Desigualdades del ingreso en Colombia: ¿cuáles son sus determinantes y cómo se han afectado por la pandemia del Covid-19?

Número:
101
DOI:
https://doi.org/10.32468/espe.101
Publicado:
Viernes, 10 Diciembre 2021
Cordinador(a/es):
Luis Armando Galvis-Aponte[a]
Coautores:
Jaime Bonet-Morón[a],
Leonardo Bonilla-Mejía[a],
Andrea Otero-Cortés[a],
Gerson Javier Pérez-Valbuena[a],
Christian Posso[a],
Diana Ricciulli-Marin[e]
Ver más
[a]Banco de la República, Colombia
[e]Externo
Clasificación JEL:
C15, C25, D31, D63, P25, R20
Palabras clave:
Distribución del ingreso, Desigualdad, microdescomposición, Covid-19
Resumen:

Con el objetivo de avanzar en el diseño y formulación de políticas públicas que reducir la desigualdad de ingresos en Colombia, este documento estudia los determinantes de los cambios en la desigualdad de ingresos laborales y no laborales desde una perspectiva microeconómica. El estudio se lleva acabo para el total nacional y las veintitrés principales ciudades y sus áreas metropolitanas. Además, teniendo en cuenta que la coyuntura del COVID-19 ha dejado consecuencias inesperadas en la economía, el documento incluye un análisis sobre los cambios en la distribución del ingreso en 2020. Específicamente, se realizan simulaciones que incorporan choques a variables agregadas del mercado laboral por ciudades, permitiendo entender los canales a través de los cuales la crisis del COVID-19 ha afectado la distribución de ingresos. Se emplea una metodología de micro-descomposición siguiendo a Bourguignon y Ferreira (2005), haciendo comparaciones de cambios en la distribución del ingreso a través del tiempo. Los resultados muestran que, en las reducciones de la desigualdad, los componentes laborales desempeñan un papel fundamental. Esa reducción se debe en gran medida a cambios en los retornos a la educación y en el capital

humano acumulado. En el componente del ingreso no laboral hay una participación importante de las transferencias y los arriendos, que en la mayoría de los casos actúan como elementos igualadores. Finalmente, con respecto a la coyuntura de la pandemia del COVID-19, se encuentra un importante retroceso en las desigualdades que está explicado principalmente por el deterioro de variables del mercado laboral.

Descargar documento

- Introducción
- 1. Caracterización de las desigualdades en Colombia
- 2. Metodología y datos
- 3. Descomposición de los cambios en la distribución del ingreso
- 4. ¿Cómo cambió la distribución del ingreso como resultado de los efectos de la pandemia del Covid-19?
- 5. Conclusiones e implicaciones de política
- Recuadros
- Anexos

Lo más reciente

Settlement liquidity in the Colombian large-value payment system: the role of reserve requirements
Fredy Gamboa-Estrada, Freddy Cepeda-López, Javier Iván Miguélez-Márquez
Geopolitical risk and emerging market sovereign risk premia
Fredy Gamboa-Estrada, José Vicente Romero
Assessing the effects of recent provisioning rules on consumer credit allocation in Colombia
Fredy Gamboa-Estrada, Diego Cuesta, Camilo Sanchez-Quinto
Otras Publicaciones

- Resumen
- Referencias
- Notas
- Le puede Interesar

- Como citar ""
    - Galvis-Aponte, L. (coordinador); Bonet-Morón, J.; Bonilla-Mejía, L.; Otero-Cortés, A.; Pérez-Valbuena, G.; Posso-Suárez, C.; Ricciulli-Marín, D. (2021). Ensayos sobre Política Económica (ESPE), núm. 101, diciembre, DOI:10.32468/espe101.
- Derechos Reprod©
    - Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este

concepto y, además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El (los) autor(es) del documento puede(n), también, poner en su propio sitio electrónico una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro sitio electrónico, requerirá autorización previa de su comité editorial.

- Descargar xml

Luis Armando Galvis, investigador principal del Banco de la República, discute algunos resultados sobre los determinantes de las desigualdades de ingreso en Colombia y cómo se han impactado por la pandemia del Covid-19. Basado en el documento "Desigualdades del ingreso en Colombia: ¿cuáles son sus determinantes y cómo se han afectado por la pandemia del Covid-19?", publicado en Ensayos sobre Política Económica, núm. 101, 2021.

Resumen

Enfoque

En este trabajo se estudian los determinantes de las desigualdades regionales en los ingresos (no laborales y laborales) entre 2010 y 2019 y cómo cambiaron como resultado de los efectos que ha tenido la pandemia del Covid-19.

La primera parte estudia estos elementos desde la perspectiva nacional. Luego se desagrega el análisis haciendo énfasis en las veintitrés principales ciudades del país. En ambos casos se emplea una microdescomposición, siguiendo la metodología de Bourguignon y Ferreira (2005), para estudiar cómo los componentes relacionados con la educación, tanto los años de formación, como sus retornos, tienen efectos sobre las desigualdades. Asimismo, se evalúa el papel que tienen factores demográficos como la edad promedio de los individuos y el número de hijos sobre las desigualdades en los ingresos totales.

Con respecto a la pandemia por el Covid-19, dado que esta ha tenido efectos críticos sobre el mercado laboral, el énfasis del documento cambia un poco hacia los elementos que han sido afectados en mayor medida por los aislamientos. En este sentido, además de los factores educativos y demográficos, se analiza el efecto, sobre las desigualdades, de la reducción en los ingresos, como resultado de la caída en las tasas de ocupación y la participación en el mercado laboral.

Contribución

El documento ofrece un análisis pormenorizado de la evolución de las desigualdades en la década de 2010. Para ello, se emplean microdatos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para conocer cuál fue el comportamiento de sus determinantes. Asimismo, se llevan a cabo simulaciones para calcular el efecto de esos determinantes sobre las variaciones en las desigualdades durante el período de análisis. A diferencia de la literatura relacionada, en este trabajo se tiene un enfoque regional, lo cual da una visión más amplia sobre las particularidades de las desigualdades, como por ejemplo la comparación entre las 23 principales ciudades. Finalmente, se avanza en el estudio de los determinantes de los cambios en las desigualdades durante los primeros meses de la pandemia.

> **A raíz de los cambios en el mercado laboral por efectos de Covid-19, las desigualdades regresaron a los valores de inicios de la década de 2010, aunque han vuelto a reducirse con la recuperación de la actividad económica.**

Conclusiones

La caída en la desigualdad que experimentó el país entre 2010 y 2019 se debe principalmente a reducciones significativas en la desigualdad al interior de algunas ciudades, más que a reducciones en la desigualdad entre las ciudades. Las rentas laborales juegan un papel importante en la explicación de las reducciones en las desigualdades durante ese período. Dentro de los ingresos laborales, el número de años de educación es el principal factor que contribuyó a la reducción del índice de Gini. Los arriendos y transferencias son los rubros que más contribuyeron a reducir la desigualdad por concepto de ingresos no laborales, tanto en el total nacional, como en la mayoría de ciudades. A raíz de los cambios en el mercado laboral por efectos de Covid-19, las desigualdades regresaron a los valores de inicios de la década de 2010, aunque han vuelto a reducirse con la recuperación de la actividad económica. El choque más importante se observa en los ingresos laborales, que se da vía el margen extensivo con el aumento en desempleo, y el intensivo, vía caída en salarios. Los ingresos por arriendos también cayeron a finales de 2020, aumentando la desigualdad. Las transferencias, por su parte, aliviaron la caída en los ingresos en los hogares más pobres, sin embargo, el efecto en la desigualdad es moderado, dada la magnitud del choque en los ingresos laborales.

Introducción

América Latina se ha catalogado como una de las regiones más desiguales del mundo (Kliksberg, 2005), condición que ha tendido a permanecer a lo largo del tiempo (López-Calva y Lustig, 2010). En la década de los 2000, sin embargo, en varios países del continente se observaron mejoras en esta materia (Messina y Silva, 2018; Lustig, 2020). Colombia no fue ajena a esa tendencia. La desigualdad en los ingresos totales, medida con el coeficiente de Gini[1], se redujo en el país desde 0.57 en 2002 hasta 0.53 en 2019, caída que fue

particularmente pronunciada en el lapso de 2010 a 2017, cuando este indicador se redujo en cinco puntos, desde 0,56 hasta 0,51. Estas mejoras en la distribución de ingresos no se debieron a la disminución del porcentaje del ingreso correspondiente al 1 % más rico, sino al aumento de los ingresos de las personas en la parte baja de la distribución (Busso y Messina, 2020).

La pregunta a la que responde este trabajo es: ¿cuáles son los determinantes del cambio en la desigualdad de los ingresos en la década de 2010 y cómo se afectarán a raíz de la pandemia del Covid-19? Los resultados muestran que las reducciones en la desigualdad están asociadas principalmente con componentes laborales. Esa reducción se debe en gran medida a cambios en los retornos de la educación y en el capital humano acumulado. En el componente del ingreso no laboral hay una participación importante de los arriendos, que en la mayoría de los casos actúa como elemento igualador. Finalmente, con respecto a la coyuntura de la pandemia del Covid-19 se encuentra un importante retroceso en las desigualdades, que está explicado principalmente por el deterioro de variables del mercado laboral.

La importancia del estudio de la desigualdad radica en múltiples dimensiones que sobrepasan la perspectiva microeconómica o de análisis de los ingresos monetarios de los hogares. Se trata de una problemática que combina la redistribución de activos y de recursos con la inclusión y la autonomía de los ciudadanos (Sojo, 2017). Complementario a lo anterior, las desigualdades y la falta de oportunidades tienen implicaciones sobre la dignidad de los individuos (Moellendorf, 2009).

El comportamiento de las desigualdades tampoco resulta ajeno al devenir de las variables macroeconómicas. Por ejemplo, Joseph Stiglitz en su libro El precio de la desigualdad menciona que "Nada influye más en el bienestar de la mayoría de los ciudadanos que el estado de la macroeconomía (si hay o no pleno empleo y crecimiento). Y cuando fracasan las políticas macroeconómicas y el desempleo sube vertiginosamente, los de abajo son los que más sufren" (2012: 303). Stiglitz sugiere que la desigualdad lleva a un estado de inestabilidad y de menor eficiencia. En relación con el primer aspecto, argumenta que, dado que los individuos de mayores ingresos consumen un menor porcentaje de sus ingresos, un aumento en la desigualdad puede resultar en una disminución de la demanda agregada. Esto, a su vez, llevaría a que la capacidad de producción supere la demanda, aumentando el desempleo y afectando en mayor medida a los individuos de bajos ingresos, lo que reproduciría aún más las desigualdades.

Las pérdidas en eficiencia también son destacadas por Bourguignon (2017). El autor discute de manera intuitiva que, cuando la cancha está desnivelada, los que tienen las de perder en algún momento se convencen de que no tiene sentido hacer mayores esfuerzos porque siempre terminan con los peores resultados. Los que tienen el desnivel a su favor también llegan a convencerse de que no es necesario hacer tanto esfuerzo, ya que de todas formas andan con la "buena estrella".

Ostry et al. (2019) profundizan en la dimensión macroeconómica, señalando que el crecimiento económico resulta menor y menos durable en presencia de altas desigualdades, lo cual, a su vez, afecta la generación de empleo y empeora la distribución del ingreso. Los

autores mencionan algunos canales por los cuales se puede ver esta relación: 1) los individuos más pobres no logran financiar una buena educación o tener acceso a servicios de salud de calidad, lo que afecta la acumulación de capital humano y la productividad de la economía, y 2) mayores desigualdades aumentan el riesgo de presentar inestabilidad política, esto desincentiva los proyectos de inversión tanto de los nacionales como de la inversión extranjera directa.

En este último aspecto coinciden también Urrutia y Robles-Báez (2021), quienes señalan que la inestabilidad política y económica es uno de los canales por los cuales las desigualdades son perjudiciales para la economía. De acuerdo con los autores, una mala distribución del ingreso genera un ambiente político y social inestable que repercute negativamente sobre la inversión y el crecimiento económico. Por otro lado, las reformas económicas o políticas tienen poco éxito en un contexto de altas desigualdades. Esto porque la riqueza y el poder político están concentrados en unas pocas manos, lo que dificulta el desarrollo de reformas que beneficien a los grupos más vulnerables. Asimismo, se pueden generar ineficiencias en el uso de los recursos. La exclusión de una parte de la población de servicios educativos y de salud de calidad, o de la posibilidad de emplearse, hace que ese grupo poblacional se convierta en un recurso humano que no es aprovechado plenamente, limitando así la capacidad de demanda.

Con el objetivo de avanzar en el diseño y formulación de políticas públicas que permitan alcanzar logros en la reducción de la desigualdad de ingresos en Colombia, este documento estudia los determinantes de los cambios en la desigualdad de ingresos laborales y no laborales desde una perspectiva microeconómica. El estudio se realiza para el total nacional y las veintitrés principales ciudades y sus áreas metropolitanas. Además, teniendo en cuenta que la coyuntura del Covid-19 ha dejado consecuencias inesperadas sobre la economía, el documento incluye un análisis sobre los cambios en la distribución del ingreso en 2020. En particular, se hacen simulaciones que incorporan choques a variables agregadas del mercado laboral de las ciudades, permitiendo entender los canales mediante los cuales la crisis del Covid-19 ha afectado la distribución de ingresos.

