

DOCUMENTO DE TRABAJO DEL BID N° IDB-WP-01323

El aumento de la desigualdad en América Latina: un efecto colateral de la pandemia

Ivonne Acevedo
Francesca Castellani
María José Cota
Giulia Lotti
Miguel Székely

Banco Interamericano de Desarrollo
Oficina de Planificación Estratégica y Efectividad en el Desarrollo

Enero, 2022

El aumento de la desigualdad en América Latina: un efecto colateral de la pandemia

Ivonne Acevedo
Francesca Castellani
María José Cota
Giulia Lotti
Miguel Székely

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo

El aumento de la desigualdad en América Latina: un efecto colateral de la pandemia / Ivonne Acevedo, Francesca Castellani, María José Cota, Giulia Lotti, Miguel Székely.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 1323)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Income distribution-Latin America. 2. Educational equalization-Latin America. 3. Coronavirus infections-Latin America. I. Acevedo, Ivonne. II. Castellani, Francesca. III. Cota, María José. IV. Lotti, Giulia. V. Székely, Miguel. VI. Banco Interamericano de Desarrollo. División Estratégica de Efectividad en el Desarrollo. VII. Serie.

IDB-WP-1323

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2022 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Después de un proceso de revisión por pares, y con el consentimiento previo del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), una versión revisada de esta obra puede reproducirse en cualquier revista académica, incluyendo aquellas indizadas en EconLit de la Asociación Americana de Economía, siempre y cuando se reconozca la autoría del Banco y el autor o autores del documento no hayan percibido remuneración alguna derivada de la publicación. Por lo tanto, la restricción para recibir ingresos de dicha publicación sólo se extenderá al autor(s) de la publicación. Con respecto a dicha restricción, en caso de cualquier incompatibilidad entre la licencia Creative Commons IGO 3.0 Atribución-No comercial - NoDerivatives y estas declaraciones, prevalecerán estas últimas.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



El aumento de la desigualdad en América Latina: un efecto colateral de la pandemia

Ivonne Acevedo*

Francesca Castellani*

María José Cota*

Giulia Lotti*

Miguel Székely*

Enero, 2022

Resumen

Este estudio explora la evolución de la desigualdad en América Latina durante la pandemia de la COVID-19 utilizando datos primarios disponibles de encuestas de hogares y empleo recopilados en 2020. La desigualdad aumentó en promedio un 2% entre 2019 y 2020, el doble del crecimiento anual promedio en el indicador de desigualdad que marcó la década de una desigualdad creciente en los años noventa. Obtuvimos resultados heterogéneos al desagregar por género, área urbana-rural y sector de la actividad económica. Sorprendentemente, encontramos que las diferencias en el ingreso por nivel de educación disminuyeron en la mayoría de los casos. Las remesas tuvieron un efecto modesto, mientras que las transferencias públicas jugaron un rol central para impedir mayores disparidades en la mitad de los países estudiados. Nuestras estimaciones muestran que la disminución de los niveles de empleo -debido a la contracción económica provocada por la COVID-19- se asocia con aumentos de la desigualdad del ingreso que, según nuestras proyecciones, disminuirá progresivamente con la recuperación. Sin embargo, la escolaridad perdida y las pérdidas en el nivel educativo debido a la pandemia puede generar presiones sobre la desigualdad en el futuro, una vez que los jóvenes en edad escolar entren en el mercado laboral.

Códigos JEL: D63, I14, I32, I38, O15

Palabras clave: desigualdad, COVID-19, América Latina, brechas, remesas, transferencias.

* Banco Interamericano de Desarrollo; * Centro de Estudios Educativos y Sociales. Este documento no refleja las opiniones del Banco Interamericano de Desarrollo ni de su Directorio.

Introducción

Una de las principales preocupaciones asociadas con el impacto económico de la COVID-19 es que podría afectar en gran medida a la población más vulnerable y exacerbar la inequidad social.¹

Esta preocupación es particularmente pertinente en América Latina. La región ha experimentado un progreso considerable a lo largo de las últimas dos décadas en la reducción de la pobreza y la desigualdad y en el crecimiento de las clases medias -logros amenazados por la pandemia.² Al mismo tiempo, los niveles de descontento con la democracia, las tensiones sociales y las expectativas de una mayor inclusión han aumentado y podrían empeorar debido a la crisis.³

Desde el comienzo de la emergencia sanitaria, varios estudios han intentado estimar los posibles efectos del confinamiento en la pobreza, el tejido social y la distribución del ingreso, utilizando proyecciones basadas en datos históricos. López y Ruiz-Arranz (2020) Acevedo *et al.* (2020a), Castilleja-Vargas (2020), CEPAL (2020) y el Banco Mundial (2021), por ejemplo, predicen aumentos considerables de la pobreza y una contracción de la clase media que prácticamente borraría el progreso alcanzado en la década anterior. Por su parte, el Banco Mundial (2021), Lakner *et al.* (2020), López y Ruiz-Arranz (2020) y CEPAL (2020), proyectan cambios en el coeficiente de Gini que van desde una posible disminución del 3% (menos desigualdad en la distribución del ingreso) hasta un aumento del 5,6% (mayor desigualdad). Lustig *et al.* (2021) también contemplaban aumentos en el mismo índice de hasta 2,6 en los países analizados.⁴

Este estudio pretende llenar una brecha en la literatura analizando los cambios en la desigualdad en América Latina utilizando datos de encuestas de empleo y de hogares recopilados en 2020, actualmente disponibles en diez países de la región. Para lograr una perspectiva uniforme, procesamos el mismo tipo de bases de datos, empezando en 1992. Al hacer esto, generamos resultados basados en las fuentes primarias de información recopiladas por los institutos nacionales de estadística durante la pandemia. Esto nos permite ir más allá de las proyecciones y medir los impactos a corto plazo que se están materializando.

La sección siguiente presenta las tendencias en desigualdad en la región desde 1992 hasta 2020 en países con información disponible. La Sección 3 explora los factores detrás de los cambios en la desigualdad, particularmente entre 2019 y 2020. La Sección 4 se centra en el análisis agregado que explora la relación entre desigualdad y una serie de variables explicativas, así como una proyección para el futuro. La Sección 5 aborda las principales conclusiones del estudio.

¹ El tema es pertinente en cada país, pero también a nivel global porque los países con menos capacidad para responder a la pandemia pueden sufrir impactos económicos más fuertes. Deaton (de próxima publicación) y Ferreira *et al.* (2021) analizan este aspecto.

² Las tendencias favorables han sido ampliamente documentadas, sobre todo en Banco Mundial (2013), Lustig *et al.* (2013), Cord *et al.* (2017), Cornia (2014), Stampini *et al.* (2016), Duryea y Robles (2016), Rodríguez Castelán *et al.* (2016) y, más recientemente, Busso y Messina (2020), CEPAL (2020), Messina Y Silva (2021), y Banco Mundial (2021).

³ Según los datos del Latinobarómetro, entre 2017 y 2018, el apoyo a la democracia disminuyó en 14 países en América Latina y el 71% de los habitantes de América Latina declaró no estar satisfecho con la democracia en su país. Sólo el 32% aprobaba el desempeño de su actual gobierno. Según la misma fuente, en 2018 sólo el 12% de la población de la región consideraba que su situación económica era "buena" o "muy buena". Además, el porcentaje de la población que declaraba que la distribución del ingreso es "injusta" o "muy injusta" aumentó del 69% al 80% entre 2013 y 2018. Reyes y Gasparini (2017), Kirchner, León y García de Viedma (2020) y Valle Luna y Scartascini (2020) presentan un análisis en este sentido.

⁴ Agrawal *et al.* (2021) obtienen datos más recientes, aunque con encuestas telefónicas, que apuntan a aumentos en la desigualdad del ingreso para un conjunto de países de América Latina que incluye a Argentina, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Guatemala y Honduras.

1. La desigualdad en América Latina entre 1992 y 2020

Esta sección presenta las tendencias en desigualdad entre 1992 y 2019 en 16 países de la región y los cambios entre 2019 y 2020 observados en los diez países para los cuales hay datos de 2020 disponibles.

Descripción de la base de datos combinada para este estudio

Se construyó una serie regional consistente basándose en las encuestas nacionales de hogares, a partir de los datos previamente reunidos por Székely y Mendoza (2017).⁵ La serie presentada más abajo está actualizada hasta 2019 y, en los países donde hay datos disponibles, hasta 2020. El Apéndice A detalla los años y encuestas utilizadas en cada país. Para construir los indicadores de desigualdad, se consideraron diferentes fuentes de ingreso, incluidos el ingreso laboral, las transferencias, las remesas y las pensiones, así como las rentas del capital. Para que la serie sea consistente y las comparaciones entre países sean válidas, se tuvo en cuenta la cobertura geográfica y de población de cada encuesta. Las encuestas son nacionalmente representativas, excepto en Argentina y Uruguay (ver Apéndice A).⁶

En promedio, los países tienen datos para 17 años.⁷ El Grupo 1 incluye 16 países: 14 (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Perú y Uruguay) tienen series consistentes de encuestas de hogares para el período 1992-2019; y otros dos países (Ecuador y Paraguay) tienen datos que comienzan después de 1992 (en 1994 y 1995, respectivamente). En total, se calcularon 261 coeficientes Gini, así como distribuciones del ingreso por decil. Para obtener los promedios regionales, las observaciones fueron interpoladas entre los años para los cuales hay encuestas disponibles en cada país.

El Grupo 2 comprende diez países con datos que llegan hasta 2020, que comprenden el período 1992-2020: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Paraguay y Perú. Los cambios presentados en 2020 para ocho de estos países se refieren a 2019. Para Chile y México, la comparación se refiere a la información más reciente anterior a 2020 (2017 y 2018, respectivamente).

30 años de desigualdad en América Latina

El panel a del Gráfico 1 presenta la trayectoria del índice de Gini promedio para el Grupo 1. Según nuestros cálculos (que son congruentes con estudios anteriormente mencionados), la región experimentó un marcado aumento promedio del índice de Gini de casi 10% entre 1992 y 2002, que van de un valor de 0,49 a 0,55 puntos.⁸ La reducción entre 2002 y 2012 prácticamente contrarrestó los aumentos anteriores, reduciendo el valor a 0,50. La tendencia continuó a la baja hasta alcanzar un valor de 0,48 en 2019 -con una reducción adicional del 4%. El año

⁵ Para Panamá, los datos desde 2000 hasta 2019 se obtuvieron de una estandarización previa de los datos recopilados por la Base de Datos Socioeconómica para América Latina y el Caribe (SEDLAC), por el LAC Equity Lab del Banco Mundial, mientras que los datos para los años anteriores se basan en encuestas de hogares. En el caso de Perú, los datos de 2000 a 2003 provienen del SEDLAC de Equity Lab del Banco Mundial.

⁶ Aunque el objetivo de la estandarización es permitir la comparabilidad entre países y años, hay casos de reportes insuficientes, subrepresentación de regiones o grupos socioeconómicos u otras particularidades de la encuesta.

