomposición de Datt-Ravallion

País	Año	2012	c.2019
Argentina	% debajo del salario promedio de los trabajadores calificados en 2012	47.6	53.5
	Período		2012-2019
	Diferencia total		5.9
	Contribución del crecimiento		3.5
	Redistribución		2.4
Brasil	% debajo del salario promedio de los trabajadores calificados en 2012	52.3	59.5
	Período		2012-2019
	Diferencia total		7.3
	Contribución del crecimiento		8.3
	Redistribución		-1.0
Chile	% debajo del salario promedio de los trabajadores calificados en 2012	47.3	49.5
	Período		2013-2017
	Diferencia total		2.2
	Contribución del crecimiento		1.0
	Redistribución		1.2
Colombia	% debajo del salario promedio de los trabajadores calificados en 2012	45.9	49.6
	Período		2012-2019
	Diferencia total		3.7
	Contribución del crecimiento		1.4
	Redistribución		2.3
México	% debajo del salario promedio de los trabajadores calificados en 2012	47.2	54.5
	Período		2012-2018
	Diferencia total		7.3
	Contribución del crecimiento		6.8
	Redistribución		0.5

Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, ENIGH. La muestra está restringida a personas entre 18 y 65 años y con educación superior a secundaria completa.

Si la disminución en los retornos de los que tienen alguna educación terciaria es el resultado del deterioro de la calidad de la educación recibida por los nuevos ingresantes (o un desajuste en la oferta y la demanda de habilidades), esto debería reflejarse en que la desigualdad entre los trabajadores más jóvenes aumentara más (o disminuyera menos) que entre los trabajadores de otros grupos de edad.

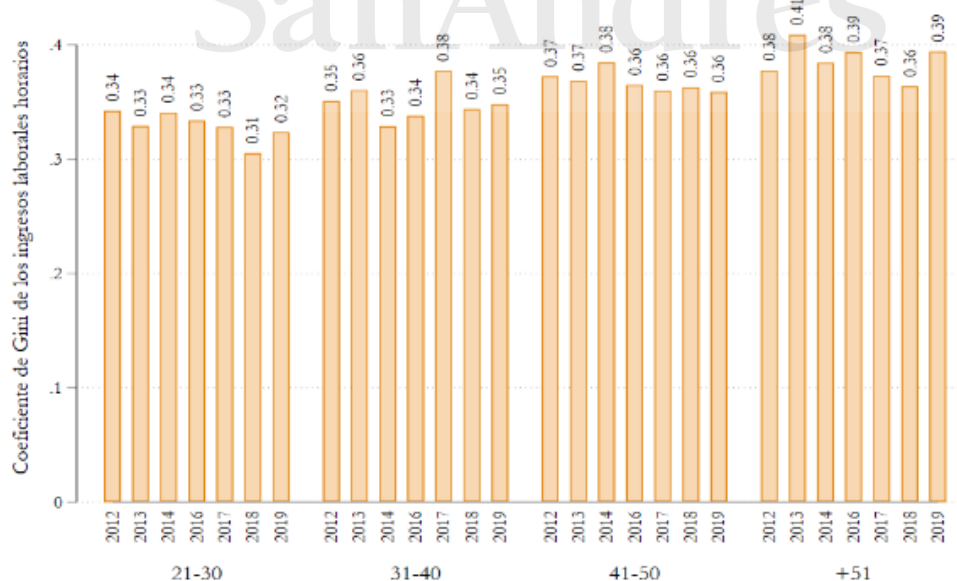
La Figura 7 muestra el coeficiente de Gini por grupos de edad para cada uno de los años que tienen datos en los países analizados. Allí, puede apreciarse que, contrario a lo que resultaría consistente con la hipótesis de desacople de habilidades o educación degradada, la desigualdad de ingresos laborales bajo más en los más jóvenes en Brasil y Colombia y se comportó de la misma manera que en el resto de los grupos en Chile y México.