Este trabajo emplea una metodología de microdescomposición siguiendo a Bourguignon y Ferreira (2005), y hace comparaciones de cambios en la distribución del ingreso a lo largo del tiempo. En estudios anteriores para Colombia esta metodología se usó para identificar cuáles eran las diferencias en los determinantes de la distribución del ingreso de las principales ciudades en comparación con Bogotá (Bonilla, 2010), así como para explorar los factores de los cambios en la desigualdad de ingresos en Colombia entre 1978 y 1995 (Vélez et al., 2005).

El análisis se divide en cinco secciones. La primera caracteriza las desigualdades en Colombia. La segunda resume la aproximación metodológica empleada para descomponer los cambios en las desigualdades. La tercera muestra los resultados de la descomposición para el total nacional y por ciudades, identificando qué factores explican la caída en las desigualdades en los ingresos totales entre 2010 y 2019. En la cuarta sección se estudia cómo cambia la distribución del ingreso como resultado de los efectos de la pandemia del Covid-19. Finalmente, la quinta sección concluye y discute las implicaciones de política económica.

1. Caracterización de las desigualdades en Colombia

En Colombia por varias décadas se ha mencionado que las desigualdades han sido un problema persistente (Galvis y Meisel, 2010). Para documentar esas consideraciones, en el Gráfico 1 se reconstruyen series del coeficiente de Gini con los datos de las principales ciudades. Se observa que hasta 2010 la desigualdad venía en aumento, llegando a cifras récord en ese período, pero en la última década dicha tendencia cambió.

El comportamiento de la desigualdad mostrado en el gráfico constituye parte de la motivación para indagar qué factores contribuyeron a dicha reducción. A pesar de las reducciones experimentadas en la década de 2010, Colombia es uno de los países con mayor índice de desigualdad.

1.1 Los cambios en la década de 2010

Luego de un período de creciente desigualdad de ingresos en la década de los noventa, Colombia inició el siglo XXI con un descenso en el coeficiente de Gini, que fue particularmente pronunciado en la década de 2010. Este indicador se redujo de 0,56 a 0,51 entre 2010 y 2017, con un leve aumento en los últimos años, hasta alcanzar una cifra de 0,53 en 2019. Por otra parte, paralelo a esta caída en la desigualdad, el ingreso real per cápita de los hogares ha venido en aumento, pasando de COP 445.524 en 2010 a COP 500.577 (pesos de 2010) en 2019, lo cual representa un aumento real de más del 12 % en todo el período, equivalente a un crecimiento promedio anual de un poco más del 1 % en términos reales (Gráfico 2). Acorde con esta tendencia, el porcentaje de personas que viven en condición de pobreza monetaria en Colombia pasó del 49,7 % en 2002 al 27,0 % en 2018, y la pobreza extrema se redujo del 17,7 % al 7,2 % en este mismo período.

Los ingresos per cápita de los hogares aumentaron entre 2010 y 2014 y, a pesar de una menor dinámica en el período comprendido hasta 2019, no experimentaron reducciones con respecto a las cifras de inicios de la década de 2010 (Gráfico 2). Es decir que se redujeron las desigualdades en esa década y en promedio hubo aumentos en los ingresos, lo cual es un panorama deseable[2].

1.2 Factores asociados a los cambios en las desigualdades

Diversos factores han sido señalados en la literatura como determinantes de una menor desigualdad del ingreso en los países de la región, desde variables laborales, demográficas y educativas, hasta políticas impositivas y de transferencias monetarias a los hogares (Messina y Silva, 2018; Lustig, 2020). A partir de una serie de estadísticas descriptivas, las subsecciones a continuación presentan el comportamiento de algunos de estos factores para el caso colombiano, proporcionando alguna intuición sobre su impacto en la caída de la desigualdad. El análisis se desagrega por quintiles de ingreso para ilustrar cambios a lo largo

de la distribución.

1.2.1 Ingresos laborales

De acuerdo con datos de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH), en 2019 en promedio el 90 % de los ingresos totales de un hogar provenían de los salarios. Dada esta alta participación, no resulta sorprendente que este rubro haya cumplido un papel clave en los cambios observados en la distribución del ingreso[3]. El Gráfico 3 presenta el salario promedio de los colombianos por quintiles de ingreso para 2010 y 2019, y el cambio porcentual entre estos dos años. Como se puede observar, mientras que los dos quintiles más bajos experimentaron un aumento en sus salarios del 15,7 % y 16,9 %, en el quintil más alto la variación fue cercana al 0 % (-0,4 %; Gráfico 3).

Esta reducción de las brechas salariales coincidió, a su vez, con una caída en los diferenciales salariales por nivel educativo. Mientras que para las personas sin educación o con solo primaria los salarios aumentaron en un 2,6 % entre 2010 y 2019, para aquellos con educación técnica o tecnológica, y con título universitario o posgrado, los salarios cayeron en un -10,1 % y -8,8 %, respectivamente (Gráfico 4). La menor variación se observó en los salarios de aquellos con educación secundaria o media, los cuales experimentaron un aumento del 0,8 %.

Paralelo a este cambio en los salarios por nivel educativo, o lo que se conoce en la literatura como primas educacionales, los colombianos han logrado en las últimas décadas aumentar su grado de escolaridad. De acuerdo con datos de la GEIH, entre 2010 y 2019 se observó una caída en el porcentaje de personas sin educación o con solo primaria, mientras que el porcentaje que logra terminar la educación secundaria o media, u obtener algún título de educación superior, aumentó (Gráfico 5). En el caso de los hombres, se observa una reducción de 8,4 puntos porcentuales (pp) en el grupo sin educación o con solo primaria, y un aumento de aquellos con educación secundaria o media, técnica, y con título universitario o posgrado de 3,6, 2,9 y 1,9 pp, respectivamente. En el caso de las mujeres, la caída es similar a la de los hombres en el grupo de menor educación (-9,1), pero se observan incrementos mayores para el caso de la educación superior, con un aumento de 3,8 pp en aquellas con título técnico o tecnológico y de 3 pp en el grupo con educación universitaria o posgrado. Este fenómeno ha resultado en una abundancia de trabajadores con mayor grado educativo, lo que podría estar contribuyendo a la caída en salarios que se observa para este sector de la población entre 2010 y 2019.

Detrás de estas tendencias hay décadas de políticas públicas enfocadas en el fortalecimiento del acceso a la educación en Colombia. De acuerdo con Delgado (2014), en los primeros años del siglo XXI se observó un aumento importante en el gasto en educación como proporción del producto interno bruto (PIB) en Colombia, al alcanzar cifras mayores a las observadas en países como Argentina, Brasil, México, Chile, Estados Unidos e incluso algunos países europeos (OCDE, 2013). No obstante, en niveles, el gasto en educación en Colombia continúa siendo menor al de este grupo de países (OCDE, 2013). En el caso de la educación básica y media, las transferencias del Sistema General de Participaciones (SGP) se constituyeron en la principal fuente de financiación, con crecimiento estable e independiente de las condiciones económicas y fiscales del país. Además, la decisión de asignar estos recursos basados en la población atendida y por atender contribuyó al aumento acelerado de las coberturas en estos niveles (Delgado, 2014).

En el caso de la educación terciaria, en la última década se han fortalecido los programas de créditos educativos ofrecidos por el Icetex, lo que facilita el acceso a instituciones de educación superior y mejora las condiciones financieras de los préstamos ofrecidos a estudiantes (Melo et al., 2017). Además, mediante el Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA) se ha priorizado el acceso a la educación técnica y tecnológica. En particular, de acuerdo con Melo et al. (2017), entre el año 2000 y 2014 el número de matriculados en educación técnica y tecnológica pasó de 152.324 a 713.500, donde el 60 % de los cupos en este último año fue ofertado por el SENA.

Las mayores posibilidades de acceso a educación secundaria y terciaria han coincidido también con una caída en la tasa de fertilidad de las mujeres. Como lo revela el Gráfico 6, mientras que el porcentaje de hogares sin hijos aumentó en 6,1 pp entre 2010 y 2019, el porcentaje de hogares con tres o más hijos se redujo en 6,4 pp. El Banco Mundial (2011) relaciona este fenómeno en América Latina con los cambios en la distribución del ingreso, y encuentra que dicha caída en las tasas de fertilidad ha estado particularmente concentrada en los hogares de menores ingresos, lo cual reduce los indicadores de dependencia económica y, en general, mejora la situación económica y laboral de estos hogares.

Por último, la reducción de la brecha salarial observada en el Gráfico 3 podría también estar asociada a un mayor número de ocupados, mejores condiciones de empleabilidad o cambios en el número de horas trabajadas. Por ejemplo, el aumento en los salarios en el quintil más bajo de la distribución estaría asociado con un mayor número de horas trabajadas. Para revisar los cambios en estas dimensiones, a continuación se muestran las horas trabajadas en promedio semanal (Gráfico 7) y la composición de la población en edad de trabajar para 2010 y 2019 (Gráfico 8).

En el primer caso no se observan cambios importantes en el promedio de horas trabajadas entre 2010 y 2019 (Gráfico 7). Mientras que en el quintil 1 de ingresos el promedio de horas trabajadas a la semana se mantiene alrededor de 40, en el quintil 5 este se mantiene en alrededor de las 47 horas. En general, a pesar de una leve reducción entre 2010 y 2019, esta caída es común para todos los quintiles de ingreso, lo cual indica que la reducción de la brecha salarial o el aumento observado en el ingreso laboral para el quintil más bajo no se

encuentra explicado por un cambio diferencial en el número de horas trabajadas a lo largo de la distribución.

De manera similar, la composición de la población en edad de trabajar entre 2010 y 2019 no presenta mayores transformaciones (Gráfico 8). En ambos años se observa un mayor porcentaje de población inactiva o desocupada en el quintil más bajo de ingresos (alrededor del 60 %) y este porcentaje se reduce a cerca del 30 % en el quintil más alto. También se observa que hay un aumento en la población formal, con la respectiva disminución en la informalidad. Este movimiento a la formalidad, que posiblemente fue un factor que contribuyó a la reducción de las desigualdades a partir de 2010, tuvo lugar en parte debido a decisiones de política que se tomaron en materia de impuestos a la nómina[4].

1.2.2 Ingresos no laborales

Continuando con los ingresos no laborales, son también importantes en el presupuesto de los hogares colombianos los ingresos por arriendo, las pensiones y las transferencias provenientes de otros hogares en Colombia y el extranjero (las remesas), así como las transferencias institucionales. El Gráfico 9 presenta el promedio de ingresos recibidos por cada uno de estos conceptos, pero que tienen origen privado, según quintiles de ingreso para los años 2010 y 2019. Como se puede observar, en todos los casos el promedio de ingresos en estos rubros aumentó para los quintiles de ingreso más bajos, mientras que en el más alto el promedio cae.

En el caso de los ingresos por arriendo, en el quintil más bajo aumentó el promedio recibido en un 26,1 %, mientras que en el quintil más alto se redujo en el 16,3 %. Las cifras de la GEIH también muestran que en 2019 hubo un aumento relativo en el número de personas que buscan en alquiler una habitación, o parte de una casa, lo que se conoce como pensionista. Esto es particularmente notable en hogares que están en los quintiles 1 y 2 de la distribución del ingreso. Ello se ha documentado en trabajos como el de Camargo (2020), quien encuentra que una de las prácticas más comunes en los sectores populares es la concepción de la vivienda como activo generador de recursos adicionales mediante el alquiler o la instalación de negocios, es decir que una vivienda ofrece ingresos complementarios. Durán (2020), en una encuesta aplicada a barrios informales de Bogotá, encuentra que el 36 % de los arrendadores son pensionistas, que representan una fuente de ingreso adicional al ingreso familiar y cuyo canon de arrendamiento es cercano a la tercera parte del salario mínimo. Por tanto, es de esperarse que estos factores hayan mejorado los ingresos, sobre todo en la parte baja de la distribución, y que contribuyan a reducir la desigualdad.

Con respecto a los ingresos recibidos por pensiones, en la parte baja de la distribución aumentó el promedio en 5,5 % y en la parte alta cayó en 8,7 %. Finalmente, en los ingresos correspondientes a transferencias de otros hogares en Colombia y el exterior, en el quintil 1 aumentó el promedio en 10,7 % y en el quintil 5 cayó en 26,5 %.

Dentro de los ingresos no laborales, el rubro con el mayor protagonismo en materia de políticas de reducción de desigualdad en América Latina son las transferencias monetarias condicionadas a los hogares (Cecchini y Atuesta, 2017). En particular, Lustig (2020) señala dos bondades de estos programas: primero, aumentar en el corto plazo los ingresos de los hogares más vulnerables y mitigar su afectación ante choques económicos inesperados; y segundo, a través de su condicionamiento al uso de ciertos servicios sociales, impactan positivamente en la salud y la educación y, como consecuencia, en la acumulación de capital humano en el largo plazo.