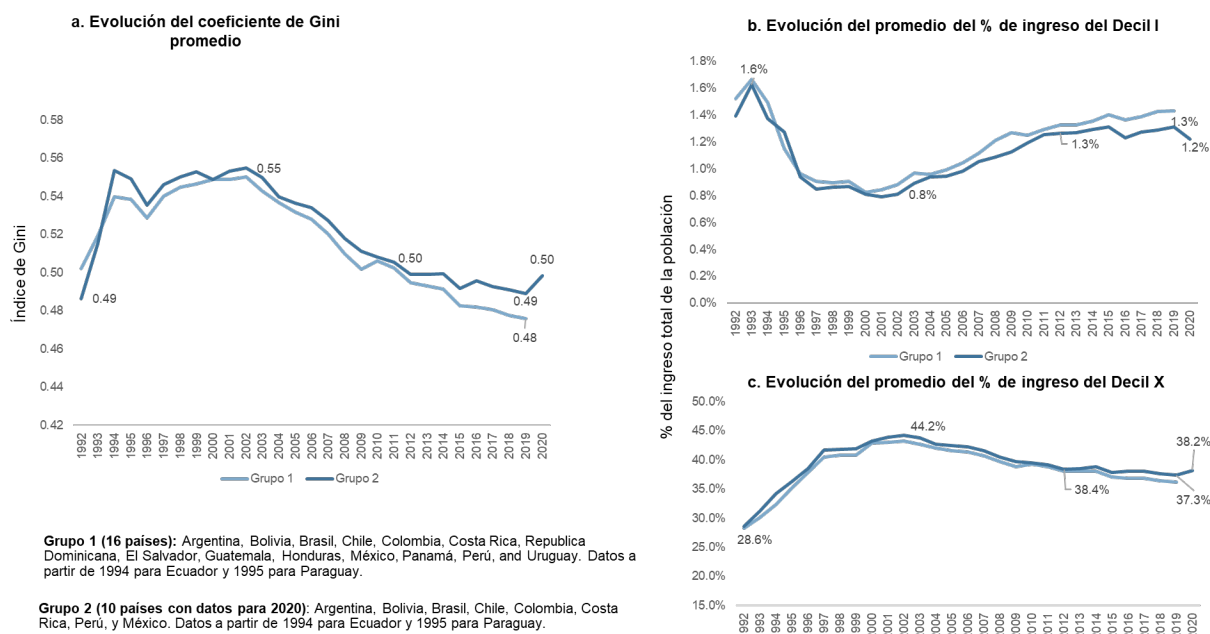
⁷ Los promedios presentados en esta sección no son ponderados.

⁸ El estudio de Londoño y Székely (2000) presenta una serie que comienza en 1980 para un conjunto más pequeño de países que muestra que el aumento en los años noventa es una continuación del aumento de la desigualdad observada entre 1980 y 1990.

inmediatamente anterior a la pandemia de la COVID-19, 2019, tuvo el valor del índice de Gini más bajo (menos desigualdad) en las tres décadas para las cuales se incluye información.

Los paneles b y c ilustran la evolución de la proporción del ingreso que concentran el 10% más pobre (decil I) y más rico (decil X) de la distribución, respectivamente. La desigualdad promedio disminuyó entre 2002 y 2019, a medida que aumentó sostenidamente el ingreso relativo de la población más pobre, del 0,8% al 1,3% del ingreso total. En cambio, el porcentaje promedio del ingreso concentrado en el decil superior disminuyó considerablemente del 44,2% al 37% en el mismo período. El año 2002 marcó un punto de ruptura importante en la dinámica de desarrollo de la región. Esta conclusión está confirmada por un estudio global de Gradín y Opper (2021) - que construyeron una base de datos sobre los indicadores de la desigualdad del ingreso desde 1980 para 200 países- y encontraron tendencias similares en los cambios en la desigualdad para la región de América Latina y el Caribe.

Gráfico 1. Evolución de la desigualdad en América Latina desde 1992 hasta 2020 (promedios por país)



Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares y tabulaciones del Equity Lab de SEDLAC (ver Apéndice A).

Nota: Los grupos incluyen países cuyas series de datos es completa, según las encuestas de hogares. Para los años que faltan, se interpola la información a partir de los años disponibles.

El Gráfico 2 (panel a) recoge el índice de Gini para 2000 y 2019. Las caídas son pronunciadas en la mayoría de los países, sobre todo Perú, República Dominicana y Bolivia. El índice aumentó ligeramente en Colombia y Costa Rica.⁹ Se observa una situación similar en los extremos de la distribución, con un aumento general en el porcentaje del ingreso concentrado en el decil más pobre (excepto Argentina) (panel b) y una disminución para el decil más rico (panel c) en casi

⁹ El aumento en estos dos países se debe supuestamente a aumentos de la desigualdad en los deciles intermedios, dado que los cambios en los deciles 1 y 10 en los extremos sugieren que la dispersión del ingreso disminuyó.

todos los casos -sólo Costa Rica no muestra cambios. El Cuadro 1 presenta la evolución de los indicadores de desigualdad para diferentes años en las décadas recientes.

Juntos, los diez países del Grupo 2 representan casi el 80% de la población de América Latina. Su tendencia es similar a la del Grupo 1 hasta 2019. Las estimaciones para 2020 revelan un punto de inflexión en la evolución de la desigualdad: el valor del índice de Gini aumentó un 2%, el doble del crecimiento anual promedio del indicador de desigualdad entre 1992 y 2002.

Si el coeficiente de Gini hubiera seguido su tendencia de los cinco años anteriores, el Grupo 2 habría registrado un valor de 0,48 en 2020. La comparación de este valor hipotético con los datos reales sugiere un valor del Gini en 2020 un 3% mayor que en un escenario contrafactual sin la pandemia.

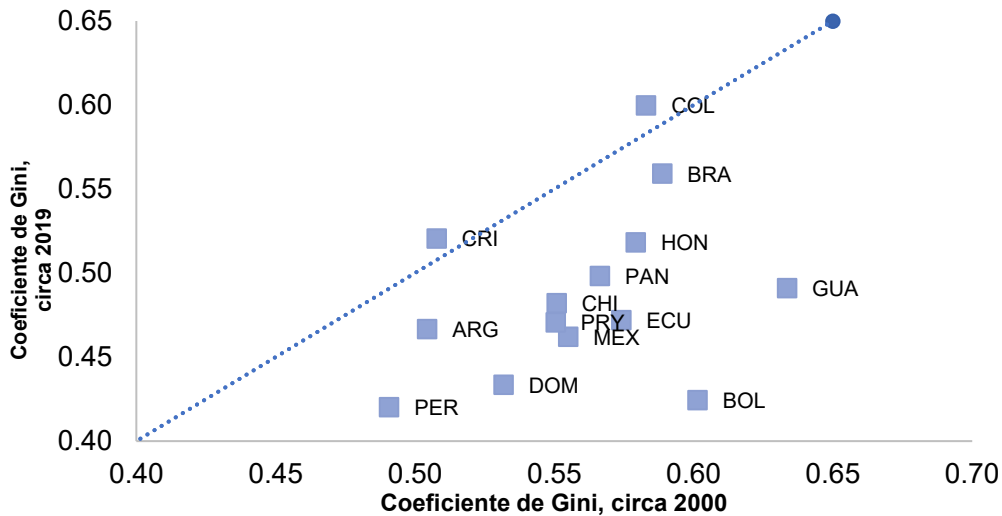
La mayor desigualdad en 2020 estuvo determinada en gran medida por la reversión a las tendencias en aumento y disminución de los deciles 1 y 10, respectivamente (Gráfico 1, paneles b y c).

El índice de Gini en Perú, Bolivia, Chile y Colombia creció un 6,8%, un 6,5%, un 5,4% y un 5,1% respectivamente, entre 2019 y 2020 (Gráfico 3). Los siguen Ecuador, Brasil y Costa Rica, con aumentos del 2,6%, 2,5% y 1,1%, respectivamente. El índice no registró casi ningún cambio en Argentina, mientras que disminuyó en 2,5% en México. El único país con una tendencia contraria significativa es Paraguay, donde el índice de Gini disminuyó en un 5,2% (ver Apéndice B para una desagregación más detallada de los datos).¹⁰

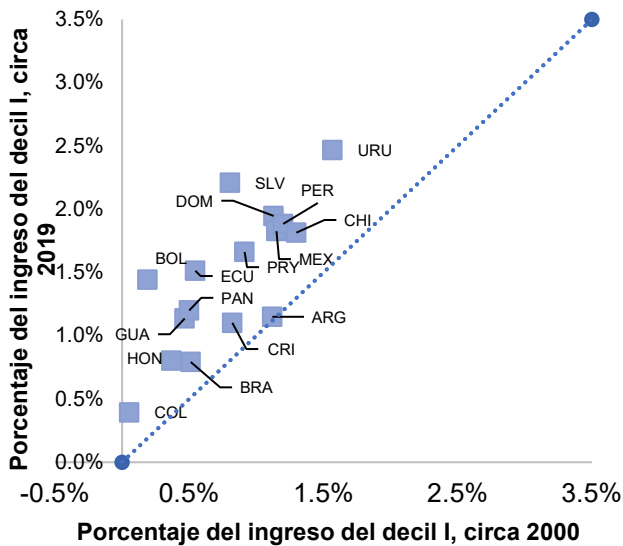
¹⁰ Estos resultados coinciden con un estudio reciente de Furceri et al. (2021), que analizan el efecto que la pandemia tuvo en la distribución del ingreso a lo largo de las últimas dos décadas. Sus resultados sugieren que las pandemias anteriores -aunque de escala menor que la COVID-19- se asocian con aumentos en la desigualdad debido a un aumento de la concentración del ingreso en los deciles más ricos. Además, los autores llevan a cabo simulaciones para aproximar la magnitud de la crisis sanitaria actual. Observan que el impacto en la distribución del ingreso varía considerablemente entre países y depende en gran parte de la distribución inicial del ingreso, el conjunto de políticas públicas de mitigación y las características particulares de cada país.

Gráfico 2. Diferencias en los indicadores de desigualdad en América Latina por país entre circa 2000 y circa 2019

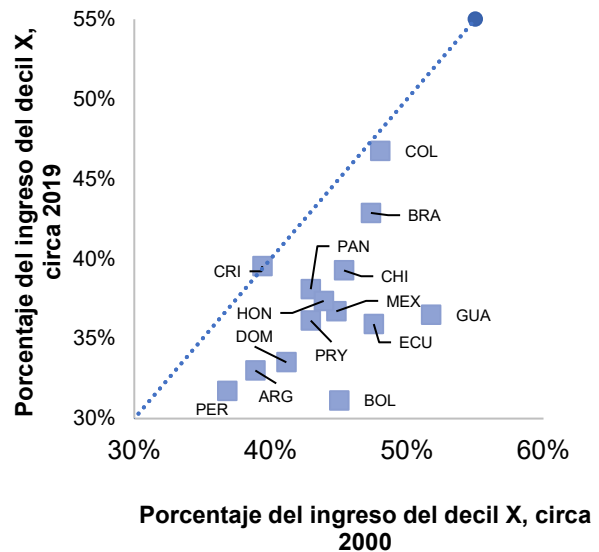
a. Coeficiente de Gini, circa 2000 y circa 2019



b. Porcentaje del ingreso del decil I, circa 2000 y circa 2019 (porcentaje)



c. Porcentaje del ingreso del decil X, circa 2000 y circa 2019 (porcentaje)



Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares y tabulaciones del LAC Equity Lab de SEDLAC (ver Apéndice A).