De este modo, como se muestra en la Figura 7, la desigualdad salarial entre el grupo de edad más joven se comportó de forma similar e indistinguible de lo que ocurrió en el resto de los grupos de edades. Por tanto, no parece existir una diferencia clara en la evolución de la desigualdad entre trabajadores de diferentes edades. Este resultado sugiere que la hipótesis de educación degradada o desacople de habilidades no parecería ser consistente con la dinámica de la desigualdad por grupos de edad.

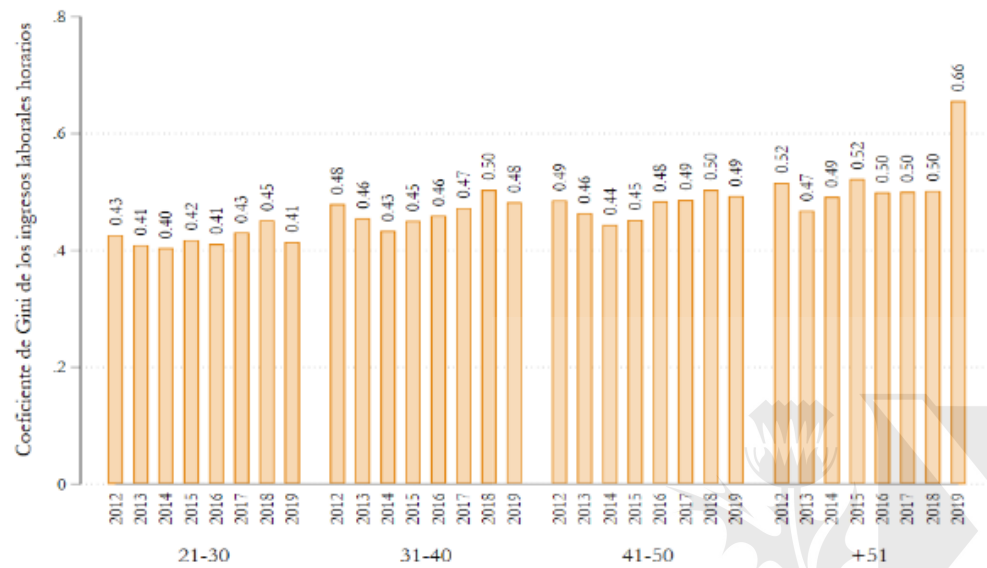
Con base en estos resultados, parecería no haber evidencia consistente con un efecto de educación terciaria degradada o de desacople entre habilidades ofrecidas y demandadas en el caso de Brasil, México y, en el caso de Argentina, Chile y Colombia, la descomposición Datt-Ravallion sugiere que hubo un corrimiento de la distribución de ingresos laborales hacia salarios más bajos, aunque no hubo ningún comportamiento diferencial de la desigualdad por grupos de edades.