Al igual que en América Latina, en Colombia los programas de transferencias condicionadas han desempeñado un papel protagónico en la política social de las últimas décadas (Urrutia y Robles-Báez, 2021). La introducción de este tipo de programas, luego de la caída económica de finales de los noventa, permitió compensar la pérdida de ingresos que habían sufrido los hogares durante la crisis y, a su vez, garantizar el desarrollo del capital humano de los menores en el hogar (Llano, 2014). En particular, estos aparecen por primera vez en 2001 mediante los programas conocidos como subsidios condicionados y capacitación para jóvenes desempleados, que luego se transformaron en Más Familias en Acción y Jóvenes en Acción.

En el caso de Más Familias en Acción, este programa consiste en transferencias monetarias a los hogares condicionadas a la asistencia de los niños a las escuelas y a controles para el crecimiento y desarrollo (Llano, 2014). Por su parte, el programa Jóvenes en Acción está focalizado a jóvenes entre 16 y 24 años en condición de pobreza y su principal finalidad es que este sector de la población continúe su proceso de formación educativa. En particular, una de las condiciones de este último es estar matriculado en una institución de educación superior o en el SENA (Núñez et al., 2020). Por último, otro importante programa de transferencias monetarias de la última década es Colombia Mayor, el cual está diseñado para adultos mayores que no tienen acceso a una pensión o ingresos y que se clasifican como vulnerables de acuerdo con la información suministrada por el Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (Sisbén) (Núñez et al., 2020).

Para brindar un acercamiento a la situación actual de estos programas y su evolución en la década de 2010, el Gráfico 10 presenta el porcentaje de hogares que recibieron ingresos por transferencias de instituciones públicas o privadas en los años 2010 y 2019. Como se puede observar, los mayores aumentos se dieron en los hogares de la parte baja de la distribución de ingresos. En el caso del primer quintil, el porcentaje de hogares que recibían transferencias de instituciones pasó del 20,6 % en 2010 al 34,9 % en 2019. En contraste, el porcentaje de hogares que recibían este tipo de transferencias en el quintil 5 fue del 1,4 % y

1,7 % en 2010 y 2019.

Los datos de la GEIH para el año 2010 no permiten desagregar las transferencias recibidas por los hogares entre públicas y privadas o según los distintos programas que conforman el grupo de transferencias públicas. No obstante, para el año 2019 sí es posible realizar esta separación. El Gráfico 11 muestra el porcentaje de hogares que reciben transferencias públicas y privadas en 2019, y el porcentaje que reciben transferencias mediante cada uno de los principales programas del gobierno mencionados. En primera instancia, como se puede observar, el panel A revela que el porcentaje de hogares que recibe transferencias públicas excede de forma importante al que recibe transferencias privadas en todos los quintiles de ingreso. Por ejemplo, en el caso del quintil 1 de ingresos, la proporción de hogares que recibieron transferencias públicas fue del 31,1 % en 2019, y en el caso de las privadas fue de solo un 0,2 %. Esto indicaría que los cambios observados en cobertura entre 2010 y 2019 han sido liderados por los programas de transferencias públicas[5].

Al mirar en detalle los programas de transferencias públicas (Gráfico 11, panel B), Más Familias en Acción se lleva la mayor participación, con una cobertura del 15,1 % y 16,3 % en los hogares de los quintiles 1 y 2. A este le sigue Colombia Mayor, con el 16,0 % y 9,2% de los hogares en estos mismos quintiles, y por último se ubica Jóvenes en Acción, con una cobertura del 0,4 % y 0,6 % de los hogares en estos grupos de ingresos.

Las estadísticas descriptivas expuestas en esta sección señalan varios factores relevantes a la hora de explicar la caída en la desigualdad entre 2010 y 2019 en Colombia. Los salarios parecen desempeñar un papel clave por medio de un aumento en el nivel educativo de la población y la reducción de las primas educacionales. Por su parte, dentro de los ingresos no laborales, los programas de transferencias públicas aparecen como eje central de la política social en la última década, con un efecto progresivo en la distribución de ingresos. De manera similar, los ingresos por arriendos, pensiones y transferencias de otros hogares apuntan en la misma dirección, con una mayor progresividad en la última década.

Sobre las pensiones, específicamente, se espera que hayan contribuido a reducir las desigualdades, como efecto del cambio en la composición que se muestra en el Gráfico 9 (panel B). Esa variación en las pensiones puede deberse a factores institucionales como los reajustes en el salario mínimo, que son los que gobiernan los cambios en las pensiones mínimas, frente a la variación en la inflación, tasa a partir de la cual se definen los reajustes en las pensiones de mayor valor. Según se observa en el Gráfico 12, las variaciones en el salario mínimo han superado los ajustes por inflación, por lo que ello puede haber sido un factor que haya contribuido a la progresividad en los ingresos por pensiones. Para el resto de individuos que están activos en el mercado laboral, los aumentos en el salario mínimo podrían reducir la desigualdad en la medida en que acercan a una gran porción de la población que lo devenga, en promedio, a los ingresos de los que están en la parte más alta de la distribución. Los efectos del salario mínimo sobre la desigualdad son, sin embargo, preguntas que ameritan una investigación pormenorizada[6].

---

2. Metodología y datos

Para evaluar la relevancia de los distintos factores mencionados en el cambio en la desigualdad entre 2010 y 2019, se sigue la metodología de microdescomposición propuesta por Bourguignon y Ferreira (2005). En una primera etapa, se estiman los ingresos laborales de los individuos como función de una serie de características observables y parámetros para los años 2010 y 2019.

En una segunda etapa, se realizan simulaciones de los salarios intercambiando las características y los parámetros de t (2010) con las características y los parámetros de t' (2019). En particular, siguiendo los patrones observados en las estadísticas descriptivas de la sección anterior, se realizan simulaciones intercambiando los coeficientes que acompañan a las variables de educación o primas educacionales y, dentro del vector de características observables , se simulan cambios en la edad, y las decisiones de nivel educativo y número de hijos.

Para simular los cambios en las decisiones de nivel educativo y número de hijos dentro del vector , se sigue la estimación secuencial propuesta por Bourguignon y Ferreira (2005), en donde los individuos deciden inicialmente su nivel educativo (ninguno o hasta primaria; hasta secundaria o media; técnica o tecnológica; universitaria o posgrado); luego, el número de hijos (ninguno; uno; dos; tres o más), y finalmente, toman sus decisiones de ocupación (inactivo; desocupado; ocupado formal; ocupado informal). Como se ilustra en el Diagrama 1, en cada etapa se incluyen como variables independientes el resultado de las decisiones de las etapas previas y un vector de variables que incluye variables demográficas, como la edad, el género, el número de personas en edad de trabajar y el número de adultos mayores de 70 años. Estas simulaciones se realizan usando modelos de regresión logit multinomial (véanse detalles en el Anexo 3). En la última etapa del Diagrama 1 se modela el logaritmo de los salarios en función de sus determinantes, lo que en la literatura se conoce como la modelación de Mincer.

Por otra parte, y siguiendo la misma metodología de los salarios, se realizan estimaciones y simulaciones de los ingresos no laborales agregados y sus rubros más importantes: ingresos por arriendo, pensiones, transferencias de instituciones públicas y privadas, y transferencias de otros hogares.

(1)

En este caso, hace referencia al ingreso per cápita del hogar en el rubro K de los ingresos no laborales. Además, la estimación de este componente involucra un paso adicional, en el cual se predice la probabilidad de recibir cada rubro de los ingresos no laborales (Diagrama 2).

Usando esta predicción, se realizan las simulaciones, iniciando con los hogares con mayor probabilidad de recibir el ingreso no laboral analizado, y hasta alcanzar el porcentaje de hogares en toda la muestra de 2019 que recibe efectivamente ingresos por dicho concepto.

Para terminar, se calculan los nuevos ingresos per cápita del hogar (ecuación (2)) y las distribuciones contrafactuales que permiten conocer el cambio en la desigualdad explicado por cada uno de los factores analizados. En general, el propósito final es conocer el signo y la magnitud con que cada uno de los factores mencionados afectan la distribución del ingreso, medida con el coeficiente de Gini.

(2)

Para aplicar la metodología expuesta se usan datos de encuestas de hogares, específicamente de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) del DANE. La principal limitación de medir la desigualdad con esta fuente es la forma deficiente en la que estos datos capturan los ingresos en el extremo superior de la distribución, principalmente el ingreso proveniente del capital, el cual representa una proporción importante de los ingresos de la población más rica (Lustig, 2020). En general, la literatura sobre el tema señala que, al incorporar información de otras fuentes administrativas y de cuentas nacionales, la desigualdad resulta mayor a la estimada por las encuestas de hogares (Lustig, 2020). Dadas estas limitaciones, es importante aclarar que el análisis presentado a continuación hace referencia a la desigualdad de los ingresos laborales y no laborales, dejando por fuera de este último rubro una parte importante correspondiente a ingresos de capital.

Otra fuente de imprecisiones en los cálculos surge cuando algunos individuos deciden rechazar la pregunta sobre ingresos laborales, ya que se puede estar censurando una parte de la información que puede afectar los cálculos de las desigualdades. En la información que se emplea en los cálculos se encontró que en 2010 un 0,4 % de los ocupados no reportan los ingresos laborales. En 2019 esa cifra es del 0,5 %. Se asume, en este caso, que esos datos omitidos no tienen algún patrón determinístico en cuanto a su distribución entre los quintiles de ingreso.

De igual manera, se debe tener en cuenta que el análisis es relevante para las desigualdades urbanas, que son mayores que las de las zonas rurales. No obstante, en la zona rural la problemática de la concentración de la tierra involucra elementos adicionales para tener en cuenta en la modelación que bien pueden ser profundizados en futuros trabajos.

Es importante hacer algunas aclaraciones sobre la metodología adoptada que pueden representar limitaciones al análisis. En primera instancia, el objetivo del análisis no es identificar efectos causales. Las estimaciones corresponden a una forma reducida y no a un modelo de equilibrio general. Además, se supone que las decisiones se dan en el sentido de las variables más exógenas hacia las semiendógenas, sin tener en cuenta recursividad (es decir, mayores salarios no cambiarían, por ejemplo, las decisiones de fertilidad). Adicionalmente, las heterogeneidades observadas en el ingreso disponible no son capturadas en el análisis por cuanto se trabaja con ingresos laborales y no laborales, no con el neto después de impuestos y subsidios. De igual manera, un elemento que en épocas recientes ha sido muy estudiado en el mercado laboral, es el efecto de la migración desde Venezuela. En

nuestro caso este factor pudo ser un determinante de los cambios en la estructura de ingresos y en las desigualdades en la década estudiada, no obstante, para el año 2010 no se dispone de microdatos con el estatus migratorio, por lo que las simulaciones no podrían realizarse al no ser factible construir los contrafactuales. Por último, al igual que muchos trabajos en la línea de modelos estructurales, cuando se hace la simulación se cambian variables, suponiendo que una serie de coeficientes se mantiene constante, lo cual no necesariamente se mantiene bajo la crítica de Lucas[7].

En la siguiente sección se descomponen los cambios en distribución para el agregado nacional entre 2010 y 2019. Luego, se hace énfasis en las particularidades de esos cambios por ciudades y, finalmente, empleando un esquema similar, se evalúan cambios en variables afectadas por la pandemia. En esta última sección los cambios se estudian mes tras mes haciendo énfasis en los cambios en la ocupación y los ingresos.

3. Descomposición de los cambios en la distribución del ingreso

Siguiendo la metodología de microdescomposición expuesta, esta sección desagrega la reducción observada en la desigualdad de ingresos mediante sus distintos componentes, tanto laborales como no laborales. En el primer grupo se estudia el papel de los cambios en el nivel educativo, los retornos de la educación y variables demográficas como la edad y el número de hijos. Por su parte, dentro de los ingresos no laborales se estudia el impacto de las transferencias monetarias a los hogares, tanto públicas como privadas, y de otros rubros importantes, como los ingresos por arriendo y pensiones.

3.1 Componentes asociados a la variación nacional en las desigualdades, 2010-2019

Como se menciona en la metodología, la estrategia empírica parte de las estimaciones de las ecuaciones de los determinantes de la participación laboral, que corresponde a la primera etapa del modelo de Heckman, donde se predice la probabilidad de que los individuos pertenezcan a la fuerza laboral (véase también el Anexo 3). Posteriormente, se modelan los determinantes de los salarios, o ecuaciones de Mincer, para los años 2010 y 2019, empleando la corrección de Heckman por sesgo de selección. Específicamente, el Cuadro 1 presenta los resultados de la segunda etapa del modelo de Heckman, donde se modela el logaritmo de los salarios en función de las variables mencionadas en el Diagrama 1, además de corregir por el sesgo de selección. Como se puede observar, las principales variables tienen los signos esperados. La edad tiene efectos positivos pero decrecientes sobre los salarios, las primas salariales de la educación son positivas y aumentan con el grado alcanzado, y el trabajo informal tiene un efecto negativo sobre los salarios.

En cuanto a los resultados a lo largo del tiempo, se observa una caída importante en las primas educacionales tanto para hombres como para mujeres. En el año 2010 los hombres con un título de educación técnica o tecnológica tenían un salario que era en promedio 60 % más alto que el de aquellos sin ningún nivel educativo o solo con primaria. Las mujeres, por su parte, observaban un retorno que era un 55 % más alto que las que alcanzaban máximo el

nivel de primaria. En 2019 este porcentaje cayó al 45 % para el caso de las mujeres y al 42 % para el caso de los hombres.