Nota: ARG = Argentina, BOL = Bolivia, BRA = Brasil, CHI = Chile, COL = Colombia, CRI = Costa Rica, DOM = República Dominicana, ECU = Ecuador, GUA = Guatemala, HON = Honduras, MEX = México, PAN = Panamá, PER = Perú, PRY = Paraguay.

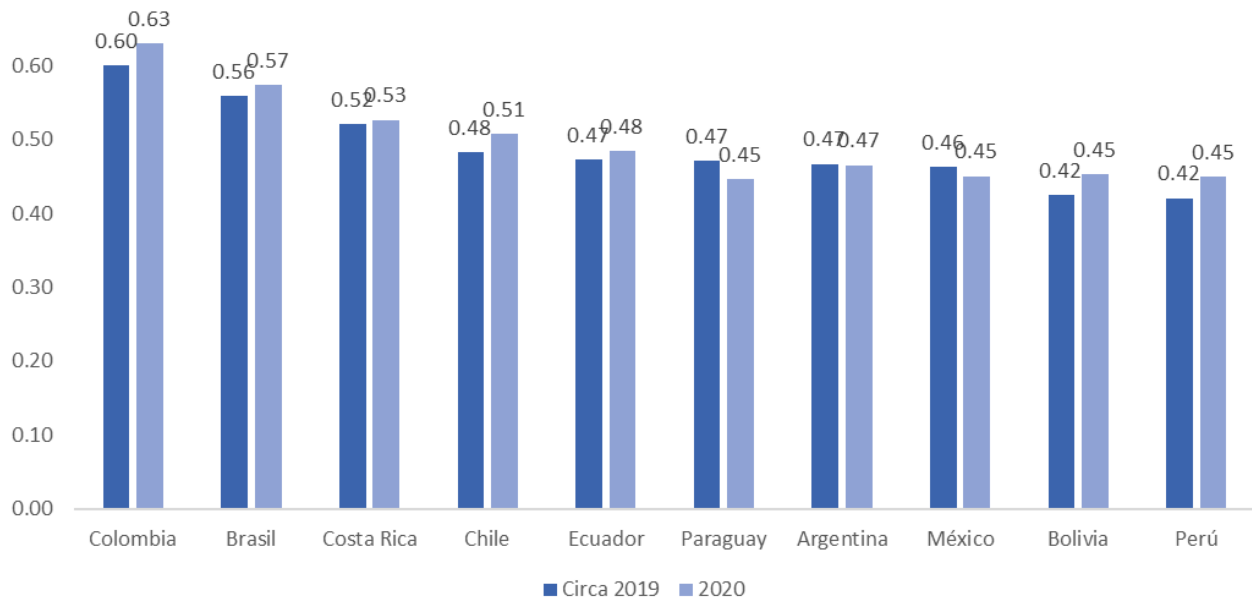
Cuadro 1. Coeficiente de Gini y distribución del ingreso (decil 1 y decil 10), circa 1992, 2002 y 2019 (países del Grupo 1)

País	Coeficiente de Gini				Porcentaje del ingreso del Decil 1				Porcentaje del ingreso del Decil 10			
	c. 1992	c. 2002	c. 2012	c. 2019	c. 1992	c. 2002	c. 2012	c. 2019	c. 1992	c. 2002	c. 2012	c. 2019
ARG	0,46	0,52	0,41	0,47	0,7	1,1	2,0	1,2	23,0	38,9	29,2	33,0
BOL	0,49	0,61	0,47	0,42	2,2	0,2	0,7	1,4	29,1	48,0	33,9	31,1
BRA	0,39	0,60	0,55	0,56	2,3	0,5	0,9	0,8	18,9	48,0	42,6	42,9
CHI	0,57	0,55	0,49	0,48	2,3	1,3	1,7	1,8	36,1	15,0	15,3	15,2
COL	0,49	0,58	0,62	0,60	0,4	0,1	0,3	0,4	33,1	48,0	48,6	46,8
CRI	0,46	0,51	0,52	0,52	0,1	0,9	1,0	1,1	23,3	39,5	39,3	39,5
DOM	0,49	0,52	0,48	0,43	1,4	1,6	1,5	1,9	37,2	41,4	37,8	33,5
ECU	0,59	0,57	0,48	0,47	0,3	0,6	1,9	1,5	47,3	46,6	36,5	35,9
SLV	0,53	0,53	0,44	0,39	1,4	0,8	1,8	2,2	28,3	40,5	33,4	29,8
GTM	0,59	0,60	0,54	0,49	1,4	0,5	1,0	1,1	45,9	46,1	40,9	36,5
HND	0,52	0,61	0,58	0,52	0,3	0,6	0,8	0,8	29,1	46,5	45,8	37,4
MEX	0,54	0,51	0,50	0,46	1,3	1,5	1,5	1,8	43,2	41,0	39,6	36,7
PAN	0,56	0,56	0,52	0,50	0,2	0,8	1,0	1,2	28,8	43,0	39,8	38,1
PRY	0,62	0,58	0,50	0,47	1,4	0,9	1,3	1,7	36,8	45,7	38,5	36,1
PER	0,48	0,54	0,45	0,42	1,1	1,0	1,5	1,9	24,5	42,1	34,0	31,7
URY	0,42	0,45	0,38	0,39	5,3	1,6	2,3	2,5	23,2	34,0	28,8	29,5

Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares y tabulaciones de LAC Equity Lab de SEDLAC (ver Apéndice A).

Nota: ARG = Argentina, BOL = Bolivia, BRA = Brasil, CHI = Chile, COL = Colombia, CRI = Costa Rica, DOM = República Dominicana, ECU = Ecuador, SLV = El Salvador, GTM = Guatemala, HND = Honduras, MEX = México, PAN = Panamá, PRY = Paraguay, PER = Perú, URY = Uruguay.

Gráfico 3. Coeficiente de Gini, circa 2019 y 2020



Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares.

Nota: Los datos para el año base de la comparación con 2020 son 2019 para todos los países excepto Chile (2017) y México (2018). El coeficiente de Gini es el ingreso per cápita después de impuestos y transferencias.

2. Factores detrás de las tendencias de distribución en 2019-2020

Esta sección presenta un análisis de los factores que se pueden asociar con los cambios en la distribución del ingreso.

Características personales detrás de la desigualdad

Para explorar los factores detrás de los cambios en la desigualdad, estimamos una regresión simple para cada país para 2019 y 2020, por separado, donde la variable dependiente es el logaritmo del ingreso per cápita del hogar. Como variables independientes, incluimos variables dicotómicas para género y residencia urbana/rural del principal aportador de ingreso. También computamos la edad promedio y los años de educación de todos los adultos (mayores de 18 años) que utilizamos para construir variables dicotómicas que capturan la edad de los miembros del hogar y el nivel de educación.¹¹

$$\ln(\text{Ingreso}_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \text{Género}_{i,t} + \beta_2 \text{Edad}_{i,t} + \beta_3 \text{Educación}_{i,t} + \beta_4 \text{Urbana}_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

Las regresiones están limitadas a los jefes de familia mayores de 18 años. Es poco probable que estas variables cambien en un plazo breve, de modo que las variaciones debidas a posibles

¹¹ Las variables categóricas de educación son creadas para la población de 18 años y más y se clasifican como ninguna escolarización, primaria, primer ciclo de secundaria, secundaria superior y educación terciaria, dependiendo de cada sistema educativo. El valor de ninguna escolarización es la categoría de línea de base. Para la edad promedio, las variables categóricas incluyen gamas de edad de 18-29 (categoría de línea de base), 30-44 y 45-59 años.

efectos de composición son aisladas. Interpretamos estos coeficientes como la “prima” que los hogares reciben basándose en las características identificadas.¹²

Para explorar la prima salarial por sector económico, estimamos una regresión para cada país y cada año limitada a los asalariados, donde la variable dependiente es el salario por hora,¹³ y las variables independientes son las mismas que en la regresión descrita anteriormente, aunque las variables dicotómicas están agregadas por sector. De la misma manera, las regresiones sólo incluyen a los mayores de 18 años. El sector primario incluye la agricultura, la caza, la silvicultura y la pesca y sirve como línea de base. El sector secundario consiste en las minas y canteras, las industrias manufactureras y la electricidad, el gas y el agua. El sector terciario incluye la construcción, el comercio, los restaurantes y hoteles, transporte y almacenamiento, establecimientos financieros, seguros y servicios sociales. Los coeficientes se estiman de esta manera porque es posible que el jefe de familia no esté empleado y, por lo tanto, no se puede asignar a un sector particular, y porque personas que trabajan en diferentes sectores pueden vivir simultáneamente en el mismo hogar. La ecuación estimada es la siguiente:

$$\ln(\text{salario}_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \text{Género}_{i,t} + \beta_2 \text{Edad}_{i,t} + \beta_3 \beta_4 \text{Urbana}_{i,t} + \beta_4 \text{Sector}_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

Los Gráficos 4 y 5 muestran la diferencia para cada país entre el coeficiente de la regresión de 2020 y el coeficiente de la regresión de circa 2019 (ver también Apéndice A).¹⁴ Los resultados varían considerablemente según los países. Por ejemplo, en Perú, Ecuador, Bolivia, Chile y Colombia, las primas del ingreso aumentaron entre un 3% y un 10% en los hogares donde un hombre es el principal asalariado en comparación con los hogares donde una mujer es la principal asalariada. Por otro lado, en Costa Rica, el diferencial de género disminuyó en un 4% (panel a del Gráfico 4). En Argentina, Brasil, México y Paraguay, las brechas se mantuvieron casi constantes.

Las diferencias de ingreso entre las zonas urbanas y rurales disminuyeron considerablemente, entre un 3% y un 15%, excepto Bolivia (panel b del Gráfico 4). Esto podría estar relacionado con el hecho de que las actividades agrícolas se vieron menos afectadas por la pandemia dado que la mayoría de las actividades se realizan en el exterior.

El panel c del gráfico 4 también muestra que en Bolivia, Chile, Argentina y Paraguay, los hogares con la edad promedio de los adultos entre 18 y 29 años experimentaron una disminución de su ingreso en relación con las del grupo de edad entre 30 y 44 años. Por otro lado, el jefe de familia en el grupo de edad de 45-49 años tuvo peores resultados que el grupo de 30-44 años en Bolivia, Chile, Argentina, Colombia y México.

Como muestra el panel d, en Argentina, Chile, México, Costa Rica y Brasil, las personas que trabajaban en los sectores secundario y terciario registraron una disminución de su prima salarial -en comparación con los trabajadores del sector primario. En el resto de los países, y

¹² Nos centramos en el ingreso per cápita de los hogares como el indicador tradicional para medir la desigualdad del ingreso, motivo por el cual también incluimos una ponderación para el tamaño del hogar. Rodríguez-Castelán et al. (2016) siguen una estrategia similar para analizar la dinámica de la desigualdad en América Latina durante la primera década de este siglo.