Figura 6. Coeficiente de Gini del ingreso laboral horario por grupos de edad

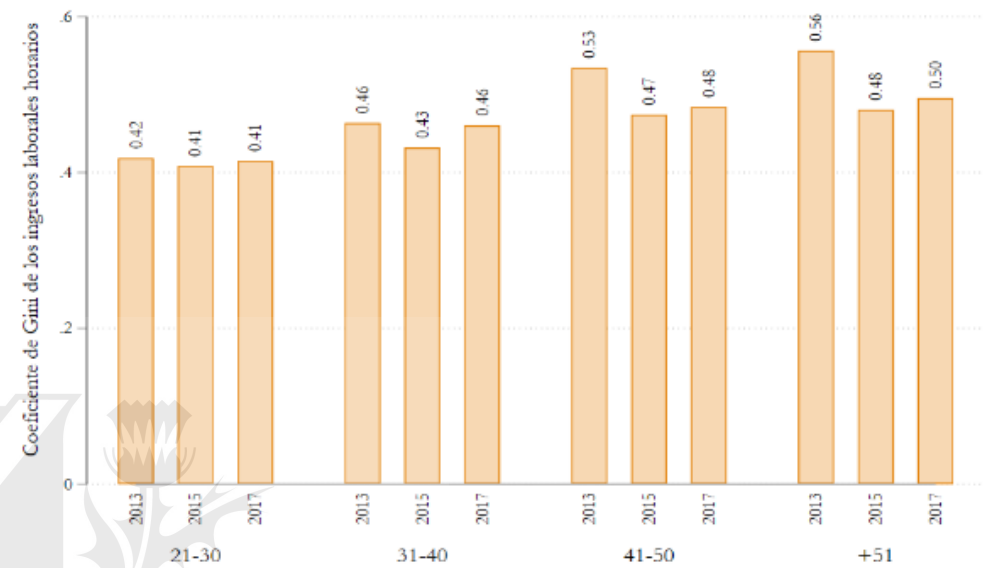
A. Argentina



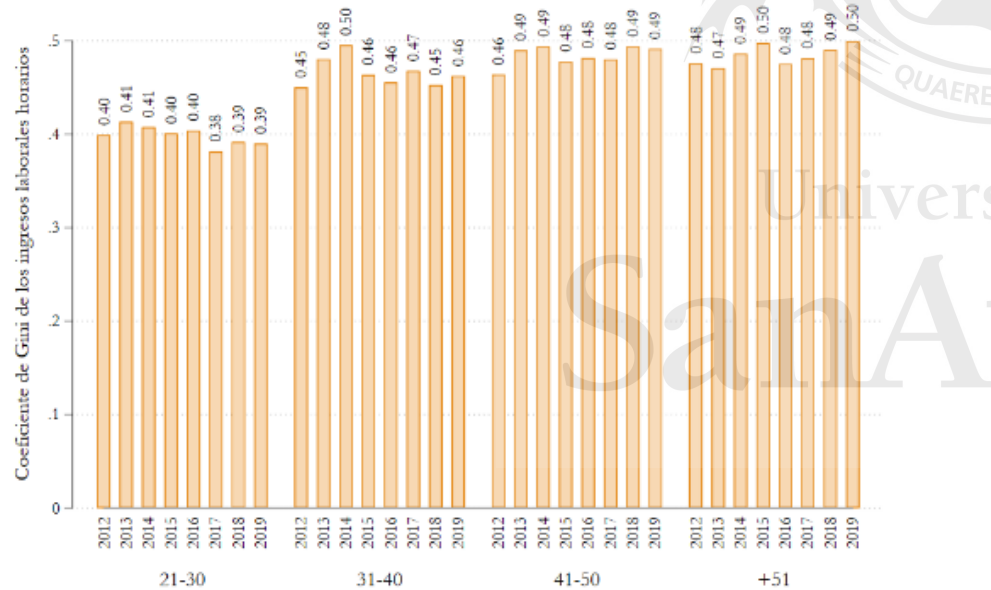
A. Brasil



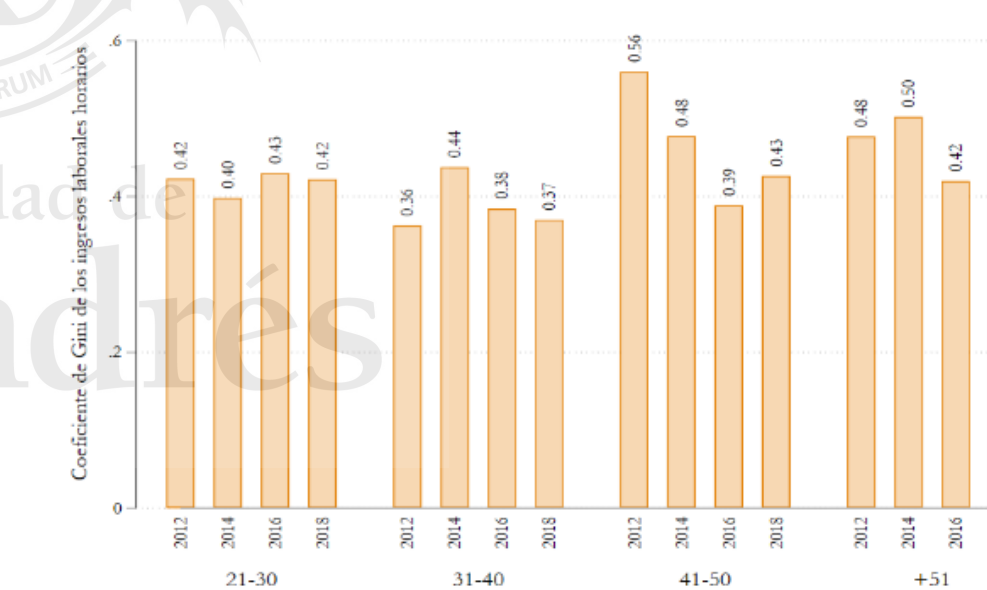
C. Chile



D. Colombia



E. México



Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH, ENIGH. La muestra está restringida a personas entre 18 y 65 años y con secundaria completa o mayor educación.

Conclusiones

En este trabajo se analizaron la evolución de la desigualdad de ingresos laborales horarios y sus determinantes próximos en el período 2012-2019. La perspectiva global del período sugiere una desaceleración en el proceso de reducción de la desigualdad respecto al documentado en la primera década del 2000.

Los resultados de la descomposición RIF sugieren que, en todos los países analizados, los acervos (*endowments*) tuvieron un efecto desigualador a lo largo del período c.2012-c.2019. El incremento sostenido en los años de escolaridad (y en la proporción de personas con educación terciaria) ocurrido en la segunda década del siglo XXI fue desigualador en todos los países analizados. En especial, en los casos de Brasil y Chile, los centiles más ricos fueron significativamente más beneficiados que los centiles más pobres. Por lo cual, la paradoja del progreso sigue siendo un fenómeno relevante en la dinámica de la desigualdad de ingresos laborales en América Latina. Además, el rol desigualador de los acervos estuvo también empujado por los efectos de la experiencia y, en menor medida, el género. Este último mostró efectos negativos en todos los casos (es decir, menores ingresos laborales para las mujeres) y un rol decididamente desigualador en 3 de los 5 países.