Adicionalmente, se destacan algunos patrones diferenciales entre hombres y mujeres. En primera instancia, para el año 2019 tener uno o más hijos representaba una caída en el salario de las mujeres que oscilaba entre el -4 % y -10 %, mientras que para los hombres no se observa un impacto negativo. Por su parte, ser informal en 2019 significó una caída en los salarios de las mujeres del 95 % frente a sus pares formales, mientras que en el caso de los hombres este mismo porcentaje fue del 55 %. Este fenómeno ha sido respaldado por la literatura previa en Colombia. Por ejemplo, se ha evidenciado que en el país las mujeres en edad reproductiva tienen menor probabilidad de conseguir un empleo formal con respecto a los hombres (Ramírez-Bustamante, Tribín-Uribe y Vargas, 2015; Abadía y de la Rica, 2011), lo que pone a las mujeres en desventaja, ya que los empleos informales tienen en promedio remuneraciones menores y con alta variabilidad, dependiendo de la región donde labore el individuo (Herrera-Idárraga, López-Basso y Motellón, 2015).

Al igual que para los ingresos laborales, en la estimación de los ingresos no laborales se emplea un modelo que corrige por el sesgo se selección, siguiendo la propuesta metodológica de las dos etapas de Heckman[8]. Posteriormente, se simulan los escenarios contrafactuales. Por ejemplo, se calcula cuál habría sido el resultado en 2010 si se tuvieran dotaciones o retornos observados en 2019. Para esto, los coeficientes estimados de los retornos de la educación obtenidos en 2019 se reemplazan en la ecuación estimada en 2010.

El Cuadro 2 presenta los resultados, indicando los cambios en la desigualdad que resultan en cada una de las simulaciones realizadas. En primera instancia, se observa que el modelo propuesto logra simular cerca de 3 pp de la caída en la desigualdad entre 2010 y 2019, frente a una caída de 3,4 pp en los datos observados. Acorde con las estadísticas descriptivas reportadas en la sección 1.2, una parte importante de los cambios (-1,80 pp) se explican por variaciones en la distribución de los salarios. En particular, en el componente laboral y demográfico la disminución en las primas educacionales desempeñaron un papel importante, las cuales explican una reducción en la desigualdad de 1,97 pp, así como los cambios en el nivel educativo, que resultan en una caída de 0,98 pp[9]. En relación con las primas educacionales, en el Gráfico 4 se mostraba que los salarios se redujeron en todos los niveles. Sin embargo, la reducción fue particularmente pronunciada para los niveles educativos más altos. Ello implica que las brechas salariales se redujeron en la década de 2010, no obstante, aún se encuentran diferenciales apreciables entre los salarios de los niveles más altos en relación con los que solo alcanzan primaria. Estas brechas representan incentivos para seguir acumulando capital humano, que a la larga puede continuar contribuyendo en la reducción de las desigualdades.

Los cambios en la desigualdad atribuibles al número de hijos tienen un signo positivo (0,18 pp), lo cual sorprende, ya que entre 2010 y 2019 se redujo el número promedio de hijos. No obstante, cuando se indaga por esas variaciones entre quintiles de ingreso, se encuentra que

hubo mayores reducciones, en términos porcentuales, en los quintiles altos que en los quintiles de menor ingreso. Ello sugiere que el efecto de la transición demográfica fue más pronunciado para los de altos ingresos, con lo que se puede lograr mucha mayor participación laboral y aportes a la economía de esos hogares que la que logran los de bajos ingresos, aumentándose las desigualdades.

Las variaciones en la edad entre 2010 y 2019, por su parte, muestran una mayor concentración hacia grupos etarios de mayor adultez. Ello también es consistente con un proceso de transición demográfica que avanza hacia medianas más altas de la edad de la población, lo que ya ha sido documentado en análisis demográficos previos (Romero, 2015). Esa transición demográfica vendría acompañada de mayor participación laboral, ya que se tendría mayor proporción de la población en edad de trabajar. Sin embargo, este componente pareciera también estar beneficiando en mayor grado a los grupos que están en la parte alta de la distribución, quienes han reducido en mayor grado el número de hijos y han presionado el promedio de la edad hacia arriba.

Por su parte, dentro de los ingresos no laborales se destacan los ingresos por arriendos con una contribución a la reducción en la desigualdad de -0,22 pp, las pensiones con -0,16 pp y los ingresos por transferencias de instituciones públicas y privadas con -0,49 pp. En este último componente de transferencias se incluyen los efectos derivados de los programas de gobierno que, en Colombia, en comparación con otros países de la región, tienen un efecto moderado en la reducción de las desigualdades una vez se obtiene el ingreso disponible, neto de transferencias e impuestos (Recuadro 1).

Vale la pena anotar que los arriendos, las transferencias y las pensiones comprenden alrededor del 70 % de los ingresos no laborales, siendo los arriendos los de mayor peso. Es por ello por lo que no sorprende que el poseer ingresos por este último rubro resulte siendo un mecanismo igualador que, como lo indica el Gráfico 9, creció más en los quintiles de ingreso más bajos.

Finalmente, contribuyeron en menor medida a la disminución de la desigualdad las transferencias de otros hogares en Colombia y el extranjero, con solo -0,11 pp. Estos patrones coinciden con lo observado en el Gráfico 9, en donde el promedio de ingresos por estos rubros disminuyó en el quintil más alto de la distribución, en tanto que aumentó en los hogares con menores ingresos.

3.2 ¿Qué factores explican los cambios en las desigualdades regionales en los ingresos en la década de 2010?

Como se ha mencionado, la desigualdad del ingreso en Colombia, medida con el coeficiente de Gini, ha disminuido en los últimos años, particularmente en la década de 2010. Sin embargo, la desigualdad de ingresos no se ha reducido al mismo ritmo ni en la misma magnitud en todo el territorio nacional. Además, los factores asociados a esa caída no son los

mismos en todo el país, ya que existen disparidades en el acceso a universidades acreditadas de acuerdo con el departamento de origen (Laajaj et al., 2018) o al estrato socioeconómico del individuo (Londoño-Vélez et al., 2017); brechas regionales por género en la distribución de los salarios (Galvis, 2010); diferencias regionales en la probabilidad de emplearse en trabajos informales (Arango et al., 2020); así como divergencia en las tasas regionales de desempleo (Díaz, 2016).

Adicionalmente, como parte del análisis regional, vale la pena indagar si la alta desigualdad existente en el agregado es un resultado de disparidades profundas dentro o entre las ciudades. Usando el índice de Theil, el Gráfico 13 presenta los resultados de esta descomposición[10]. Como se puede observar, la mayor proporción de la desigualdad de ingresos en Colombia se explica por diferencias dentro de las ciudades.

De acuerdo con estos resultados, analizar solo el agregado nacional ignora algunas diferencias relevantes dentro de las ciudades. En particular, para comprender mejor el comportamiento regional de las desigualdades en el ingreso, es importante estudiar los cambios y determinantes en la reducción de la desigualdad del ingreso total dentro de las ciudades, teniendo en cuenta que la estructura económica (Haddad et al., 2016) y los mercados laborales y de bienes y servicios varían entre urbes (Cárdenas-Hurtado et al., 2014). Ello puede traer como consecuencia que las fuentes de ingreso de los hogares, junto con la remuneración a las habilidades de los trabajadores, también cambien dependiendo del lugar de residencia.

Esta sección presenta un análisis regional de los cambios en la desigualdad entre 2010 y 2019 para las veintitrés principales ciudades capitales del país y sus áreas metropolitanas, siguiendo la misma metodología propuesta en la anterior sección. Los resultados son claves para entender las particularidades y la heterogeneidad existente en los cambios en la desigualdad del ingreso de los hogares entre ciudades.

Entre 2010 y 2019, aunque hubo una caída significativa en la desigualdad nacional y en la mayoría de las ciudades capitales, dentro de las principales urbes esta fue heterogénea en magnitud y, en algunos casos, como en Florencia, Quibdó, Riohacha y Villavicencio, hubo aumentos de desigualdad. Sin embargo, cabe destacar que, en cinco ciudades capitales (Cali, Armenia, Montería, Manizales y Medellín) la desigualdad cayó en más de 5 pp, lo cual es significativamente mayor a la caída de 3,4 pp que observamos para el total nacional (Gráfico 14).

Con lo anterior, es de importancia entender qué factores contribuyeron a disminuir o

aumentar la desigualdad en cada ciudad estudiada para así mejorar la focalización de la política pública.

3.2.1 Determinantes del cambio en la desigualdad de los ingresos regionales

Al revisar los cambios en la descomposición del índice de Gini entre las dos fuentes de variación incluidas en el modelo de descomposición (los ingresos laborales y los ingresos no laborales), se encuentran algunas diferencias importantes entre ciudades. Estos resultados son sugestivos; sin embargo, es importante considerar que el modelo no logra capturar todos los determinantes del cambio en la desigualdad debido a aspectos técnicos en la modelación relacionados con el número de observaciones[11].

En general, como se observa en el Cuadro 3, los ingresos laborales fueron el principal factor que contribuyó a reducir la desigualdad en las ciudades analizadas. Esto sucede en algunos casos porque la distribución de ingresos laborales se hizo más compacta con respecto a la distribución de los mismos ingresos en 2010.

También es importante añadir que en Quibdó, Riohacha y Florencia, según los resultados del modelo, los ingresos laborales contribuyeron a aumentar la desigualdad. La razón detrás de este aumento está asociada con la estructura etaria en las tres ciudades y, en el caso particular de Florencia, también se debe a las primas educativas asociadas con completar niveles de educación adicionales a la educación primaria, como más adelante se explicará.

Los ingresos no laborales aumentaron la desigualdad en dieciocho de las veintitrés ciudades estudiadas, mientras que los laborales tuvieron un efecto reductor. En el neto, la caída de la desigualdad por cuenta de los ingresos laborales fue mayor que el aumento en la desigualdad que se pudo generar vía ingresos no laborales. Como en otras ciudades, en Cúcuta, por el contrario, ello no sucedió: los ingresos no laborales aumentaron la desigualdad en 0,67 pp y los ingresos laborales redujeron la desigualdad en -0,08, con lo cual estos últimos no compensaron el aumento por cuenta de los ingresos no laborales.

En cuanto a los ingresos laborales, la ganancia adicional o prima de cada nivel educativo con respecto a la educación primaria es el factor más importante asociado con los cambios en la desigualdad, seguido por los años de educación (Cuadro 4). Estos cambios en las primas o ganancias asociadas con cada nivel adicional de educación son determinados en el mercado laboral y dependen tanto de características individuales (calidad, cantidad y pertinencia de la educación, habilidad, esfuerzo, entre otros), como de factores estructurales de las ciudades (composición industrial, demografía y mercado laboral local).

En este sentido, los retornos de la educación contribuyeron de forma importante a la caída en la desigualdad en las veintitrés ciudades estudiadas, excepto en Florencia (Cuadro 4). Esto podría estar determinado por factores particulares de esta capital, que hacen que los

retornos asociados con la educación secundaria y superior, con respecto a la educación primaria, hayan aumentado en el tiempo, en lugar de disminuir, como ocurre en las otras ciudades estudiadas. En particular, Florencia es una de las ciudades con mayor gasto per cápita de inversión en educación por toda fuente (SGP, recursos propios, etc.) (Gráfico A4.1). La dirección de los cambios en esos factores determinantes de las desigualdades se puede observar en el Cuadro A4.3.

También es importante resaltar que hay diferencias importantes en las ganancias adicionales por género. En efecto, el cambio en las primas en los distintos niveles educativos entre 2010 y 2019 para las mujeres tiene una correlación positiva con el cambio en la desigualdad. Para los hombres, por su parte, esto es válido solo para el caso de la educación universitaria, ya que no hay una correlación entre los cambios en las primas de la educación secundaria y técnica con respecto a la primaria y los cambios en desigualdad. Esto implicaría que la formación de las mujeres podría haber tenido un impacto positivo en la reducción de su desigualdad salarial durante el período estudiado.

Por último, el número de hijos no parece ser un factor determinante en el cambio de la desigualdad en ninguna ciudad, pero la edad sí está asociada con un incremento en la desigualdad en todas las ciudades, aunque especialmente en Cartagena, Florencia y Villavicencio (Cuadro 4). Como se mencionó, para los resultados del agregado nacional, esto puede ser resultado de un proceso de transición demográfica que ha beneficiado mayormente a los grupos de la parte alta de la distribución de ingresos. Los cambios en la edad promedio de la población sí han apuntado hacia tener una pirámide más estrecha en la base, y más ensanchada en las edades más maduras. Esto es válido para todas las ciudades estudiadas, en donde la proporción del grupo de individuos entre 12 y 28 años se reduce entre 2010 y 2019, aumentando aquella de los que están entre 56 años y más (Cuadro A4.5).

Con respecto a los ingresos no laborales, las pensiones tienden a aumentar la desigualdad en la mayoría de las ciudades (dieciséis ciudades de veintitrés). En particular, según los resultados del modelo estimado, en Valledupar y Pereira las pensiones tienen el mayor efecto sobre el aumento de la desigualdad. La dirección del efecto de las pensiones (Cuadro A4.4) indica que en la mayoría de los casos la pensión promedio se redujo, lo cual puede ser resultado de un mayor número de individuos que se retiran del mercado laboral con la pensión mínima[12]. Los ingresos por arriendos, por su parte, reducen la desigualdad en doce de las veintitrés ciudades estudiadas, mientras que en las once restantes la aumentan o no alteran la desigualdad (Cuadro 6).