¹³ Para Chile, la variable dependiente es el logaritmo del ingreso semanal porque la encuesta de 2020 no preguntaba sobre las horas semanales, pero sí preguntaba sobre el ingreso laboral.

¹⁴ Los datos para el año base de la comparación con 2020 son de 2019 para todos los países excepto Chile (2017) y México (2018).

particularmente en Colombia y Bolivia, los empleados en los sectores secundario y terciario mostraron un aumento relativamente considerable en comparación con el sector primario.¹⁵

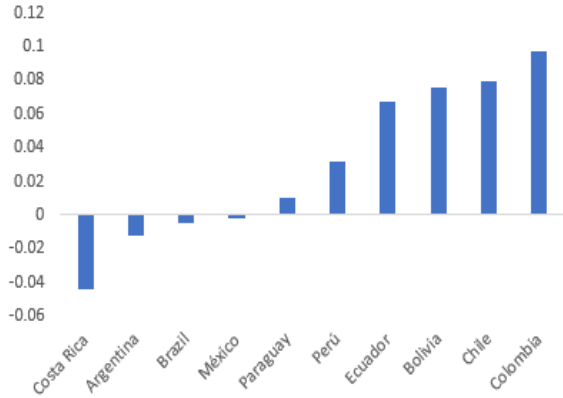
Por otro lado, las diferencias de ingreso por nivel de educación disminuyeron considerablemente entre 2019 y 2020 en todos los casos, excepto Bolivia y Argentina (Gráfico 5). Puede que esto refleje el patrón según el cual durante la crisis económica un alto porcentaje de trabajadores con un menor nivel de educación y salarios más bajos -que constituyen una gran parte del sector informal- dejaron el mercado laboral, cuando se compara con otros trabajadores con mayor nivel educativo. Esto coincide con los resultados de Acevedo *et al.* (2021) según los cuales los trabajadores informales se volvieron inactivos durante la pandemia, lo que generó niveles más bajos de informalidad.¹⁶

¹⁵ Los resultados en este segundo grupo de países pueden parecer contradictorios porque se esperaría que la prima con respecto al sector primario disminuiría dado que los sectores secundario y terciario fueron los más afectados. Sin embargo, dado que la especificación incluye sólo las personas que son asalariadas, no es posible identificar cuál era la dinámica del mercado laboral en cada sector. Por ejemplo, las personas que dejaban el mercado laboral podrían haber sido aquellas cuyos salarios eran más altos en el sector primario o cuyos salarios eran más bajos en los sectores secundario y terciario.

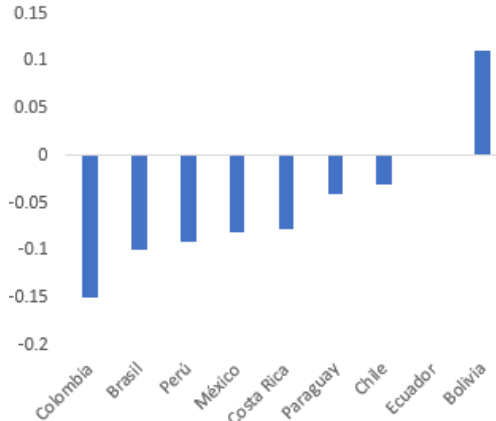
¹⁶ Acevedo *et al.* (2021) estudian cómo la pandemia afectó los mercados laborales de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Paraguay y Perú. Observan que, entre el primer y el tercer trimestre de 2020, la población en edad de trabajar que dejó el mercado laboral en la región aumentó en 6 puntos porcentuales y el desempleo aumentó en un punto porcentual, mientras que la informalidad disminuía en 5 puntos porcentuales. Es decir, al contrario de crisis anteriores donde la informalidad actuaba como un amortiguador del shock, durante la pandemia de la COVID-19, la informalidad como porcentaje de la participación en la fuerza laboral disminuyó, dado que un gran número de trabajadores informales (en lugar de formales) dejaron el mercado laboral y se volvieron inactivos. La dinámica del sector formal podría explicarse por varios factores, entre los cuales (i) regulaciones laborales que imponen costos de despido; (ii) incertidumbre acerca de la duración y profundidad de la crisis sanitaria que complicaba la estimación de los costos y beneficios de mantener los empleos; (iii) las medidas de apoyo al empleo aplicadas por diferentes gobiernos; y (iv) la preferencia de algunos empleadores de disminuir las horas de actividad por empleo en lugar de reducir el plan de producción y, por lo tanto, evitar costos de despido. La dinámica del sector informal puede explicarse por diferentes factores, entre los cuales: (i) la informalidad se caracteriza específicamente por la falta de seguro de salud, de modo que la atención a los riesgos de contagio puede ser menor, lo que se traduciría en tiempos de recuperación (y de inactividad) más largos o cuidados menos efectivos debido a la saturación de los servicios públicos; (ii) incluso en casos en que las autoridades públicas han implementado mecanismos de apoyo económico para amortiguar la caída del empleo, la población informal, que se sitúa fuera de los registros tributarios y otros registros públicos, es más difícil de identificar y localizar y, por lo tanto, es poco probable que se beneficie de las políticas activas.

Gráfico 4. Cambio porcentual en el coeficiente del ingreso per cápita o prima salarial entre circa 2019 y 2020

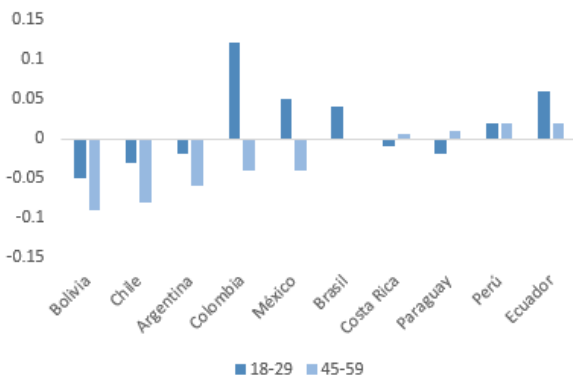
a. Variación en la prima de ingresos asociado con principal proveedor de ingresos, circa 2019–2020



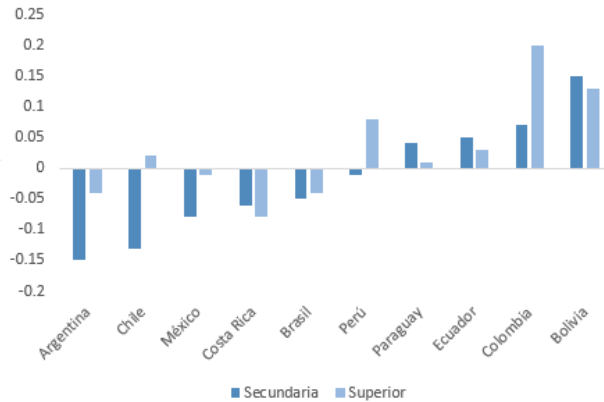
b. Variación en la prima de ingresos asociada con zonas urbanas en relación con zonas rurales, circa 2019–2020



c. Variación en la prima de ingresos asociada con la edad promedio de los miembros del hogar en relación con el grupo de edad de 30-44



d. Variación en la prima salarial de los asalariados en relación con los que trabajan en actividades del sector primario, circa 2019–2020

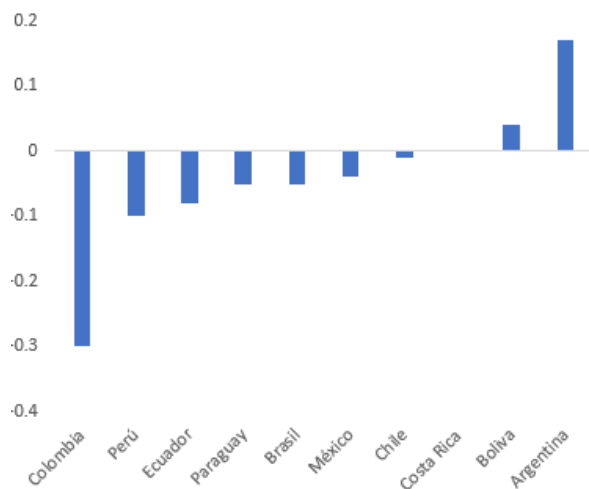


Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares.

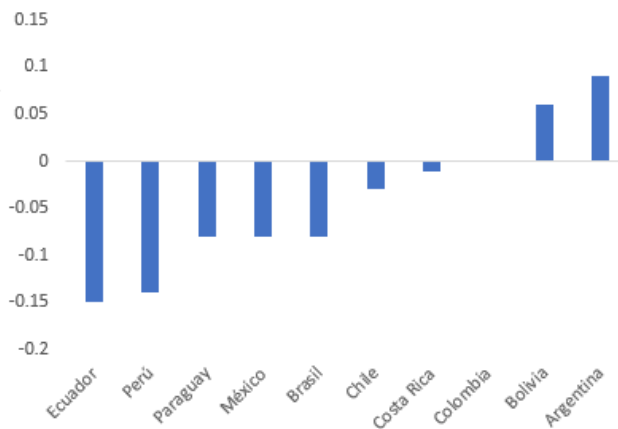
Nota: Los datos para el año base en la comparación con 2020 son para 2019 para todos los países excepto Chile (2017) y México (2018).

Gráfico 5. Cambio porcentual en el coeficiente de la prima de ingresos per cápita por educación promedio de los adultos del hogar entre circa 2019 y 2020

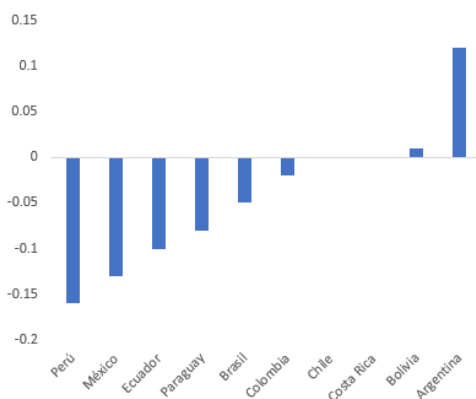
a. Variación en la prima de ingresos asociada con tener primer ciclo de educación secundaria en relación con no tener educación, circa 2019–2020



b. Variación en la prima de ingresos asociada con tener educación secundaria superior en relación con no tener educación, circa 2019–2020



c. Variación en la prima de ingresos asociada con tener educación secundaria superior en relación con no tener educación, circa 2019-2020.



Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares.

Nota: Los datos para el año base en la comparación con 2020 son para 2019 para todos los países excepto Chile (2017) y México (2018).

Un escenario sin remesas ni transferencias públicas

Llevamos a cabo otro ejercicio donde calculamos el valor del índice de Gini en cada país excluyendo ciertas categorías de ingreso para verificar su contribución a los cambios en la desigualdad.¹⁷

Según el “Migration and Development Brief” del Banco Mundial (Banco Mundial/KNOMAD, 2021), las remesas a América Latina y el Caribe disminuyeron durante el segundo trimestre de 2020 pero se recuperaron en el tercer y cuarto trimestres. En general, demostraron ser resilientes en 2020, dado que los flujos oficialmente registrados llegaron a casi USD103.000 millones en 2020 (un aumento del 6,5% en comparación con 2019) y fueron aún más resilientes que en otras regiones del mundo. Dado que la mayoría de las remesas provienen de emigrantes que viven en Estados Unidos,¹⁸ su dinámica estaba muy vinculada a las circunstancias en ese país, dado que numerosos migrantes que viven en Estados Unidos eran elegibles para recibir los cheques de estímulo económico proporcionados por el gobierno.