En contraposición, los retornos a la educación tuvieron un rol decididamente igualador y de magnitud muy relevante en Brasil, Chile, Colombia y México, mientras que fueron desigualadores en el caso de Argentina. Vale la pena aclarar que, en este último país, los ingresos laborales horarios cayeron -en términos reales- un 7% respecto a 2012.

Estos resultados parecen estar en línea con los de otros estudios relacionados. Respecto al análisis de descomposición, Firpo et al. (2021) encuentran que, para el período 2012-2019, el efecto de las características es desigualador y el efecto de retorno es igualador en Brasil. En particular, ellos encuentran esto para los años de escolaridad tal y como ocurre en este trabajo. Zapata-Román (2021), usando un período de análisis levemente distinto, encuentran que, en Chile, el efecto de los *endowments* asociados a los años de escolaridad es desigualador, mientras que el efecto de los retornos es igualador. De modo similar, los resultados presentados por Busso & Messina (2020) y Acosta, Galiani, & Gasparini (2019) son consistentes con los encontrados aquí respecto a la caída en los retornos a la educación en todo América Latina para los períodos 2013-2017 y 1991-2013.

Los resultados de este trabajo sugieren una continuidad respecto a las tendencias registradas en los 2000 (Campos-Vázquez, R. M., & Lustig, N. (2019); Campos-Vázquez, R. M, et al. (2014; 2016; 2021); López-Calva & Lustig, 2010; y Bourgignon, Ferreira & Lustig, 2008) sobre los efectos distributivos de retornos y acervos, en el período posterior al fin del ciclo alcista de los precios internacionales de las materias primas.