Según los resultados presentados, las transferencias por parte del gobierno reducen la desigualdad en la mayoría de las ciudades, pero su efecto es pequeño en magnitud. Esto puede suceder porque los montos de las transferencias son bajos con respecto a la distribución de ingresos totales de cada ciudad.

3.2.2 Distribuciones de ingresos totales e ingresos no laborales por ciudades

Dado que existen diferencias en la manera como los ingresos no laborales afectan la desigualdad, es importante analizar la fuente de esta heterogeneidad para poder diseñar recomendaciones de política que tengan en cuenta el contexto de cada ciudad. En este ejercicio se revisa el porcentaje de personas en cada cuartil de la distribución de ingresos que recibe cada uno de los ingresos no laborales estudiados: arriendos, pensiones y transferencias[13].

El Cuadro 7 muestra la distribución del ingreso total de las personas que reportan ingresos totales positivos para 2010 y 2019 para cada una de las ciudades analizadas. Aquí se observa que existen grandes diferencias dentro de las ciudades y entre las ciudades en la distribución del ingreso por cuartiles. Respecto a las comparaciones intraciudades, los ingresos en el cuartil más alto son casi veinte veces mayores a los ingresos de las personas en el cuartil más bajo. Mientras que, al comparar a las ciudades entre sí, Bogotá es la ciudad en donde la población en el cuartil más bajo de la distribución del ingreso tiene el ingreso promedio más alto, siendo el promedio de dicho cuartil de COP 264.623. Mientras que en Quibdó las personas ubicadas en ese mismo cuartil tienen ingresos totales, en promedio, de COP 89.430. En el cuartil más alto, en donde se ubican las personas con mayores ingresos, también existe una gran heterogeneidad, ya que mientras que el promedio de los ingresos totales en el cuartil 4 para Bogotá es de COP 3.936.165, este valor para Sincelejo es de COP 1.517.167.

Al analizar los ingresos no laborales, hay grandes diferencias entre las ciudades y dentro de las mismas cuando se ve en detalle quiénes reciben ingresos no laborales por concepto de pensiones, arriendos y transferencias, y en cuánto crecieron los receptores de dichos ingresos (Cuadro 8). En cuanto al crecimiento de la población que recibe algún ingreso no laboral, los mayores aumentos se encuentran en las pensiones y las transferencias. De igual manera, se observa una gran dispersión entre las capitales. Por ejemplo, el cambio en la proporción de la población que recibió pensiones varía desde 0,10 % en Santa Marta hasta 2,70 % en Armenia[14]. En general, lo aumentos en las pensiones se concentran en los cuartiles de mayores ingresos, el 3 y 4. Esto explicaría el hecho de que las pensiones contribuyan a aumentar la desigualdad en algunas ciudades. Por otro lado, las transferencias muestran una variación entre ciudades que va desde un 0,02 % en Neiva hasta el 7,60 % en Montería. Contrario a lo que sucede con las pensiones, los incrementos en las transferencias son mayores en los cuartiles de bajos ingresos, 1 y 2, lo cual daría cuenta del papel igualatorio que registra este tipo de ingreso no laboral. Finalmente, los ingresos por arriendos caen en la mayoría de las urbes. Los efectos de esta última variable sobre las desigualdades dependen de la composición de esos cambios dentro de los grupos de ingreso.

Al revisar el peso de los ingresos no laborales en el total de ingresos de cada ciudad y por cuartiles de ingresos dentro de cada una en 2010, se detectan también características diferenciales. Manizales fue la ciudad en la que un mayor porcentaje de la población reportó recibir ingresos por pensiones, al llegar al 15 % y, en general, en las ciudades de la región central del país entre el 9 % y 12 % de las personas reportan tener ingresos pensionales (Cuadro 9). Por otro lado, en la región Caribe este porcentaje se encuentra por debajo del 9 %; por ejemplo, en Sincelejo solo el 4,3 % de las personas reciben ingresos por pensiones. En todas las ciudades se observa que el mayor peso de las pensiones se encuentra en los cuartiles de mayores ingresos.

En cuanto a los ingresos por arriendos, se observa que están más concentrados en el cuartil superior, aunque en varias ciudades existe un fenómeno interesante en donde una mayor proporción de individuos en el cuartil 1 reportan ingresos por arriendos en comparación con las personas en el cuartil 2 de la distribución de ingresos. Por último, con respecto a las transferencias, que son la herramienta institucional diseñada para reducir la pobreza extrema, se encuentra que en efecto están focalizadas en el cuartil más bajo de la distribución de ingresos para todas las ciudades. En particular, se advierte que, en ciudades con alta incidencia de pobreza monetaria moderada y extrema como Florencia y Cúcuta, hay una gran proporción de personas del cuartil 1 de ingresos que recibe transferencias. Llama la atención que en ciudades con tasas de pobreza históricamente altas como Quibdó (Robledo-Caicedo, 2019) o Riohacha (Ricciulli et al., 2018), el porcentaje de personas del cuartil 1 que recibió transferencias en 2010 no fue particularmente alto (11,1 % y 16,5 %, respectivamente), mientras que en ciudades con menor incidencia de pobreza, como Armenia, Neiva y Popayán, más del 20 % de las personas ubicadas en el mismo cuartil reportaron recibir ingresos por transferencias (Cuadro 9).

Este resultado per se no se puede tomar como señal de mala focalización de las transferencias en 2010, ya que en todas las ciudades las personas ubicadas en el cuartil más bajo de la distribución de ingresos son las que más reciben transferencias[15].

En comparación con lo anterior, si se revisan las cifras para 2019 se encuentra que hay un pequeño aumento en el porcentaje de personas que reciben ingresos por pensiones en las veintitrés principales ciudades del país, excepto en Barranquilla, en donde no hubo un cambio importante (7,1 % personas en 2010 y 7,04 % en 2019), lo cual puede estar asociado a la alta informalidad laboral observada en la ciudad. Neiva fue la ciudad en donde más aumentó este porcentaje, al pasar del 8,6 % en 2010 al 11,9 % en 2019. Por su parte, el porcentaje de personas que percibe ingresos por arriendos cayó en todas las ciudades, pero en Bucaramanga esta caída fue particularmente marcada, al pasar del 10,6 % en 2010 al 7,1

% en 2019 (Cuadro 10).

Por último, el cambio más importante ocurre en el porcentaje de personas que recibe transferencias gubernamentales. En promedio, en las veintitrés ciudades principales los receptores de transferencias aumentaron en 2 pp; de hecho, en el cuartil más bajo de la distribución de ingresos se observa que el porcentaje de personas que reciben transferencias aumentó en 7,6 pp, mientras que en los cuartiles 3 y 4 hubo una caída en el porcentaje de personas que tienen ingresos por transferencias, lo cual mostraría que el aumento en cobertura de transferencias ha estado focalizado en el grupo poblacional de menores ingresos.

Las ciudades en las que hay una mayor proporción de personas de bajos ingresos que recibieron transferencias en 2019 son Florencia (41 %), Cúcuta (32,9 %), Montería (29,8 %) y Sincelejo (29,1 %), aunque hay otras cinco ciudades en las que más del 20 % de las personas en el primer cuartil de la distribución de ingresos reciben transferencias. Por su parte, Tunja es la ciudad en la que un menor porcentaje de personas recibe transferencias, ya que solo el 7,6 % de la población de bajos ingresos reporta recibirlas (Cuadro 10).

4. ¿Cómo cambió la distribución del ingreso como resultado de los efectos de la pandemia del Covid-19?

Como fue mencionado, la década de 2010-2019 significó para Colombia un progreso en materia de desigualdad. Este se vio abruptamente interrumpido por la pandemia del Covid-19, la cual generó un fuerte choque negativo en los ingresos de los hogares y que fue especialmente pronunciado para los hogares más pobres. Esta sección estudia cómo la pandemia del Covid-19 ha afectado la desigualdad de ingresos en Colombia. Para ello se utilizan los datos de la GEIH y se aplican métodos de microdescomposición (similares a los usados en la anterior sección) para comparar las medidas de desigualdad mes tras mes entre 2019 y 2020[16].

Los efectos de la pandemia del Covid-19 han sido significativos para todos los países, en especial en Latinoamérica. De acuerdo con la Cepal (2020), la pobreza monetaria en la región creció del 30,5 % en 2019 al 33,7 % en 2020, mientras que la pobreza extrema pasó del 11,3 % en 2019 al 12,5 % en 2020, a pesar del efecto de los programas de transferencias monetarias de emergencia por parte de los gobiernos. En Perú la pobreza monetaria pasó del 20,2 % en 2019 al 30,3 % en 2020, mientras que el Gini creció del 0,41 en 2019 al 0,43 en 2020 (Unicef, 2020). Asimismo, en Colombia Díaz et al. (2020) encuentran que la

desigualdad, medida por el coeficiente de Gini en ingresos salariales, creció de 0,520 en 2019 a 0,534 en 2020. Los autores también encuentran que la pobreza monetaria creció del 35,2 % en 2019 al 40,5 % en 2020.

En un ejercicio de simulación, Lustig et al. (2020) encuentran que la crisis afectaría más que proporcionalmente a los hogares de rangos medios de ingreso, y que las políticas de protección social puestas en marcha en varios países han logrado mitigar una parte importante de los efectos adversos. Los autores utilizan microdatos del período prepandemia de varios países de América Latina y simulan el choque mediante la variación sectorial de las cuarentenas, que determinan cuáles ingresos están en riesgo y cuáles no. Estos resultados contrastan con Busso et al. (2020), cuya evaluación ex ante de las políticas de protección social sugiere que, dada la cobertura y el monto de las transferencias puestas en marcha en varios países, estas compensan solo una fracción de la potencial pérdida de ingreso. Con base en estos resultados, los autores sugieren que, en caso de prolongarse las cuarentenas, se debería ampliar los programas de protección.

En esta sección se estudia el efecto de la pandemia en la desigualdad en Colombia. Los resultados indican que la pandemia generó un incremento de la desigualdad, el cual se asocia principalmente con una caída en los ingresos laborales de los hogares más pobres. Asimismo, se evidencia un aumento sustancial en las transferencias públicas, pero estas solo compensan parcialmente el aumento en la desigualdad.

4.1 Los ingresos de los hogares durante la pandemia

Luego de un período de mejoras importantes en los ingresos y el mercado laboral de los hogares colombianos, 2020 inició con la caída económica más importante en la historia moderna del país. La pandemia del Covid-19 implicó una contracción significativa en los ingresos laborales. Al comparar el período agosto-octubre entre 2019 y 2020 (Cuadro 11), se evidencia que en promedio los ingresos laborales per cápita se redujeron en un 19,5 %, lo que aportó aproximadamente el 88 % de las pérdidas en los ingresos totales per cápita de los hogares. Las disminuciones en los ingresos laborales se explican tanto por el margen extensivo asociado con la pérdida de empleos, como por el margen intensivo relacionado con la reducción de los salarios. En efecto, entre 2019 y 2020 la tasa de desempleo pasó del 10,51 % al 16,26 % entre agosto y septiembre del respectivo año. Ello representó un crecimiento similar al observado en la crisis de los noventa. A esto se suma que durante estos meses igualmente cayó considerablemente la tasa de participación, al pasar del 62,8 % en 2019 al 59,7 % en 2020. En el margen intensivo, a la vez, se observa que el ingreso laboral promedio de los ocupados se redujo en un 2,94 %, al pasar de COP 1.106.594 a COP 1.074.024. Si bien en el último trimestre de 2020 se observaba una importante recuperación en todos estos indicadores, a diciembre todavía faltaba para volver a los niveles de empleo y de ingreso laboral registrados antes de la pandemia.

La crisis no solo afectó el mercado laboral, sino que también redujo los ingresos por otras fuentes. Los ingresos no laborales, en el período agosto-septiembre de 2019, representaban aproximadamente el 20 % de los ingresos totales de los hogares. En el mismo período de 2020 los ingresos no laborales per cápita cayeron de COP 140.137 a COP 125.925, una reducción del 10,1 % (Cuadro 11). Esta caída se explica principalmente por la reducción en

los ingresos del hogar por arriendos. En efecto, el porcentaje de hogares que reciben ingresos por este concepto se redujo del 8,41 % en agosto-septiembre de 2019 al 6,32 % en los mismos meses de 2020. Por su parte, los ingresos por pensiones no registran mayores cambios ni en el porcentaje de hogares que recibe ingresos por ese concepto, ni en el valor promedio recibido, lo cual es coherente con el hecho de que la pandemia no tuvo efectos directos sobre el sistema pensional.