La literatura ha observado generalmente que las remesas reducen la pobreza (Adams y Page, 2005; López-Córdoba 2005; Acosta, Calderón, Fajnzylber y Lopez, 2006; Lokshin, Bontch-Osmolovski y Glinskaya, 2010; Adams y Cuecuecha, 2013), pero que los efectos en la desigualdad son diversos, dado que dependen de qué parte de la distribución del ingreso provienen los migrantes y si las remesas benefician a los hogares más pobres o más ricos (Beaton *et al.*, 2017).¹⁹ Nuestros resultados indican que si los hogares no hubiesen recibido remesas de otras partes ya sea dentro o fuera del país, los cambios en la desigualdad habrían sido similares (Gráfico 6). Esto sugiere que el flujo de remesas benefició a ambas colas de la distribución del ingreso de los hogares en una medida similar.

En cambio, la ausencia de transferencias públicas de las ayudas sociales y programas habría tenido efectos importantes, según nuestras simulaciones. Como se subraya en un informe reciente de la OCDE (2020), la mayoría de los gobiernos en la región reaccionaron con rapidez y decisivamente como respuesta a la pandemia. Los países aplicaron medidas de apoyo económico, centrándose particularmente en los más vulnerables, para asegurar que el cumplimiento de las restricciones de contención fuera viable para las personas de ingresos más bajos y para los que no podían trabajar desde casa. Las medidas fiscales adoptadas a menudo incluían ampliaciones de los programas de transferencias monetarias y en especie existentes y generaron transferencias adicionales para quienes no estaban contemplados en los programas existentes. El tamaño del paquete de alivio fiscal promedio en la región fue del 8,5% del PIB, si bien dos terceras partes de los países implementaron paquetes más modestos que equivalían a aproximadamente el 3% del PIB. Como referencia, el tamaño del apoyo de las economías avanzadas llegó al 19% del PIB (Cavallo y Powell, 2021).

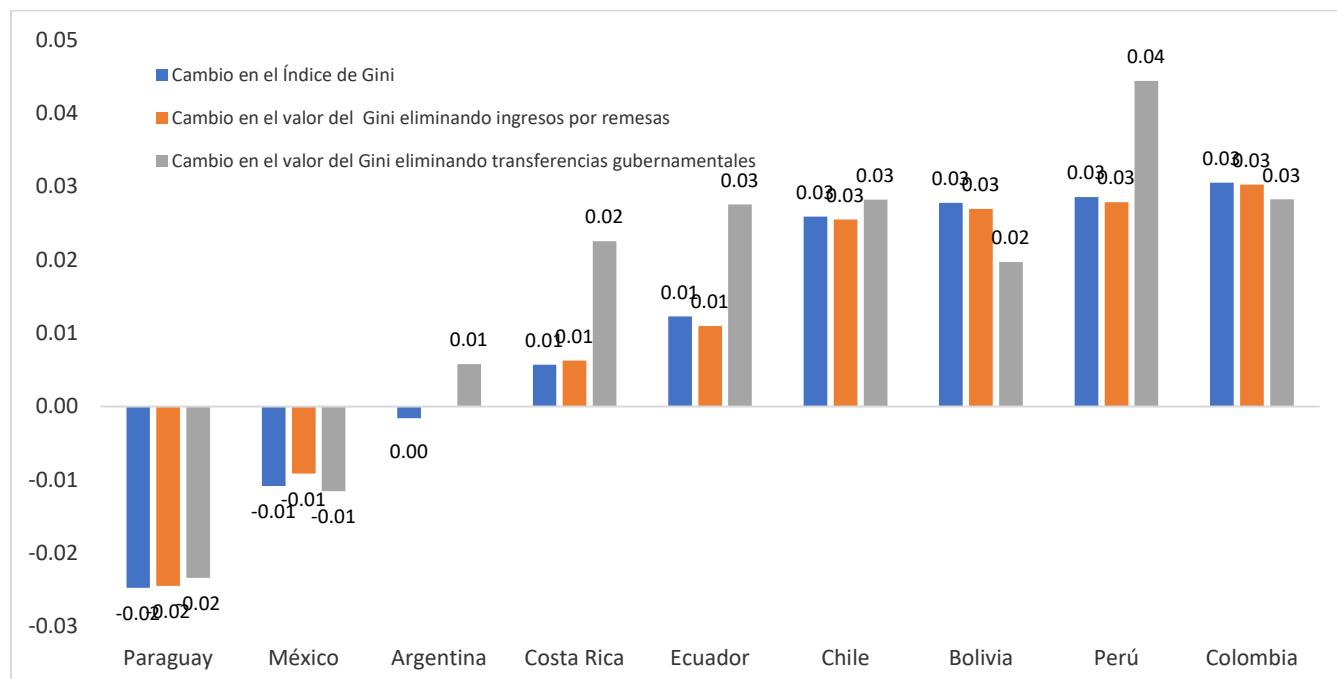
Según nuestras simulaciones, la desigualdad en 2020 habría sido considerablemente mayor en Argentina, Costa Rica, Ecuador y Perú, y ligeramente mayor en Paraguay y Chile si los hogares no hubieran recibido esta fuente de ingreso. En Bolivia, Colombia y México, la desigualdad en 2020 habría sido menor.

¹⁷ Se trata de una estimación simple que no tiene en cuenta los efectos colaterales ni los cambios comportamentales que pueden producirse si los hogares experimentan cambios en sus fuentes de ingreso según lo simulado.

¹⁸ Para El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica y México, el 95% de las remesas provienen de migrantes que viven en Estados Unidos (Banco Mundial/KNOMAD, 2021).

¹⁹ Ver, por ejemplo, Adams (2006), Adams, Cuecuecha y Page (2008), Acosta et al. (2008), Möllers y Meyer (2014), Margolis et al. (2013).

Gráfico 6. Variación estimada en el índice de Gini en 2019 y 2020 en ausencia de transferencias públicas y remesas



Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares.

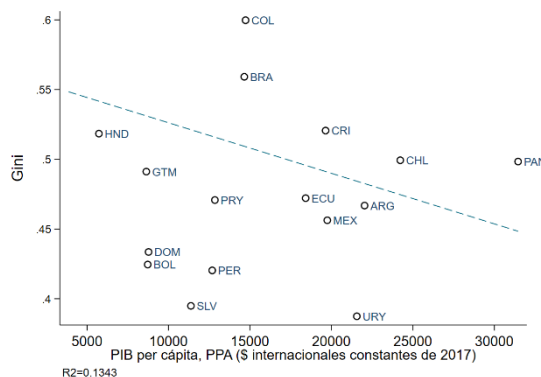
3. Análisis agregado para América Latina

En esta sección, construimos un panel balanceado para 16 países de América Latina con el fin de estimar la correlación entre desigualdad del ingreso -medida por el coeficiente de Gini- y un conjunto de variables asociadas con el contexto socioeconómico desde 1992 hasta 2019 para identificar asociaciones que puedan arrojar luz sobre lo que se puede prever para los próximos años. En este sentido, la literatura ha explorado el efecto de factores como las transferencias de ingresos y las políticas fiscales (Jaramillo, 2014; Scott, 2014; Higgins y Pereira, 2014); los cambios en la brecha salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados (López Calva y Lustig, 2010; Cornia, 2014; Gasparini y Lustig, 2011); y los efectos de crisis anteriores como la crisis financiera global de 2008-2009 (Gasparini *et al.*, 2016; Cord *et al.*, 2017). Aplicando un enfoque similar, Székely y Mendoza (2017) analizan diferentes factores de corto, mediano y largo plazo basados en datos de panel desde 1980 hasta 2013, incluidas diversas variables.

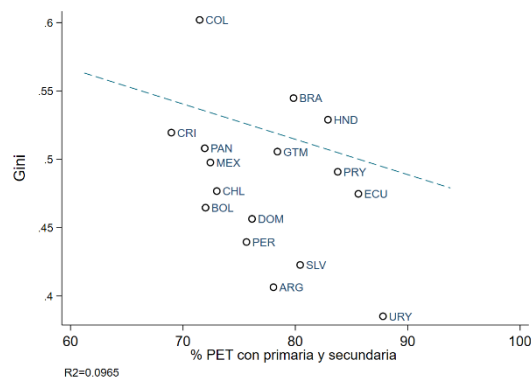
El Gráfico 7 presenta gráficos de dispersión que muestran la correlación entre la desigualdad, el PIB per cápita, el nivel educativo, los impuestos y las transferencias públicas. La correlación entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini es negativa (panel a), y Panamá, Chile y Costa Rica registran un índice de Gini más bajo y un PIB per cápita más alto. Sin embargo, Colombia y Brasil tienen un PIB per cápita más alto en comparación con Honduras y Guatemala, pero ambos países registran un coeficiente de Gini más alto. La asociación entre el nivel educativo (panel b) y los ingresos fiscales (panel c) también es negativa. Por último, no hay una asociación clara entre desigualdad y gasto social público en ámbitos sociales (panel d).

Gráfico 7. Correlación entre desigualdad y variables estructurales, América Latina, circa 2019

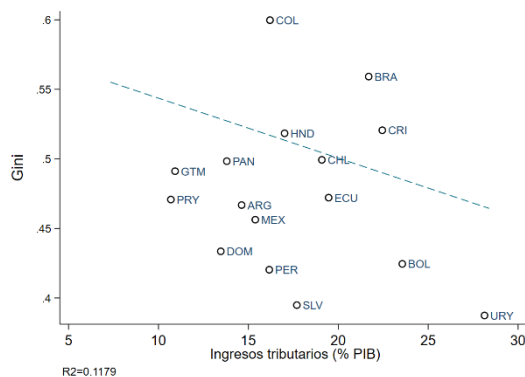
a. PIB per cápita, PPP (\$ internacionales constantes de 2017)



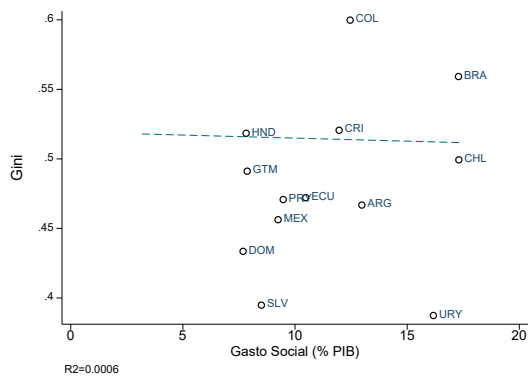
b. Porcentaje de la población en edad de trabajar (PET) con primaria y secundaria como el nivel máximo de educación alcanzado



c. Ingresos tributarios (% PIB)



d. Gasto social del gobierno (% PIB)



Fuente: Preparado por los autores basándose en datos de los Indicadores de Desarrollo Mundial del Banco Mundial; datos de las encuestas de hogares y datos de Barro-Lee y Lee y Lee (2018).