La descomposición de Bound y Johnson sugiere que el proceso de caída en la prima a los trabajadores calificados respondió a tres dinámicas de oferta y demanda distintas: Por un lado, en Brasil, Chile y Colombia, el incremento de la oferta de trabajo calificado fue superado por el incremento en la demanda ocurrido entre 2012-2019. Por el otro, en el caso de México, el aumento de la oferta fue concomitante a una caída en la demanda relativa de trabajadores calificados. En estos casos, los retornos a la educación cayeron entre c.2012 y c.2019. Por contrario, en Argentina, si bien oferta y demanda crecieron como en el primer grupo de

países, aquí la demanda incrementó más que la oferta, lo cual, condujo a un aumento en el retorno relativo de los trabajadores calificados. Estos resultados son consistentes con los hallados en Acosta, Galiani, & Gasparini (2019) donde además de registrar tendencias similares en los movimientos de oferta y demanda, también se sugiere que los factores de oferta fueron en general dominados por los factores de demanda para explicar los cambios en los retornos a la escolaridad ocurridos en los 2010s. Vale mencionar que este paper cubre hasta el año 2013.

El aumento en la oferta de trabajadores calificados es consistente con el proceso de *skill upgrading* documentado desde principios de la década del 2000 en América Latina (Acosta, Cruces, Galiani y Gasparini, 2019; Cruces et.al, 2014; y López-Calva y Lustig, 2010). Por su parte, el incremento de la demanda de trabajadores calificados parece ser consistente con la existencia cambio tecnológico sesgado planteado en Goldin y Katz (2010); Autor, Goldin y Katz (2020), y Autor, Katz y Kearney (2005).

Ahora bien, los cambios en los retornos a la escolaridad pueden deberse a fenómenos específicos en las nuevas cohortes de trabajadores. La evidencia aquí presentada sugiere que en Brasil, México y Chile no parece ser consistente con ninguna de las dos hipótesis. La descomposición Datt-Ravallion muestra que la mayoría del cambio en la proporción de trabajadores con ingresos menores al ingreso medio de los trabajadores en c.2012 se debe a un efecto del cambio en el ingreso y no a un cambio en la forma de la distribución de ingresos laborales. A su vez, la dinámica de la desigualdad por grupos de edad no muestra ningún comportamiento diferencial en los más jóvenes.

En el caso de Colombia y Argentina, la descomposición Datt-Ravallion sugiere que hubo un corrimiento de la distribución de ingresos laborales hacia salarios más bajos, lo cual, sería consistente con un cambio en la demanda de trabajo producto de un empeoramiento en la calidad de la educación en los nuevos ingresantes. Sin embargo, no hubo ningún comportamiento diferencial de la desigualdad por grupos de edades, por lo cual, el fenómeno de caída en el retorno a la educación terciaria en los trabajadores más jóvenes no parece tener sustento firme.

Estos resultados se contraponen con el análisis presentado por Messina y Silva (2018) donde encuentra tendencias coherentes con la obsolescencia de las habilidades en Argentina, Brasil y México. No obstante, ellos utilizan un período distinto de análisis y otra metodología para testear condiciones necesarias de estas hipótesis. Queda pendiente aquí contrastar estas diferencias utilizando períodos iguales.

En todos los casos, la oferta de trabajadores calificados aumentó de forma constante y fue la demanda la que definió el movimiento de los retornos a la educación. En Brasil, Chile y Colombia, la demanda aumentó más que la oferta, mientras que en México la demanda se redujo a partir de 2014. Más allá de los patrones diferenciales, en ambos casos, los retornos a la educación cayeron en el período analizado (2012-2019). Por contrario, en Argentina, si bien la demanda y oferta crecieron, los retornos a la educación terciaria incrementaron como resultado de una demanda que creció por encima de la oferta.