A diferencia de arriendos y pensiones, las transferencias públicas aumentaron durante 2020, lo que permitió atenuar parcialmente la fuerte caída en los ingresos del hogar. Desde el inicio de la pandemia el porcentaje de hogares que recibieron transferencias creció de manera importante, al pasar del 13,85 % en agosto-septiembre de 2019 al 24,82 % en el cuarto trimestre de 2020. También se registraron aumentos en los montos transferidos a los hogares. El promedio de la transferencia pasó de COP 69.949 en agosto-septiembre de 2019 a COP 88.472 en el cuarto trimestre de 2020. Esto refleja la política de choque social impulsada por el gobierno nacional para contrarrestar los efectos negativos de la pandemia, en especial desde el Programa Ingresos Solidario, el cual consiste en una transferencia en dinero para los hogares más pobres, cuyo fin es mitigar los impactos derivados de la pandemia (Prosperidad Social, 2021) [17].

Una característica fundamental de la pandemia es que los choques tienen una alta heterogeneidad, en particular, tienen una mayor afectación en los hogares de menor ingreso. De acuerdo con la Cepal (2020), la mayor pérdida de empleos y la mayor caída en ingresos en Latinoamérica lo sufrieron los hogares de menores ingresos. El mismo patrón se observa en Colombia. El Gráfico 15 muestra que mientras que en los quintiles 4 y 5 el impacto negativo fue pequeño y alrededor del 10 % y 5 %, respectivamente, en el quintil 3 fue del 14 %, en el quintil 2 del 16 % y en el quintil 1 del 21 %.

Las transferencias públicas tampoco se distribuyeron de forma homogénea en los hogares. La estrategia del gobierno nacional fue progresiva, concentrando la mayor parte de los recursos en los hogares con menores ingresos. No obstante, la variación porcentual en el número de hogares receptores de subsidios favoreció más a los hogares de mayores ingresos. El Gráfico 16 muestra el comportamiento de las transferencias en el tiempo y por quintiles. Se observa que, entre 2019 y 2020, en el período agosto-diciembre la proporción de hogares con transferencias públicas creció en más del 150 %. Si bien la participación de hogares que reciben transferencias aumentó en todos los quintiles de ingreso, los mayores receptores de transferencias son los hogares con ingresos más bajos (Gráfico 16, panel B). Lo anterior se traduce en un aumento considerable en la participación de las transferencias en el ingreso de los hogares. En particular, en el quintil de ingreso más bajos, el porcentaje de los ingresos de los hogares correspondiente a transferencias pasó del 11,2 % en 2019 al 22 % en 2020 (Gráfico 16, panel C)[18].

La incidencia de los programas de subsidios más tradicionales, como Más Familias en Acción (MFA), Jóvenes en Acción (JA) y Colombia Mayor (CM), se mantuvo relativamente estable

durante 2020. Sin embargo, creció el número de hogares que recibe otro tipo de transferencias, lo cual puede ser resultado de la implementación de programas nuevos, como el Ingreso Solidario y la devolución del IVA.

Los choques de la pandemia sobre los ingresos terminaron reflejándose en un crecimiento importante en la desigualdad del ingreso. A pesar de los esfuerzos del gobierno por atenuar los efectos mediante las transferencias públicas, el coeficiente de Gini creció durante los primeros meses de la crisis. En agosto de 2020 este coeficiente aumentó a cifras cercanas a la de los niveles de 2010 (Gráfico 17), lo que significa un retroceso de casi una década en términos de desigualdad; de hecho, el Gini creció en todos los meses del segundo semestre de 2020 (Gráfico 17). El mayor crecimiento de este indicador se observó en agosto, cuando presentó un aumento del 9,6 % con respecto al mismo mes del año anterior, ubicando el Gini en 57,4. En los meses posteriores se observaron crecimientos entre el 4,3 % y 7,0 %. En la siguiente sección se desagregarán los cambios en el Gini asociados tanto con los componentes laborales como con los no laborales.

4.2 ¿Qué factores explican el aumento en la desigualdad?

Esta sección analiza la contribución de diferentes factores a los cambios en el ingreso de los hogares y la desigualdad. Para ello, se utiliza el método de microdescomposición de BF (2005). A diferencia de los utilizados en secciones previas, en este caso se comparan los años 2019 y 2020, mes tras mes, modelando únicamente los efectos que tuvo la pandemia sobre las decisiones de ocupación, y en los ingresos laborales y no laborales. Dado que se trata de un análisis de corto plazo, se supone que no hay cambios en decisiones educativas ni en la composición demográfica durante este período[19].

Las decisiones ocupacionales y los ingresos se modelan siguiendo las especificaciones descritas en la sección 2; sin embargo, en el contexto de la pandemia es de especial interés la dinámica intraanual, razón por la cual las decisiones ocupacionales y los ingresos se estiman mes tras mes[20]. Dado que el cuestionario de la encuesta fue reducido entre los meses de abril y julio de 2020, no es posible hacer un cálculo comparable de los ingresos del hogar, por lo cual se excluyen estos meses del análisis. La otra gran diferencia con respecto a las estimaciones previas es que en este caso se modela explícitamente el efecto que tuvo

el estancamiento del mercado laboral desencadenado por la crisis sanitaria. En el modelo que establece las decisiones de ocupación se incluyen como variables de control las tasas de participación y desempleo observadas de cada ciudad. Los coeficientes estimados miden la relación entre el desempeño del mercado laboral local y las decisiones ocupacionales. Por su parte, en las estimaciones de ingresos se incluyen efectos fijos de ciudad, que capturan el ingreso promedio de cada urbe y para cada período.

En los ejercicios contrafactuales se simulan las decisiones y los ingresos que los individuos observados en 2019 hubieran tenido si se hubieran enfrentado al mercado laboral de 2020. En el modelo de ocupación se intercambian las tasas de participación y desempleo de cada mes de 2019 por las del mismo mes de 2020, manteniendo las características observadas y los coeficientes estimados. En los modelos de ingreso se hace lo propio remplazando los ingresos promedio estimados con los efectos fijos de ciudad. Una vez simulados los nuevos ingresos laborales y no laborales, se agregan por hogar y se calculan las medidas de desigualdad contrafactuales.

El Gráfico 18 presenta un primer ejercicio de validación de la simulación, al comparar la probabilidad de estar inactivo, desocupado y ocupado observada en 2019 y 2020 con la simulada para 2020, tanto para hombres como para mujeres. Como puede verse, el modelo aproxima relativamente bien las decisiones ocupacionales de 2020, replicando la fuerte caída de la población ocupada, compensada por aumentos importantes en la probabilidad de encontrarse inactivo o desocupado. Consistente con otros estudios, la caída en la participación es más grande y persistente entre las mujeres, lo cual se explica, en parte, por la mayor carga que ellas asumen en el cuidado de los niños ante el cierre de los jardines escolares y los colegios (García-Rojas et al., 2020; Bonilla-Mejía et al., 2021).

El Cuadro 12 presenta los principales resultados de este ejercicio. Las dos primeras filas muestran para cada mes entre agosto y diciembre el índice de Gini de 2019 y el cambio observado en 2019 y 2020. La tercera fila corresponde al cambio en el Gini simulado cuando se modelan tanto las decisiones de ocupación, como los ingresos laborales y no laborales. Como puede verse, el modelo logra un relativamente buen ajuste de los datos, al acercarse mes tras mes al cambio observado en la medida de la desigualdad. Por ejemplo, entre agosto de 2019 y agosto de 2020 el Gini creció en 5,03 pp, y el modelo predice un aumento de 4,56 pp. El crecimiento anual tiende a reducirse a medida que pasa el tiempo, hasta llegar a 2,32 pp en diciembre. Para este mes el modelo predice un aumento de 2,76 pp.

Las siguientes filas del Cuadro 12 presentan la descomposición del incremento simulado de la desigualdad. Como puede verse, los factores laborales son los que más contribuyeron al crecimiento de la desigualdad, mientras que las transferencias públicas sirvieron de mecanismo atenuador sobre el crecimiento de la desigualdad. En particular, dentro de los factores laborales, los ingresos laborales desempeñaron un papel importante, los cuales explican un incremento entre 1,28 y 2,84 puntos en la desigualdad. Por su parte, los cambios en las decisiones de ocupación explican incrementos entre 1,10 y 1,93 puntos.

Los factores no laborales tienen una menor contribución dentro del crecimiento de la desigualdad, con caídas explicadas que oscilan entre 0,30 y 0,77 puntos. Al desagregar por fuentes de ingresos no laborales, se encuentra que los arriendos contribuyeron positivamente al aumento en la desigualdad, mientras que las pensiones, remesas y transferencias hicieron lo contrario. Entre estas últimas tres, el efecto de las transferencias públicas es el más grande, pues explica reducciones en la desigualdad que han venido creciendo de 0,30 puntos en agosto a 0,77 puntos en diciembre. Es importante resaltar que, dada la magnitud del choque, el impacto de los subsidios del gobierno en la desigualdad es pequeño en comparación con aquellos de los ingresos laborales[21].

5. Conclusiones e implicaciones de política

Mediante un ejercicio de microdescomposición para el período 2010-2019, este documento desagrega la reducción observada en la desigualdad de ingresos a partir de sus distintos componentes, tanto laborales como no laborales. En el primer grupo se estudia el papel de los cambios en el nivel educativo, los retornos de la educación y variables demográficas como la edad y el número de hijos. Por su parte, dentro de los ingresos no laborales se examina el impacto de las transferencias monetarias a los hogares, tanto públicas como privadas, y de otros rubros importantes, como los ingresos por arriendos y pensiones. Finalmente, se enfatiza en los efectos de la pandemia sobre los ingresos laborales y no laborales de los hogares. Asimismo, se estudia el papel que cumplen las transferencias públicas como mecanismo atenuador de los choques negativos de la pandemia.

Los resultados señalan distintos factores que explican la caída en la desigualdad en la última década. En primera instancia, los mayores beneficios surgen de los aumentos en los ingresos laborales, que pueden estar asociados con el período de crecimiento económico que experimentó el país, especialmente entre 2010-2014, durante el cual tuvo un crecimiento económico promedio anual real del 5,0 %. En los años posteriores de la década, la tasa de crecimiento bajó al 2,4 % promedio anual y, en consecuencia, se observa un estancamiento en los ingresos salariales de los hogares y un pequeño aumento en la desigualdad. Esto nos enfrenta a una realidad: el crecimiento económico es una condición importante para lograr reducciones en las desigualdades vía mejoras en el mercado laboral.

Dentro del mercado laboral, primero, se destaca la reducción de las brechas salariales producto del mayor acceso a educación y las menores primas salariales de la educación secundaria y superior. En los ingresos no salariales se enfatiza la mayor progresividad observada en los ingresos por arriendo y transferencias públicas y privadas. No obstante, los efectos en las mejoras en los no salariales, especialmente en las transferencias del gobierno, no igualan los impactos que generan los cambios en los ingresos laborales.

En general, el impacto encontrado para el caso de la educación y las transferencias condicionadas señalan el potencial que pueden tener las políticas públicas en reducir la

desigualdad en Colombia. Como lo señala Lustig (2018) para el caso de América Latina, la reducción de la desigualdad en la región ha estado vinculada a dos importantes componentes de la política social: 1) el aumento en el gasto de educación que impactó positivamente la escolaridad de la población, y 2) la expansión de los programas de transferencias monetarias focalizados a la población más vulnerable. No obstante, y como se mencionó, aún persisten grandes espacios de mejora para continuar reduciendo la desigualdad. De igual forma, se debe insistir en la importancia del crecimiento económico para mejorar los ingresos laborales, lo que podría contribuir a reducir la desigualdad total.

El análisis de la desigualdad en el ámbito regional revela importantes diferencias dentro de las principales veintitrés ciudades del país, las cuales se esconden detrás del resultado del agregado nacional. En particular, es importante resaltar que en diecinueve de las veintitrés principales ciudades hubo una reducción en la desigualdad de los ingresos totales, medida con el coeficiente de Gini, y en cinco de estas la caída en la desigualdad fue de más de 5 pp. Sin embargo, en Florencia, Quibdó, Riohacha y Villavicencio la desigualdad aumentó.

Los determinantes del cambio en desigualdad también varían por ciudad. Si bien se encuentra que en general los ingresos laborales son el elemento fundamental para explicar la caída en la desigualdad, también se encuentra que esto no sucede en Florencia, Quibdó y Riohacha, lo cual va de la mano con el aumento en la desigualdad que se observó en esas ciudades. Dentro de los ingresos laborales, son la reducción en los retornos de la educación el principal factor que ha aportado a la disminución en la desigualdad.

Los ingresos no laborales no son un factor igualador en la mayoría de las ciudades. Esto sucede, en parte, por las pensiones, que no mostraron aumentos importantes en los segmentos de población ubicados en la parte baja de la distribución, particularmente en el primer cuartil de ingresos. Sin embargo, en los ingresos no laborales también se ubican las transferencias gubernamentales, y encontramos que estas están asociadas con reducciones en la desigualdad y focalizadas en el cuartil más bajo de la distribución de ingresos.

Por su parte, los resultados de la sección que enfatiza el impacto del Covid-19 muestran un importante aumento de la desigualdad en los hogares colombianos, el cual resulta de la caída de los ingresos que se produjo a raíz de la pandemia. Entre los distintos factores responsables de los incrementos en la desigualdad entre 2019 y 2020 se destaca la caída en el empleo y los ingresos laborales, con mayor ponderación en la población más pobre. Como respuesta a este choque, el gobierno amplió de manera importante las transferencias, lo que atenuó parcialmente el aumento en la desigualdad. Sin embargo, en comparación con el efecto que tuvo el ingreso laboral, la mitigación es limitada.