Nota: PPA = paridad de poder adquisitivo; ARG = Argentina, BOL = Bolivia, BRA = Brasil, CHI = Chile, COL = Colombia, CRI = Costa Rica, DOM = República Dominicana, ECU = Ecuador, SLV = El Salvador, GTM = Guatemala, HND = Honduras, MEX = México, PAN = Panamá, PRY = Paraguay, PER = Perú, URY = Uruguay.

Utilizando los datos de panel para los 16 países de América Latina en los cuales hay disponibles encuestas de hogares, estimamos el siguiente modelo de efectos fijos:²⁰

$$\begin{aligned}
 & \ln(Gini_{i,t}) \\
 &= \alpha + \beta_1 \ln(POBsec_{i,t}) + \beta_2 \ln(PIB_{i,t}) + \beta_3 \ln(Empleo_{i,t}) + \beta_4 \ln(Impuestos_{i,t}) \\
 &+ \beta_5 \ln(Gasto Social_{i,t}) + \beta_6 \ln(Rateo Dep_{i,t}) + \beta_7 \ln(Infación_{i,t}) + \delta_t + v_i \\
 &+ u_{i,t} \quad , \quad (3)
 \end{aligned}$$

donde la variable dependiente, $Gini_{i,t}$ representa el coeficiente de Gini para el país i en el año t . Las variables independientes en la regresión incluyen el logaritmo natural del porcentaje de la población en edad de trabajar (de 15 a 64 años) que tienen primaria y secundaria como el nivel

²⁰ Las variables independientes provienen de los Indicadores de Desarrollo Mundial del Banco Mundial, Barro y Lee (2013) y, para educación, Lee y Lee (2018). Los datos están ajustados utilizando una extrapolación lineal.

educativo más alto ($POBsec_{i,t}$). Esto sirve como una aproximación de la dotación de capital humano de cada país. Para las variables macroeconómicas, la especificación incluye el logaritmo natural del PIB per cápita ($PIB_{i,t}$), el porcentaje de la población económicamente activa empleada ($Empleo_{i,t}$) y la tasa de inflación ($Inflación_{i,t}$). Por otro lado, para dar cuenta del crecimiento demográfico el modelo incluye el logaritmo natural del ratio de dependencia ($Rateo Dep_{i,t}$), que representa el porcentaje de la población fuera de la fuerza laboral en relación con la población en edad de trabajar.²¹ Como aproximación de la política fiscal, la especificación incluye los ingresos fiscales del país ($Impuestos_{i,t}$) y los gastos sociales ($Gasto Social_{i,t}$). δ_t y v_i representan los efectos fijos de país y de tiempo, respectivamente. Es importante aclarar que el modelo en la ecuación (3) no pretende establecer una relación causal sino ilustrar la asociación entre las variables.

La columna (2) en el Cuadro 2 proporciona los resultados del modelo de efectos fijos descrito en la ecuación (3). Además de esta regresión, también se presenta los resultados del estimador de los cuadrados mínimos ordinarios (OLS) en la columna (1) y el modelo de efectos aleatorios (RE) en la columna (3).²² Los errores estándar robustos se reportan en cada columna.

En el modelo de efectos fijos, el coeficiente para el porcentaje de la población en edad de trabajar que tiene primaria y secundaria como el nivel más alto de educación es negativo, lo que sugiere que a medida que los niveles educativos aumentan la desigualdad del ingreso es menor -con un coeficiente estadísticamente significativo al nivel del 10%. Se observa que los resultados coinciden con los modelos teóricos que predicen que la desigualdad educativa está correlacionada positivamente con la desigualdad del ingreso (Becker y Chiswick, 1966; Mincer, 1974) y con estudios que han probado esta relación empíricamente (Checchi, 2001; Jaumotte *et al.*, 2013; Autor, 2014; Lee y Lee, 2018).

En términos de educación, 2020 marcó un punto de inflexión en las tendencias educativas. Acevedo *et al.* (2020b) documentan las primeras señales de abandono escolar y pérdidas de aprendizaje durante la pandemia de la COVID-19 entre los alumnos de la región, lo cual puede tener graves consecuencias para los logros educativos. Lustig *et al.* (2020) estiman que si bien la probabilidad de acabar la educación secundaria puede no verse afectada en el caso de las familias con ingresos altos, puede cambiar para los hogares en los deciles medios e inferiores, aumentando la desigualdad educativa. Además, a nivel global -y ajustando por la calidad- la COVID-19 podría provocar una pérdida de entre 0,3 y 0,9 años de educación, según una estimación de Acevedo *et al.* (2020b). Al traducir estos efectos a ingresos, diversos estudios analizan el efecto potencial del cierre de las escuelas, lo que sugiere efectos negativos (Acevedo *et al.*, 2021; Hanushek y Woessmann, 2020). En estas líneas, Psacharopou *et al.* (2021) calculan una pérdida anual de ingresos de aproximadamente USD 2.682 por alumno en los países de ingresos bajos y de USD 6.882 los países de ingresos medios. Por lo tanto, estos retrocesos educativos pueden reducir el efecto ecualizador de la educación en la desigualdad del ingreso, sobre todo en las cohortes que entrarán en el mercado laboral en los próximos años -y fundamentalmente en los grupos de bajos ingresos más vulnerables (Blundell *et al.*, 2020).

²¹ En este sentido, el ratio de dependencia podría generar un aumento temporal de la desigualdad porque los hogares con ingresos más altos experimentan reducciones de los ratios de dependencia y fertilidad antes que los hogares más pobres (Behrman, Duryea y Székely 2002).

²² Si creemos que las variables omitidas no tienen correlación con las variables explicativas que se encuentran en el modelo, entonces es probable que un modelo de efectos aleatorios sea mejor porque producirá estimaciones no sesgadas y errores estándar más pequeños. Sin embargo, si creemos que las variables omitidas no varían en el tiempo, con efectos que no varían en el tiempo, y están correlacionadas con las variables en el modelo, el modelo de efectos fijos sería el más apropiado. Ver Wooldridge (2010) para un debate más detallado.

Cuadro 2. Estimación para América Latina de la correlación entre desigualdad y variables agregadas

Variables	(1) OLS	(2) FE	(3) RE
Porcentaje de escolaridad primaria y secundaria en la población	- 0,324*** (0,049)	-0,150* (0,083)	-0,160* (0,082)
PIB per cápita (PPA constantes 2017)	- 0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000** (0,000)
Empleo (% de la PEA)	- 0,689*** (0,118)	- 0,860*** (0,218)	- 0,798*** (0,223)
Ingresos fiscales	- 0,105*** (0,020)	- 0,146*** (0,045)	- 0,145*** (0,042)
Gasto social	0,068*** (0,018)	-0,001 (0,025)	0,004 (0,027)
Ratio de dependencia	0,141*** (0,039)	0,069 (0,044)	0,073 (0,045)
Inflación	0,008*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,004*** (0,001)
Constante	- 3,389*** (0,572)	- 4,490*** (1,086)	- 4,170*** (1,114)
Observaciones	317	317	317
R-al cuadrado	0,404	0,816	-
Efectos fijos temporales	No	Sí	Sí
Efectos fijos de país	No	Sí	Sí
Número de países	16	16	16

Fuente: Preparado por los autores basándose en datos de los Indicadores de Desarrollo Mundial del Banco Mundial, datos de encuestas de hogares y datos de Barro-Lee (2013) y Lee y Lee (2018).

Nota: Todas las variables están registradas. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. PEA= población económicamente activa; FE= efectos fijos; OLS = cuadrados mínimos ordinarios; PPA = paridad de poder adquisitivo; RE= efectos aleatorios. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

Los resultados de la columna (2) también muestran que el coeficiente del empleo después de controlar por factores fijos- es negativo y estadísticamente significativo, lo que sugiere que un aumento del porcentaje de la población empleada está asociado con una reducción de la desigualdad. El coeficiente $\widehat{\beta}_3 = -0.860$ sugiere que una disminución del 1% de la población empleada está asociado con un aumento del 0,86% en el coeficiente de Gini. En este sentido, las estimaciones recientes del Fondo Monetario Internacional (FMI, 2021) muestran que en 2020 la tasa de empleo disminuyó en aproximadamente 5% en los países incluidos en este estudio - lo cual, según la estimación, estaría asociado con un aumento del 0,43% de la desigualdad. Como en las otras estimaciones, los coeficientes para los ingresos fiscales muestran una asociación negativa y estadísticamente significativa con la desigualdad, mientras que el

coeficiente para los gastos sociales también tiene un signo negativo, pero no es estadísticamente significativo. El rateo de dependencia y las tasas de inflación tienen una asociación positiva con la desigualdad, como se podría esperar.

Conclusión

Este documento explora la evolución de la desigualdad en América Latina utilizando las encuestas de hogares disponibles en la región durante la pandemia de la COVID-19 en 2020 y pone los cambios recientes en una perspectiva histórica analizando la información desde los años noventa.

Entre 2019 y 2020, la desigualdad medida por el coeficiente de Gini aumentó en aproximadamente el 2% -y aumentó hasta el 3% en comparación con las tendencias registradas en los últimos años. Esto representa una inversión de los logros observados durante las dos décadas anteriores, en particular del aumento en la proporción del ingreso total disponible que concentra el 10% más pobre de la población.

Si bien los datos muestran resultados diversos en cuanto a los cambios en la prima de ingresos desagregados por género, localización urbana-rural y sector de actividad económica, las diferencias de ingreso por nivel de educación disminuyen en la mayoría de los casos, posiblemente porque los trabajadores de bajos ingresos han ido abandonando el mercado laboral. Las simulaciones sobre la ausencia de otras fuentes de ingresos sugieren que si bien las remesas tuvieron un efecto modesto, las transferencias públicas jugaron un rol crucial para impedir disparidades mayores en la mitad de los países estudiados. En unos pocos casos, las transferencias públicas podrían haber contribuido a una mayor desigualdad.

En cuanto a la evolución futura de la desigualdad, la estimación de un modelo agregado prevé que la disminución en los niveles de empleo como resultado de la contracción económica provocada por la COVID-19 podría verse asociada con aumentos de la desigualdad a corto plazo. Sin embargo, en el mediano y más largo plazo, los impactos educativos negativos de la pandemia en los jóvenes, documentado en otras fuentes, podrían generar presiones y aumentar la desigualdad cuando esas generaciones actuales entren en el mercado laboral, y estos efectos podrían contrarrestar los efectos previstos de la recuperación económica en la reducción de la desigualdad.