Queda pendiente para futuras investigaciones explorar nuevas hipótesis sobre la dinámica encontrada en la demanda de trabajadores calificados que pueda dar cuenta del proceso de cambio en los retornos a la educación documentados a lo largo del trabajo.



Universidad de
San Andrés

Referencias

- Acosta, P., Cruces, G., Galiani, S., & Gasparini, L. (2019). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: evidence from a supply–demand framework. *Latin American Economic Review*, 28(1), 1-20.
- Amarante, V. (2016). Income inequality in Latin America: A factor component analysis. *Review of income and wealth*, 62, S4-S21.
- Azevedo, J. P., Inchauste, G., & Sanfelice, V. (2013). Decomposing the recent inequality decline in Latin America. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6715).
- Beccaria, L., Maurizio, R., & Vázquez, G. (2015). Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de la Argentina. *Desigualdad e informalidad. Un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*, 89-128.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 436-455.
- Bound, J., & Johnson, G. (1995). What are the causes of rising wage inequality in the United States? *Economic Policy Review*, 1(1).
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H., & Lustig, N. (Eds.). (2004). *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank Publications.
- Busso, M., & Messina, J. (2020). The inequality crisis: Latin America and the Caribbean at the Crossroads. *Inter-American Development Bank*, 32(10.18235), 0002629.
- Bustos, P. (2005). The impact of trade liberalization on skill upgrading. Evidence from Argentina.
- Campos-Vazquez, R. M., & Lustig, N. (2019). Labour income inequality in Mexico: Puzzles solved and unsolved. *Journal of Economic and Social Measurement*, 44(4), 203-219.
- Campos-Vazquez, R. M., Lopez-Calva, L. F., & Lustig, N. (2016). Declining wages for college-educated workers in Mexico: are younger or older cohorts hurt the most? *World Bank Policy Research Working Paper*, (7546).
- Campos-Vázquez, R., Esquivel, G., & Lustig, N. (2014). The rise and fall of income inequality in Mexico, 1989-2010. *Falling inequality in Latin America: Policy changes and lessons*, 140.
- Campos-Vazquez, R., Lustig, N., & Scott, J. (2021). Labour Markets and Fiscal Redistribution 1989–2014. *Inequality in the Developing World*, 180.
- Cord, L., Barriga-Cabanillas, O., Lucchetti, L., Rodríguez-Castelán, C., Sousa, L. D., & Valderrama, D. (2017). Inequality stagnation in Latin America in the aftermath of the global financial crisis. *Review of Development Economics*, 21(1), 157-181.
- Cruces G, García Domench C, Gasparini L (2014) Inequality in Education: Evidence for Latin America. In: Cornea G (ed). *Falling inequality in Latin America. Policy changes and lessons*. Oxford University Press, Oxford, pp 318–339. (ISBN 978-0-19-870180-4)

- Datt, G., & Ravallion, M. (1992). Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of development economics*, 38(2), 275-295.
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys: a microeconometric approach to development policy*. World Bank Publications.
- Fernández Sierra, M., & Serrano, G. (2022). New Perspectives on Inequality in Latin America. *New Perspectives on Inequality in Latin America. IZA Discussion Paper*, (15437).
- Ferreira, F. H., Firpo, S. P., & Messina, J. (2022). Labor market experience and falling earnings inequality in Brazil: 1995–2012. *The World Bank Economic Review*, 36(1), 37-67.
- Firpo, S., Pinheiro, A. P., Riva, F., & Úbida, G. (2021). "The Changing Nature of Work and Inequality in Brazil (2003-19): A Descriptive Analysis." <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/102-0>.
- Firpo, S. P., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2018). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6(2), 28.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Gasparini, L., Bracco, J., Galeano, L. M., & Pistorio, M. (2018). Desigualdad en países en desarrollo: ¿ajustando las expectativas? *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- Gasparini, L., Cruces, G., & Tornarolli, L. (2016). Chronicle of a Deceleration Foretold: Income inequality in Latin America in the 2010s. *Revista de economía mundial*, (43).
- Gasparini, L., & Lustig, N. (2011). The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*
- López-Calva, L. F., & Lustig, N. C. (Eds.). (2010). *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Brookings Institution Press.
- Lustig, N. (2020). Desigualdad y descontento social en América Latina. *Nueva Sociedad*, (286), 53-61.
- Lustig, N., López-Calva, L. F., & Ortiz-Juarez, E. (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World development*, 44, 129-141.
- Messina, J., & Silva, J. (2017). *Wage inequality in Latin America: Understanding the past to prepare for the future*. World Bank Publications.
- Messina, J., & Silva, J. (2021). Twenty years of wage inequality in Latin America. *The World Bank Economic Review*, 35(1), 117-147.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709.
- Ravallion, M., & Chen, S. (2003). Measuring pro-poor growth. *Economics letters*, 78(1), 93-99.