Para avanzar en el diseño y formulación de políticas públicas que permitan reducir la desigualdad y recuperar el progreso social perdido, resulta primordial revisar en qué dirección y medida distintos factores contribuyeron a los resultados observados en el pasado.

La caída en los indicadores de desigualdad y pobreza en Colombia vino acompañada de importantes avances sociales en otras dimensiones. En materia educativa, el acceso en todos los niveles mejoró de forma marcada. De acuerdo con datos del Ministerio de Educación (2020), los mayores incrementos se presentaron en la educación secundaria y media, cuyas tasas netas pasaron del 57 % al 79 % y del 29 % al 45 %, respectivamente, entre 2002 y

2019. De manera similar, en la educación superior la tasa de cobertura pasó del 34,1 % al 52,8 % entre 2008 y 2018, con incrementos tanto en los programas universitarios como en los técnicos y tecnológicos. Estos aumentos han sido resultado de políticas dirigidas a aumentar la cobertura de las instituciones de educación superior, que venían inclusive desde la década de 2000, lo cual aparentemente también ha permitido que el acceso por parte de jóvenes de bajos ingresos haya aumentado sustancialmente (Carranza y Ferreyra, 2019). Esto eventualmente ha sido un factor que contribuye a la reducción de las desigualdades.

Por otra parte, paralelo a los avances en educación, se introdujeron ambiciosos programas de transferencias monetarias a la población más vulnerable. Estos tenían el propósito de mejorar la situación económica de los hogares en el corto plazo, y con su condicionalidad, introducir mejoras en la nutrición, salud y educación de los niños, generando repercusiones de largo plazo en las condiciones laborales y económicas del hogar (Llano, 2014). De acuerdo con Urrutia y Robles-Báez (2021), Familias en Acción, el programa de transferencias con mayor presupuesto, ha conseguido beneficiar a más de 1.600.000 familias anualmente desde 2001 hasta 2017, lo que es equivalente a cerca de 10.000.000 de personas.

En relación con los arriendos es posible destacar que las políticas de vivienda de interés social (VIS) parecen haber permitido que personas de bajos ingresos compren vivienda y generen ingresos a partir del arriendo de partes de esta[22]. No es algo nuevo mencionar que la vivienda constituye el principal activo de la mayoría de los hogares de Colombia y de muchos otros países. Con ello, las políticas enfocadas a facilitar la adquisición de vivienda, especialmente VIS, ayudan a solucionar esas privaciones de estos activos, pero también pueden redundar en ingresos adicionales para los receptores. Primero, un ingreso implícito que representa el que las familias no tengan que hacer erogaciones por arriendo, pero también, una vez es posible derivar lucro de esos activos, las familias empiezan a generar ingresos extra vía arriendos de partes de la casa. En este contexto, las políticas que fomentan la generación de dichos ingresos son pues una fuente de reducción de las desigualdades.

No obstante estos y otros avances sociales, aunque importantes, han sido insuficientes (Caballero, 2020). América Latina continúa siendo la región más desigual del mundo y Colombia uno de los países más inequitativos dentro de la región (Lustig, 2020). Además, con la llegada de la pandemia del Covid-19, las desigualdades se han profundizado a un ritmo sin precedentes. De acuerdo con Busso y Messina (2020), un mes después del inicio de las medidas de aislamiento, alrededor del 65 % de los hogares en el quintil más bajo de la distribución de ingresos había sufrido al menos una pérdida de empleo entre los miembros de la familia, mientras que en el quintil más alto este porcentaje fue del 22 %. Por su parte, el CEDE (2020) estima un efecto en la desigualdad de ingresos en Colombia equivalente a retroceder a las cifras observadas a principios del siglo XXI. Algo similar se mostró en este documento en la descomposición del cambio en las desigualdades, la cual se realizó por meses para el año 2020.

A pesar de las mayores transferencias observadas y su correcta focalización en los grupos de menores ingresos, el impacto del deterioro del mercado laboral en la desigualdad durante la pandemia no logra ser mitigado en su totalidad por las ayudas estatales. Si bien en el corto plazo se requiere asegurar la continuidad de las trasferencias para aliviar la crisis actual, la

solución en el largo plazo implica retornar a una tasa de crecimiento económico que recupere la generación de empleo en el mercado laboral, tal como se ha venido planteando en la discusión sobre el futuro de la economía colombiana (Fedesarrollo, 2021).

Recuadros

Recuadro 1. El papel de los impuestos y las transferencias

La dificultad que tienen las encuestas de hogares en capturar los ingresos de los hogares más ricos y, aún más, en reportar sus ingresos de capital, limita una posible evaluación del papel de los impuestos en la desigualdad. No obstante, algunos trabajos han presentado aproximaciones a este efecto para Colombia usando información de encuestas de hogares complementada con datos administrativos de la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales (DIAN) y cuentas fiscales nacionales y subnacionales. Este recuadro presenta una breve mirada a algunos de estos trabajos y sus principales resultados.

Steiner y Cañas (2013) hacen una evaluación de los recaudos del IVA y el impuesto sobre la renta a la luz de los principios de equidad. Los autores concluyen que el IVA resulta regresivo por cuanto "los hogares más pobres presentan tasas efectivas (medidas sobre el ingreso) superiores a la de los hogares más ricos" (p. 15). De igual manera, encuentran inequidades horizontales en la recaudación de las empresas debidas a las exenciones que no se aplican de igual manera a todos los sectores.

Para el año 2017 Núñez et al. (2020) presentan el impacto de los impuestos y las contribuciones a la seguridad social en Colombia en la reducción de la desigualdad. Para ello, siguen la aproximación propuesta por Lustig (2018), quien calcula los ingresos per cápita de los hogares antes y después de las intervenciones de impuestos. Los autores encuentran que los impuestos directos en Colombia son progresivos, sin embargo, esta progresividad no logra compensar la regresividad de los impuestos indirectos, lo que resulta en un sistema impositivo que en su conjunto es regresivo (Nuñez et al., 2020).

Por otro lado, vale la pena mencionar que, de acuerdo con el Commitment to Equity CEQ Institute, los efectos de los impuestos y transferencias sobre las desigualdades en Colombia han sido relativamente moderados. En efecto, cuando se compara la desigualdad en el ingreso del mercado frente a la resultante usando el ingreso disponible, se encuentra que no existen diferencias sustanciales entre las dos mediciones (Gráfico R1.1), mientras que para otros países de la región se encuentra que la desigualdad a partir del ingreso disponible es notablemente menor que el calculado usando el ingreso del mercado.

Urrutia y Robles-Báez (2021) mencionan que ello puede deberse a varios fenómenos: que los impuestos no sean progresivos, que el gasto social no esté bien focalizado o que haya desviaciones de ese gasto vía corrupción.

Anexos

Anexo 1. Cálculo de los índices de desigualdad

1. Índice de Gini

El índice de Gini es un indicador de desigualdad que se construye a partir de la medida de concentración que muestra la curva de Lorenz. En esta curva se compara la proporción acumulada de la población frente a la proporción acumulada de ingresos, cuando se está en una situación de equidistribución; por ejemplo: al primer 25 % de la población le corresponde el primer 25 % de los ingresos, y así sucesivamente, como se muestra en el Gráfico A1.1.

En situaciones de concentración del ingreso la curva de Lorenz se ubica por debajo de la línea de equidistribución. En ese caso, se podría tener una situación como la representada en el Gráfico A1.2, en donde el 50 % de la población más pobre recibe solo el 20 % del ingreso; el 75 % de la población más pobre recibe solo el 45 % del ingreso; y, en el otro extremo, al 5 % más rico de la población le corresponde el 25 % de los ingresos.

Cuando se requiere comparar dos situaciones para evaluar dónde hay mayor concentración, pero las curvas se cruzan entre sí, no se podría establecer cuál situación es peor. En ese caso, se puede usar el coeficiente de Gini (G) para realizar la comparación. se define como la proporción del área X (Gráfico A1.3) y el área bajo la línea de equidistribución, Z, la cual representa el área de la mitad del cuadrado, que es 100 %. Entonces, Z = 0,5. W es el área bajo la curva de Lorenz.

La formulación matemática del coeficiente de Gini sería:

(1.1)

De esta manera, G fluctúa entre 0, cuando la curva se superpone con la línea de equidistribución y el área X es nula, y 1, cuando el área X es igual a Z = 0,5.

(1.2)

W se calcula como la sumatoria del área de los trapecios que conforman el área bajo la curva de Lorenz, w_i:

(1.3)

En ese orden de ideas, el Gini quedaría expresado como:

(1.4)

Para su cálculo se obtiene la participación de cada observación en el total de ingresos y_i, así como la participación en el total de población p_i, y se ordenan estas variables según y_i. Luego, se calculan las proporciones acumuladas de ambas variables, obteniéndose la participación porcentual acumulada en los ingresos Y_i, y la participación porcentual acumulada en la población P_i.

2. Índice de Theil, IT

El IT es la medida que permite realizar ejercicios de descomposición de la distribución del ingreso y reúne propiedades de invariabilidad con respecto a la escala de medición y sensibilidad a transferencias de ingreso entre los individuos ubicados en diferentes segmentos de la distribución. Este viene dado por la expresión:

(1.5)

Donde N es el número total de individuos, y_i es la participación de cada observación en el ingreso total. El índice evalúa la desviación que existe entre la participación de cada observación en el ingreso respecto al promedio. IT fluctúa entre 0 y 1, correspondiendo el valor de 1 a la situación de mayor concentración del ingreso y 0 a la situación de equidistribución.

Siguiendo la descomposición espacial del índice de Theil que emplea Rey (2001), se puede expresar para un grupo de G ciudades, así:

(1.6)

Donde es la participación del ingreso en el total del grupo o la ciudad g; es el número de observaciones en la ciudad g y es la participación del salario del individuo i en la ciudad g. El

primer término, θ, corresponde a las desigualdades interregionales, y el segundo, ω, a las intrarregionales.

Anexo 2.Relación entre pobreza y desigualdad en las veintitrés principales ciudades del país

Anexo 3. Metodología de Bourguignon y Ferreira (2005)

Para realizar las simulaciones de cambios en la distribución del ingreso se emplea la metodología de Bourguignon y Ferreira (BF, 2005), en la que se realiza un análisis a partir de la microdescomposición de los factores asociados a los cambios en la desigualdad. En particular, se modelan variables multinomiales sobre las decisiones con respecto al nivel educativo, el número de hijos, la ocupación del jefe del hogar y de otros miembros del hogar y, finalmente, los ingresos derivados de la ocupación en función de las anteriores decisiones. Las opciones consideradas para las anteriores decisiones se muestran en el Cuadro A3.1.

En cada etapa se predice el nivel alcanzado por la variable modelada y se incluye como un factor explicativo en la siguiente ecuación a estimar, junto con las otras covariables descritas en el Diagrama 1. En cada categoría se consideran las siguientes utilidades aleatorias asociadas con cada alternativa, tomando siempre la alternativa 1 como base e intercambiando los parámetros de t (2010) con los de t’ (2019):

(2.1)

En cada caso el individuo elegirá la alternativa que le genere la mayor utilidad. No obstante, para conocer el valor de cada utilidad, es necesario calcular los errores asociados a cada una. Para ello, se comienza por estimar el modelo logit para el año base t y se calculan las predicciones lineales y probabilidades de cada alternativa . Con base en estos cálculos, se siguen los pasos propuestos por Train y Wilson (2008) para simular los errores.

Se parte de la función de distribución de los errores tipo valor extremo, condicionada en la elección de la alternativa k:

(2.2)

Calculando la inversa de dicha distribución, se obtienen los errores estimados de la alternativa seleccionada:

(2.3)

En donde representa una probabilidad aleatoria obtenida de una distribución uniforme. Los errores del resto de alternativas j se pueden estimar partiendo del error de la alternativa k de la siguiente forma:

(2.4)

Donde con

Para más detalles sobre la simulación de los errores, revísese el apéndice de Train y Wilson (2008).

Las estimaciones se realizan por separado para hombres y mujeres e incluyen dentro del vector de características observables : el máximo nivel educativo alcanzado, la edad, la edad al cuadrado, si la persona es o no jefe del hogar, si el individuo tiene una ocupación informal y el número de hijos en el hogar al que pertenece.

(2.5)

El principal reto al estimar la ecuación (2.5) es lo que se conoce como el problema de sesgo de selección, el cual está asociado con la ausencia en forma no aleatoria de observaciones en la muestra (en este caso, de las observaciones correspondientes a individuos que no reciben un salario). Esta selectividad en la muestra genera un sesgo en los coeficientes y resulta equivalente a omitir variables relevantes del análisis. Para abordar este problema, las ecuaciones se estiman mediante un modelo de regresión de Heckman en dos etapas. En la primera se estima la probabilidad de recibir un salario y se calcula el inverso de la razón de

Mills, , como , donde y son las funciones de densidad de probabilidad y la densidad acumulada, respectivamente. En la segunda etapa se estima por mínimos cuadrados ordinarios la ecuación del logaritmo de los salarios, incluyendo como un regresor adicional el término de corrección del sesgo se selección, .