Referencias bibliográficas

- Acevedo, I., F. Castellani, I. Flores, G. Lotti y M. Székely (2020a): "Social Effect of Covid-19: Estimates and Alternative for Latin America and the Caribbean," *Latin American Economic Review*, 29 (8).
- Acevedo, I., F. Castellani, G. Lotti y M. Székely (2021a): "Informality in the Time of COVID-19 in Latin America: Implications and Policy Options," *PLoS ONE*, 16, 12, e0261277, <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261277>.
- Acevedo, I., F. Castellani, G. Lotti y M. Székely (2021b): "Informalidad en los tiempos del COVID-19 en América Latina: implicaciones y opciones de amortiguamiento," Documento de trabajo del BID No. 01232, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington DC.
- Acosta, P., C. Calderón, P. Fajnzylber y H. López (2006): "Remittances and Development in Latin America," *World Economy*, 29 (7), 957–987.
- Acosta, P., C. Calderon, P. Fajnzylber y H. Lopez (2008): "What is the Impact of International Remittances on Poverty and Inequality in Latin America?", *World Development*, 36 (1), 89–114.
- Adams, Jr., R. H. (2006): "Remittances and Poverty in Ghana," *Documento de trabajo sobre investigaciones relativas a políticas 3838*, Banco Mundial, Washington DC.
- Adams, Jr., R. H. y A. Cuecuecha (2013): "The Impact of Remittances on Investment and Poverty in Ghana," *World Development*, 50, 24–40.
- Adams, Jr., R. H., A. Cuecuecha y J. Page (2008): "The Impact of Remittances on Poverty and Inequality in Ghana," *Documento de trabajo sobre investigaciones relativas a políticas 4732*, Banco Mundial, Washington DC.
- Adams, Jr., R. H. y J. Page (2005): "Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?", *World Development*, 33 (10), 1645–1669.
- Agrawal, S., A. Cojocar, V. Montalva, A. Narayan, T. Bundervoet y A. Ten (2021): "COVID-19 and Inequality," Poverty and Equity Global Unit, Banco Mundial, Washington, DC (junio).
- Autor, D. H. (2014): "Skills, Education, and the Rise of Earnings Inequality among the 'Other 99 Percent'," *Science* 344 (6186), 843–51.
- Azevedo, J. P., A. Hasan, D. Goldemberg, K. Geven y S. A. Iqbal (2021): "Simulating the Potential Impacts of COVID-19 School Closures on Schooling and Learning Outcomes: A Set of Global Estimates," *The World Bank Research Observer*, 36 (1), 1–40.
- Banco Mundial (2013): "Latin America and the Caribbean Poverty and Labor Brief: Shifting Gears to Accelerate Shared Prosperity in Latin America and the Caribbean." Other Operational Studies No. 15265, Banco Mundial, Washington, DC.
- Banco Mundial/KNOMAD (2021): "Migration and Development Brief 34: Resilience Covid-19 Crisis through a Migration Lens." Banco Mundial, Global Knowledge Partnership on Migration and Development (KNOMAD), Washington, DC. Disponible en: https://www.knomad.org/sites/default/files/2021-05/Migration%20and%20Development%20Brief%2034_1.pdf
- Barro, R. y J.-. Lee, (2013): "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010." *Journal of Development Economics*, 104, 184-198.

- Beaton, M. K., M. S. Cerovic, M. Galdamez, M. Hadzi-Vaskov, F. Loyola, Z. Koczan, M. B. Lissovolic, M. J. K. Martijn, M.Y. Ustyugova y J. Wong (2017): “Migration and Remittances in Latin America and the Caribbean: Engines of Growth and Macroeconomic Stabilizers?” Documento de trabajo No. 17/144, Fondo Monetario Internacional, Washington, DC.
- Becker, G. S. y B. R. Chiswick (1996): “Education and the Distribution of Earnings.” *The American Economic Review*, 56 (1/2), 358–369.
- Behrman, J., S. y M. Székely (2002): “We Are All Getting Older: A World Perspective on Aging and Economics,” *East Asian Economic Perspectives*, 13, 18–51.
- Blundell, R., M. Costa Dias, R. Joyce y X. Xu (2020): “COVID-19 and Inequalities.” *Fiscal Studies*. 41 (2), 291–319.
- Busso, M. y J. Messina (2020): La crisis de la desigualdad: América Latina y el Caribe en la encrucijada. Banco Interamericano de Desarrollo, Washington DC.
- Castilleja-Vargas (2020): “La clase media andina frente al shock del Covid-19”. Documento de Discusión IDB-DP-00774. DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Cavallo, E. y A. Powell (2021): Oportunidades para un mayor crecimiento sostenible tras la pandemia. *Informe Macroeconómico de América Latina y el Caribe, 2021*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Checchi, D. (2001): “Education, Inequality and Income Inequality,” Documento de investigación LSE STICERD No. 52, London School of Economics.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2020): *Informe sobre el impacto económico en América Latina y el Caribe de la enfermedad por coronavirus (COVID-19)*. Santiago: CEPAL.
- Cord, L., O. Barriga-Cabanillas, L. Lucchetti, C. Rodríguez-Castelán, L. D. Sousa y D. Valderrama (2017): “Inequality Stagnation in the Aftermath of the Global Financial Crisis,” *Review of Development Economics*, 21 (1), 157–181.
- Cornia, A. (2014): “Inequality Trends and Its Determinants over 1990–2010: Policy Changes and Lessons.” En *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, Oxford University Press.
- Deaton, A. (de próxima publicación): “COVID-19 and Global Income Inequality.” *LSE Public Policy Review*.
- Duryea, S. y M. Robles (2016): *Pulso Social de América Latina y el Caribe*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Ferreira, F. H., O. Sterck, D. Mahler y B. Decerf (2021): “Death and Destitution: The Global Distribution of Welfare Losses from the COVID-19 Pandemic,” Documento de discusión IZA No. 14370, Instituto de Economía Laboral, Bonn.
- Furceri, D., P. Loungani, J. D. Ostry y G. Cilluffo (2021): “Will COVID-19 Have Long-Lasting Effects on Inequality? Evidence from Past Pandemics,” Documento de trabajo FMI 21/127, Fondo Monetario Internacional, Washington, DC.
- Gradín, C. y A. Ooppel (2021): “Trends in inequality within countries using a novel dataset”, WIDER Serie Documento de trabajo wp-2021-139, Instituto Mundial de Investigaciones sobre Economía del Desarrollo (UNU-WIDER).

- Gasparini, L. y N. Lustig (2011): "The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America," En Ocampo, J. A. y J. Ros (2011): *Oxford Handbook of Latin American Economics*, Oxford University Press.
- Gasparini, L., G. Cruces y L. Tornarolli (2016): "Crónica de una desaceleración anunciada. La desigualdad de ingresos en América Latina en la década de 2010." *Revista de Economía Mundial*, 43.
- Hanushek, E. A. y L. Woessmann (2020): "The Economic Impacts of Learning Losses," Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, París.
- Higgins, S. y C. Pereira (2014): "The Effects of Brazil's Taxation and Social Spending on the Distribution of Household Income," En *Analyzing the Redistributive Impact of Taxes and Transfers in Latin America*, editado por Nora Lustig, Carola Pessino y John Scott, *Public Finance Review* (Número especial), 42 (3), 346–367.
- Fondo Monetario Internacional (FMI) (2021): *Panorama de la economía mundial*. Washington DC: FMI, abril.
- Jaramillo, M. (2014): "The Incidence of Social Spending and Taxes in Peru," En *Analyzing the Redistributive Impact of Taxes and Transfers in Latin America*, editado por N. Lustig, C. Pessino y J. Scott, *Public Finance Review* (Número especial), 42 (3), 391–412.
- Jaumotte, F., S. Lall y C. Papageorgiou (2013): "Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization?", *IMF Economic Review*, 61 (2), 271–309.
- Kirchner, L, León, A. y D. García de Viedma (2020): *Análisis de las percepciones sobre desigualdad en el contexto de la Covid-19*. Banco Interamericano de Desarrollo, Washington DC.
- Lakner, C., D. G. Mahler, M. Negre y E. B. Prydz (2020): "How Much Does Reducing Inequality Matter for Global Poverty?", *Global Poverty Monitoring Technical Note 13*, Banco Mundial, Washington, DC.
- Lee, J. W. y H. Lee (2018): "Human Capital and Income Inequality," *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23 (4), 554–583.
- Londoño, J. L. y M. Székely (2000): "Persistent Poverty and Excess Inequality, 1970–1995," *Journal of Applied Economics*, 3 (1), 93–134.
- López, A. y M. Ruiz-Arranz, eds. (2020): *Desigualdad y descontento social: cómo abordarlos desde la política pública: Informe económico sobre Centroamérica, Haití, México, Panamá y República Dominicana*. Banco Interamericano de Desarrollo, Washington DC.
- López-Calva, L. F. y N. Lustig (2010): "Explaining the Decline in Inequality in Latin America: Technological Change, Educational Upgrading and Democracy," En *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* Editado por L. F. López-Calva y N. Lustig. Nueva York: Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo; Baltimore: Brookings Institution Press.
- López-Córdova, E. (2005): "Globalization, Migration and Development: The Role of Mexican Migrant Remittances," *INTAL (No. 20)*, ITD Documento de trabajo.
- Lokshin, M., M. Bontch-Osmolovski y E. Glinskaya (2010): "Work-Related Migration and Poverty Reduction in Nepal," *Review of Development Economics*, 14 (2), 323–332.
- Lustig, N., L. F. López-Calva y E. Ortiz-Juárez (2013): "Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico," *World Development*, 44, 129–41.

- Lustig, N., G. Neidhöfer y M. Tommasi (2020): “Short and Long-run Distributional Impacts of COVID-19 in Latin America,” Documento No. 2013, Departamento de Economía, Tulane University, New Orleans.
- Lustig, N., V. Martinez Pabon, F. Sanz y S. D. Younger (2021): “The Impact of COVID-19 and Expanded Social Assistance on Inequality, Poverty and Mobility in Argentina, Brazil, Colombia and Mexico.” Documento de trabajo CEQ 92, Commitment to Equity Institute, Tulane University, junio. REVISADO.
- Margolis, D., L. Miotti, E. M. Mouhoud y J. Oudinet (2013): “To Have and Have Not: Migration, Remittances, Poverty and Inequality in Algeria,” Documento de discusión IZA 7747, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Messina, J. y J. Silva (2021): “Twenty Years of Wage Inequality in Latin America,” *The World Bank Economic Review*, 35 (1), 117–47.
- Mincer, J. (1974): “Schooling, Experience y Earnings,” *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
- Möllers, J. y W. Meyer (2014): “The Effects of Migration on Poverty and Inequality in Rural Kosovo,” *IZA Journal of Labor & Development* ,3 (16).
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2011): *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*. París: Publicación de la OCDE.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2020): *COVID-19 in Latin America and the Caribbean: An Overview of Government Responses to the Crisis*. París: Publicación de la OCDE.
- Psacharopoulos, G., V. Collis, H. A. Patrinos y E. Vegas (2021): “The COVID-19 Cost of School Closures in Earnings and Income across the World,” *Comparative Education Review*, 65 (2), 271–287.
- Reyes, G. J. y L. Gasparini (2017): “Perceptions of Distributive Justice in Latin America during a Period of Falling Inequality,” Documento de trabajo sobre investigaciones relativas a políticas No. 8072. Banco Mundial, Washington DC.
- Rodríguez-Castelán, C., L. F. López-Calva, N. Lustig y D. Valderrama (2016): “Understanding the Dynamics of Labor Income Inequality in Latin America,” *Documento de trabajo sobre investigaciones relativas a políticas* No. 7795, Banco Mundial, Washington DC.
- Scott, J. (2014): “Redistributive Impact and Efficiency of Mexico’s Fiscal System,” En *Analyzing the Redistributive Impact of Taxes and Transfers in Latin America*, editado por N. Lustig, C. Pessino y J. Scott, *Public Finance Review* (Número especial), 42 (3), 368–90.
- Stampini, M., M. Robles, M. Sáenzet, P. Ibararán y N. Medellín (2016): “Poverty, Vulnerability, and the Middle Class in Latin America,” *Latin American Economic Review*, 25 (4).
- Székely, M. y P. Mendoza (2017): “Declining Inequality in Latin America: Structural Shift or Temporary Phenomenon?”, *Oxford Development Studies*, 45 (2), 204–221.
- Valle Luna, J. y C. Scartascini (2020): “¿En quién confiamos?: Una cuestión de percepciones y desigualdad,” En *La crisis de la desigualdad: América Latina y el Caribe en la encrucijada*, editado por M. Busso y J. Messina, Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Wooldrige, J. M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