SEDLAC (2022). Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean. CEDLAS and The World Bank. Link: <https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/en/estadisticas/sedlac/>

Tornarolli, L., Ciaschi, M., & Galeano, L. (2018). *Income distribution in latin america: The evolution in the last 20 years: A global approach* (No. 234). Documento de Trabajo.

Zapata-Román, G (2021). "The Role of Skills and Tasks in Changing Employment Trends and Income Inequality in Chile," WIDER Working Paper, 2021. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/986-0>.



Universidad de
San Andrés

Apéndice

Tabla A1: Definiciones de ingreso laboral

País	Nombre de la encuesta	Años disponibles	Definición de ingreso laboral
Argentina	Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC)	2012-2019	Ingreso monetario de todas las ocupaciones
Brazil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínuos (PNADC)	2012-2019	Ingreso monetario y no monetario de todas las ocupaciones
Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)	2013, 2015, 2017	Ingreso monetario y no monetario de la ocupación principal para asalariados, cuenta propia, trabajo familiar no remunerado, ingresos de otras ocupaciones para asalariados, trabajadores por cuenta propia, remuneración del trabajo ocasional y consumo de productos agrícolas
Colombia	Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH)	2012-2019	Ingreso monetario y no monetario de la ocupación principal, ingresos del trabajo familiar no remunerado, ingresos de otras ocupaciones, remuneración del trabajo ocasional y consumo de productos agrícolas
Mexico-ENIGH	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)	2012, 2014, 2016, 2018, 2020	Ingresos monetarios de la ocupación principal: sueldos, salarios, horas extras, comisiones, bonos y pagos extraordinarias, incentivos, premios, prima por vacaciones. Ingresos de otros empleos en cooperativas y negocios que funcionan como corporaciones. Ingresos monetarios de otros empleos de los trabajadores en relación de dependencia. Ingresos monetarios de otro empleo en el último mes.

Tabla A2. Conceptos incluidos en los ingresos laborales

País	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México
Empleados (asalariados)	Si	Si	Si	Si	Si
Monetario	Si	Si	Si	Si	Si
No monetario	No disponible	Si	Si	Si	No
Período consultado	Último mes	Último mes	Último mes	Último mes	Último Mes
<i>Ocupación principal</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
Monetario	Si	Si	Si	Si	Si
No monetario	No	Si	Si	Si	No
<i>Otros empleos</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>	<i>Si</i>
Monetario	Si	Si	Si	Si	Si
No monetario	No	Si	Si	Si	Si
Trabajadores independientes y empleadores	Si	Si	Si	Si	Si
Monetario	Si	Si	Si	Si	Si
No monetario	No	Si	Si	Si	No
Período consultado	Último mes	Último mes	Último mes	Último mes	Último mes
Distingue independientes de patrones?	Si	Si	Si	Si	Si

Fuente: Elaboración propia en base a EPH, PNADC, CASEN, GEIH y ENIGH.