Apéndice A. Encuestas de hogares

País	Número de Encuestas	Encuestas	Nombre Original de la Encuesta	Nombre de la encuesta en inglés
Argentina	21	1980 1996 1998 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Encuesta Permanente de Hogares (EPH)	Permanent Household Survey (EPH)
Bolivia	21	1990 1993 1995 1997 1999 2001 2002 2006 2007 2008 2009 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Encuesta de Hogares	Household Survey
Brasil	21	1992 1993 1995 1996 1998 1999 2001 2002 2003 2004 2008 2009 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilio (PNAD)	National Survey by Household Sampling (PNAD)
Chile	10	1992 1996 1998 2003 2009 2011 2013 2015 2017 2020	Encuesta de Caracterización Económica (CASEN)	Economic Characterization Survey (CASEN)
Colombia	18	1992 1996 1997 1998 1999 2006 2007 2009 2010 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Gran Encuesta Integrada de Hogares	Great Integrated Household Survey
Costa Rica	19	1991 1995 1997 1998 2000 2001 2002 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Encuesta Nacional de Hogares	National Household Survey
República Dominicana	8	1995 1996 2000 2001 2003 2004 2007 2017	Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT)	National Labor Force Survey (ENFT)
Ecuador	15	1995 1998 2000 2008 2009 2010 2011 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo	National Employment, Unemployment and Under-employment Survey
El Salvador	16	1992 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2015 2017 2019	Encuesta de Hogares de	Household Survey for

País	Número de Encuestas	Encuestas	Nombre Original de la Encuesta	Nombre de la encuesta en inglés
			Propósitos Múltiples	Multiple Purposes
Guatemala	16	1998 2000 2002 2004 2006 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos	National Employment and Income Survey
Honduras	19	1992 1996 1997 1998 1999 2001 2002 2003 2004 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2016 2017 2018 2019	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	Permanent Household Survey for Multiple Purposes
México	16	1992 1994 1996 1998 2000 2002 2004 2005 2006 2008 2010 2012 2014 2016 2018 2020	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares	National Household Income and Expenditure Survey
Panamá	16	1991 1995 1997 1998 1999	Encuesta Continua de Hogares	Continuous Household Survey
		2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019		
Paraguay	21	1995 1997 1999 2000 2002 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2019 2020	Encuesta Permanente de Hogares	Permanent Household Survey
Perú	17	1991 1994 1996 1997	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida	National Household Survey for Standard of Living Measurement

País	Número de Encuestas	Encuestas	Nombre Original de la Encuesta	Nombre de la encuesta en inglés
		2002–2003	LAB Equity Lab de SEDLAC	LAB Equity Lab SEDLAC
		2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019 2020	Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida en el Perú	National Household Survey for Standard of Living Measurement in Perú
Uruguay	17	1992 1995 1997 1998 2005 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2016 2017 2018 2019	Encuesta Continua de Hogares	Continuous Household Survey

Fuente: Compilaciones de los autores.

Note: SEDLAC = Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe

Apéndice B. Cambio en la distribución por deciles de ingreso, circa 2019 y 2020 (porcentaje)

País	Decil									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Argentina	-7,0	8,8	0,8	2,4	-3,8	8,5	-7,4	2,3	-6,4	2,6
Bolivia	-15,0	-7,7	-7,5	-5,6	-4,7	-7,2	-0,2	-1,2	0,3	6,9
Brasil	3,1	-17,7	-0,7	3,7	-7,3	-10,9	3,7	-1,9	-3,5	4,4
Chile	-39,8	-12,6	-8,1	-5,8	-4,7	-3,7	-2,4	1,2	6,4	3,4
Colombia	-44,9	-23,9	-17,7	-19,0	-16,2	1,2	-5,5	-0,7	5,4	4,2
Costa Rica	-3,8	-2,5	-2,9	-4,6	-3,1	-1,7	-1,0	0,2	2,2	0,9
Ecuador	-16,0	-3,5	-0,2	-0,1	0,4	-1,2	-2,9	-4,7	-2,1	4,4
México	3,6	2,2	1,3	1,7	2,2	2,4	2,9	2,9	1,4	-3,8
Paraguay	14,2	8,9	4,9	5,6	5,3	4,7	2,5	1,3	0,4	-5,8
Perú	-11,5	-9,2	-8,8	-6,9	-6,5	-4,8	-2,6	0,1	1,9	6,6

Fuente: Preparado por los autores basándose en encuestas de hogares.

Nota: Los porcentajes negativos indican una disminución. Los porcentajes positivos indican un aumento. Los datos corresponden a 2019 para todos los países excepto Chile (2017) y México (2018).

Apéndice C. Coeficientes y errores estándar de las estimaciones en la Sección 3

a. Especificación (1)

País	Año	(1) Primaria	(2) 1er ciclo Secundaria	(3) Secundaria superior	(4) Terciaria	(5) Hombre	(6) Urbano
Argentina	2019	0,081	0,040	0,370	0,976	0,067	
		(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	
Argentina	2020	0,253	0,213	0,459	1,101	0,055	
		(0,13)	(0,13)	(0,12)	(0,12)	(0,03)	
Bolivia	2019	-0,113	0,071	0,146	0,595	-0,005	0,455
		(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,03)
Bolivia	2020	-0,048	0,112	0,203	0,604	0,071	0,564
		(0,04)	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)
Brasil	2019	-0,271	0,059	0,487	1,318	0,239	0,480
		(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Brasil	2020	-0,228	0,009	0,408	1,263	0,233	0,382
		(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Chile	2017	-0,052	-0,011	0,176	0,860	0,183	0,202
		(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Chile	2020	-0,009	-0,025	0,146	0,858	0,262	0,174
		(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,01)	(0,01)
Colombia	2019	-0,015	0,268	0,306	1,041	0,507	0,245
		(0,06)	(0,06)	(0,08)	(0,09)	(0,05)	(0,05)
Colombia	2020	0,095	-0,032	0,302	1,025	0,604	0,098
		(0,10)	(0,13)	(0,11)	(0,12)	(0,06)	(0,07)
Costa Rica	2019	-0,309	-0,011	0,503	1,349	0,173	0,190
		(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,02)
Costa Rica	2020	-0,239	-0,009	0,496	1,349	0,129	0,114
		(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)
Ecuador	2019	-0,034	0,072	0,372	0,944	0,013	0,331
		(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,02)
Ecuador	2020	-0,021	-0,010	0,225	0,840	0,081	0,335
		(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,03)	(0,03)
México	2018	-0,062	0,135	0,403	1,041	-0,071	0,425
		(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
México	2020	-0,048	0,095	0,322	0,915	-0,074	0,342
		(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Paraguay	2019	-0,142	0,051	0,402	0,935	0,139	0,353
		(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)
Paraguay	2020	-0,143	-0,003	0,320	0,853	0,149	0,308
		(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)
Perú	2019	-0,081	0,117	0,383	0,837	-0,043	0,543
		(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Perú	2020	-0,116	0,013	0,244	0,682	-0,012	0,452
		(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,02)

b. Especificación (1)

País	Año	(7) 18–29 años	(8) 45–59 años	(9) >60 años	(10) Sector secundario	(11) Sector terciario
Argentina	2019	-0,156 (0,03)	0,088 (0,03)	0,433 (0,02)	0,18 (0,05)	0,31 (0,02)
Argentina	2020	-0,173 (0,07)	0,029 (0,04)	0,505 (0,03)	- 0,18 (0,15)	-0,04 (0,04)
Bolivia	2019	-0,014 (0,03)	0,194 (0,03)	0,292 (0,02)	0,11 (0,04)	0,11 (0,04)
Bolivia	2020	-0,069 (0,03)	0,107 (0,03)	0,358 (0,03)	-0,03 (0,05)	-0,00 (0,05)
Brasil	2019	-0,234 (0,01)	0,199 (0,01)	-0,097 (0,01)	0,28 (0,01)	0,31 (0,01)
Brasil	2020	-0,190 (0,02)	0,197 (0,01)	-0,064 (0,02)	0,81 (0,01)	0,80 (0,01)
Chile	2017	-0,105 (0,02)	0,086 (0,01)	0,152 (0,01)	0,09 (0,01)	0,10 (0,01)
Chile	2020	-0,139 (0,03)	0,004 (0,01)	0,163 (0,01)	0,31 (0,02)	0,57 (0,01)
Colombia	2019	-0,231 (0,06)	0,003 (0,05)	-0,533 (0,07)	-0,18 (0,04)	-0,05 (0,04)
Colombia	2020	-0,110 (0,08)	-0,040 (0,07)	-0,606 (0,09)	- 0,21 (0,02)	0,24 (0,02)
Costa Rica	2019	-0,246 (0,03)	0,113 (0,02)	0,041 (0,02)	0,13 (0,02)	0,34 (0,02)
Costa Rica	2020	-0,253 (0,04)	0,122 (0,02)	0,111 (0,02)	-0,01 (0,03)	0,09 (0,02)
Ecuador	2019	-0,178 (0,03)	0,150 (0,02)	0,302 (0,02)	0,15 (0,02)	0,18 (0,02)
Ecuador	2020	-0,119 (0,07)	0,169 (0,03)	0,385 (0,03)	0,27 (0,04)	0,55 (0,04)
México	2018	-0,128 (0,01)	0,154 (0,01)	0,232 (0,01)	0,33 (0,05)	0,34 (0,04)
México	2020	-0,081 (0,01)	0,113 (0,01)	0,303 (0,01)	0,96 (0,04)	0,93 (0,04)
Paraguay	2019	-0,004 (0,03)	0,120 (0,03)	0,164 (0,03)	0,21 (0,04)	0,35 (0,02)
Paraguay	2020	-0,024 (0,04)	0,135 (0,03)	0,165 (0,03)	0,12 (0,04)	0,07 (0,03)
Perú	2019	-0,063 (0,02)	0,131 (0,01)	0,266 (0,01)	- 0,14 (0,02)	-0,01 (0,02)
Perú	2020	-0,043 (0,03)	0,148 (0,02)	0,265 (0,02)	-0,20 (0,02)	0,15 (0,02)

Fuente: Estimaciones de los autores a partir de encuestas de hogares.

Nota: Para las columnas (1) a (9), los resultados corresponden a la especificación (1), mientras que para las columnas (10) a (11), los coeficientes provienen de la especificación (2) en la sección 3. Para las columnas (7), (8) y (9), la comparación es con los grupos de edad de 30 a 44 años. Los errores estándar se presentan debajo de cada coeficiente entre paréntesis.