Una primera simulación consiste en calcular el contrafactual de los ingresos de 2010, si se contara con las características de 2019. Para ello, se obtienen los valores predichos de las ecuaciones estimadas en 2010, pero se emplean los coeficientes que se obtuvieron para 2019:

(2.6)

También se considera el escenario en el cual se emplea la distribución de las dotaciones del año 2019, , para obtener los ingresos que se hubieran generado si en 2010 se hubiese observado dicha distribución:

(2.7)

Finalmente, se simulan todos estos cambios agregados para evaluar el efecto conjunto del cambio en los ingresos laborales de los hogares entre 2010 y 2019 (ecuación (2.8)).

(2.8)

Existen métodos alternativos de descomposición del cambio en las desigualdades que son ampliamente utilizados en la literatura. Uno de ellos es el de Pyatt (1976), el cual permite calcular la descomposición por grupos de individuos. Lerman y Yitzhaki (1985), por su parte, proponen una metodología que emplean para medir cómo las fuentes de ingreso afectan la desigualdad. Asimismo, la aproximación de Azevedo, Inchaust y Sanfelice (2013) sigue también la línea de la desagregación por componentes, en la que las posibles variaciones de la desigualdad entre dos años se pueden explicar por cambios en diferentes elementos, como ingresos laborales, pensiones, transferencias, ingresos de capital, entre otros. Una ventaja de la propuesta de BF (2005) es que se considera que los factores que impulsan cambios en esas fuentes de ingreso no son exógenos y tienen, por tanto, una modelación explícita de su comportamiento.

Anexo 4. Resultados complementarios a la descomposición del Gini

Referencias

-- Abadía-Alvarado, Luz K.; De la Rica, Sara (2011). "Changes in the Gender Wage Gap and the Role of Education and Other Job Characteristics Colombia: 1994-2010". Vniversitas Económicas, núm. 010088, Bogotá: Universidad Javeriana.

-- Arango-Thomas, Luis E.; Flórez, Luz A.; Guerrero, Laura D. (2020). "Minimum Wage Effects on Informality across Demographic Groups in Colombia", Borradores de Economía, núm. 1104, Banco de la República de Colombia.

-- Azevedo, Joao P.; Inchauste, Gabriela; Sanfelice, Viviane (2013). "Decomposing the Recent Inequality Decline in Latin America", Policy Research Working Paper Series, núm. 6715. Washington, D. C.: World Bank, disponible en: https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/16931, License: CC BY 3.0 IGO.

-- Bernal, Raquel; Eslava, Marcela; Meléndez, Marcela; Pinzón, Álvaro (2017). "Switching from Payroll Taxes to Corporate Income Taxes: Firms' Employment and Wages after the 2012 Colombian Tax Reform", Economía, núm. 18, pp. 41-74.

-- Bonilla-Mejía, Leonardo (2009). "Causas de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de microdescomposición", Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana, núm. 111, Banco de la República de Colombia, Cartagena.

-- Bonilla-Mejía, Leonardo; Flórez, Luz A.; Hermida-Giraldo, Didier; Lasso, Francisco; Morales, Leonardo Fabio; Pulido, Karen; Pulido, José D. (2021). "Recuperación de la ocupación y dinámica reciente de la participación laboral", Reporte del Mercado Laboral, núm. 17, Banco de la República.

-- Bossler, Mario; Schank, Thorsten (2020). "Wage Inequality in Germany after the Minimum Wage Introduction", IZA Discussion Papers, núm. 13003, Institute of Labor Economics (IZA), Bonn.

-- Bourguignon, François (2017). "Inequality and Inequity", [en línea], Lecture Series "Inequality and...", Luxembourg: University of Luxembourg disponible en: https://www.youtube.com/watch?v=8x7s9gM28ms

-- Bourguignon, François; Ferreira, Francisco (2005). "Decomposing Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects", en: F. Bourguignon, F. Ferreira y N. Lustig (eds.), The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America, pp. 17-46, Washington D. C.: World Bank and Oxford University Press.

-- Busso, Matías; Camacho, Juanita; Messina, Julián; Montenegro, Guadalupe (2020). "The Challenge of Protecting Informal Households during the COVID-19 Pandemic: Evidence from Latin America" [en línea], Washington, D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo, Discussion paper 780, http://dx.doi.org/10.18235/0002388

-- Busso, Matías; Messina, Julián (2020). "La crisis de la desigualdad: América Latina y el Caribe en la encrucijada", Washington, D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo , disponible en: http://dx.doi.org/10.18235/0002629

-- Ramírez-Bustamante, Natalia; Tribín-Uribe, Ana M.; Vargas-Riaño, Carmiña O. (2015). "Maternity and Labor Markets: Impact of legislation in Colombia", Borradores de Economía, núm. 870, Banco de la República de Colombia.

-- Caballero, Carlos; Machado, Germán (2020). "De la crisis de 'fin de siglo' a la del 'coronavirus'. La economía colombiana en el siglo XXI", Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social, núm. 50, pp. 15-74. Bogotá, D. C.: Fedesarrollo.

-- Camargo-Sierra, Angélica (2020). "Prácticas residenciales de propietarios en barrios de origen informal consolidados en Bogotá: movilización de recursos para la construcción de la vivienda", en: D. Niño-Muñoz y D. Osorio Gómez (eds.), Políticas urbanas y dinámicas socioespaciales. vivienda, renovación urbana y patrimonio, pp. 137-156, Bogotá: Universidad Sergio Arboleda.

-- Cárdenas-Hurtado, Camilo A.; Hernández-Montes, María A.; Torres-Gorron, Jhon E. (2014). "An Exploratory Analysis of Heterogeneity on Regional Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia: An MFACT approach", Borradores de Economía, núm. 802, Banco de la República de Colombia.

-- Carranza, Juan E.; Ferreyra, María M. (2019). "Increasing Higher Education Coverage: Supply Expansion and Student Sorting in Colombia", Journal of Human Capital, University of Chicago Press, vol. 13, núm. 1, pp. 95-136.

-- Cecchini, Simone; Atuesta, Bernardo (2017). "Programa de transferencias condicionadas en América Latina y el Caribe: tendencias de cobertura e inversión", Serie de Políticas Sociales, núm. 224, Cepal.

-- CEDE (2020). "Efectos en pobreza y desigualdad del Covid-19 en Colombia: un retroceso de dos décadas", Nota Macroeconómica, núm. 20, Universidad de los Andes, Colombia.

-- Cepal (2021). Panorama Social de América Latina 2020 [en línea], disponible en: http://hdl.handle.net/11362/46687

-- Delgado, Martha (2014). "La educación básica y media en Colombia: retos en equidad y

calidad", Bogotá, D. C.: Fedesarrollo".

-- Díaz, Ana M. (2016). "Spatial Unemployment Differentials in Colombia", Revista Desarrollo y Sociedad, núm. 76, pp. 123-163.

-- Díaz, Yadira; Narváez, Liliana; Alvarado, Francisco; Chávez, Simón (2020). "Covid-19, mercado laboral y pobreza monetaria en Colombia: efecto potencial de las transferencias del gobierno a los hogares" [en línea], PNUD Colombia, disponible en: https://www.co.undp.org/content/colombia/es/home/library/human_development/covid-19--mercado-laboral-y-pobreza-monetaria--efecto-potencial-.html

-- Fedesarrollo (2021). Descifrar el futuro: la economía colombiana durante la próxima década, Bogotá: Editorial Debate.

-- Fernández, Cristina; Villar, Leonardo (2017). "The Impact of Lowering the Payroll Tax on Informality in Colombia", Economía, vol. 18, núm. 1, pp. 125-155.

-- Galvis-Aponte, Luis A. (2010). "Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles",Revista de Economía del Rosario, 13 2, pp. 235-277, disponible en: https://revistas.urosario.edu.co/index.php/economia/article/view/2193

-- Galvis-Aponte, Luis A.; Meisel, Adolfo (2010). "Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana, núm. 120, Banco de la República de Colombia, Cartagena.

-- García-Rojas, Karen; Herrera-Idárraga, Paula; Morales, Leonardo F.; Ramírez-Bustamante, Natalia; Tribín-Uribe, Ana M. (2020). "(She)cession: The Colombian Female Staircase Fall". Borradores de Economía, núm. 1140, Banco de la República de Colombia.

-- Haddad, Eduardo A.; Rodrigues-Faria, Weslem; Galvis-Aponte, Luis A.; Hahn-de-Castro, Lucas W. (2016). "Matriz insumo-producto interregional para Colombia, 2012", Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana, núm. 247, Banco de la República de Colombia, Cartagena.

-- Herrera-Idárraga, Paula; Garlati-Bertoldi, Pablo Adrian; Torres, Juan David (2021). "Urban Wage Gaps in Colombia and the Impact of a National Payroll Tax Policy" [en línea], Regional Studies, DOI: 10.1080/00343404.2021.1908535

-- Herrera-Idárraga, Paula; López-Bazo, Enrique; Motellón, Elisabet (2015). "Regional Wage Gaps, Education, and Informality in an Emerging Country. The Case of Colombia", AQR Working Papers, núm. 201507, University of Barcelona, Regional Quantitative Analysis Group.

-- Kliksberg, Bernardo (2005). "América Latina: la región más desigual de todas", Revista de Ciencias Sociales, vol. 11, núm. 3, pp. 411-421, disponible en: http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1315-95182005000300002

-- Laajaj, Rachid; Moya, Andrés; Sánchez, Fabio (2018). "Equality of Opportunity and Human Capital Accumulation: Motivational Effect of a Nationwide Scholarship in Colombia", Centro de

Estudios sobre Desarrollo Económico, Serie Documentos Cede, núm. 016552, Universidad de los Andes, Colombia.

-- Lerman, Robert I.; Yitzhaki, Shlomo (1985). "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the United States", [en línea], The Review of Economics and Statistics, vol. 67, núm. 1, pp. 151-56, disponible en: https://doi.org/10.2307/1928447

-- Ljungqvist, Lars (2008). "Lucas Critique", en Palgrave Macmillan (ed.): The New Palgrave Dictionary of Economics, London: Palgrave Macmillan.

-- Llano, Jorge (2014). "Familias en Acción: la historia a la luz de sus impactos", Coyuntura Económica, vol. 44, núm. 1, pp. 77-120, Fedesarrollo.

-- Londoño, Juliana; Rodríguez, Catherine; Sánchez, Fabio (2017). "The Intended and Unintended Impacts of a Merit-Based Financial Aid Program for the Poor: The Case of Ser Pilo Paga", Serie Documentos Cede, núm. 015466, Universidad de los Andes, Colombia.

-- López-Calva, Luis F.; Lustig, Nora (eds.). (2010). "Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?" [en línea], Washington, D. C.: Brookings Institution Press, disponible en: https://www.jstor.org/stable/10.7864/j.ctt6wpdkq

-- Lustig, Nora (2020). "Desigualdad y política social en América Latina", CEQ Working Paper, núm. 94, Commitment to Equity Institute, Tulane University.

-- Lustig, Nora; Martínez-Pabón, Valentina; Neidhöfer, Guido; Tommasi, Mariano (2020). "Short and Long-run distributional impacts of Covid-19 in Latin America", CEQ Working Paper, núm. 96, Commitment to Equity Institute, Tulane University.

-- Melo-Becerra, Ligia; Ramos-Forero, Jorge; Hernández-Santamaría, Pedro (2017). "La educación superior en Colombia: situación actual y análisis de eficiencia", Desarrollo y Sociedad, núm. 78, pp. 59-111, Universidad de los Andes, Colombia.

-- Messina, Julián; Silva, Joana (2018). "Wage Inequality in Latin America", World Bank Publications, The World Bank, num. 28682, Washington, D.C.

-- Ministerio de Educación (2020). Información y estadísticas sectoriales [en línea], disponible en: https://www.mineducacion.gov.co/1759/w3-propertyname-3377.html

-- Moellendorf, Darrel (2009). Global Inequality Matters [en línea], New York: Palgrave Macmillan, disponible en: 10.1057/9780230246904

-- Morales, Leonardo; Medina, Carlos (2017). "Assessing the Effect of Payroll Taxes on Formal Employment: The Case of the 2013 Tax Reform in Colombia", Economia, vol. 18, núm. 1, pp. 75-124.

-- Núñez, Jairo; Olivieri, Sergio; Parra, Julieth; Pico, Julieth (2020). "The Distributive Impact of Taxes and Expenditures in Colombia", Policy Research Working Paper, núm. 9171, Washington, D. C.: World Bank Group.

-- OCDE (2019). "OECD Economic Surveys: Colombia Economic Assessment", Paris.

-- Ostry, Jonathan D.; Loungani, Prakash; Berg, Andrew (2019). "Confronting Inequality: How Societies Can Choose Inclusive Growth", New York Chichester: Columbia University Press.

-- Parias-Durán, Adriana (2020). "La política de vivienda dirigida al mercado en Colombia y configuración urbana: 1990-2017. El caso de Bogotá", en: D. Niño-Muñoz y D. Osorio-Gómez (eds.), Políticas urbanas y dinámicas socioespaciales: vivienda, renovación urbana y patrimonio, pp. 61-94.

-- Prosperidad Social (n. d.). "Ingreso Solidario", consultado el 30 de abril de 2021, disponible en: https://ingresosolidario.prosperidadsocial.gov.co.

-- Pyatt, Graham (1976). "On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients",The Economic Journal, vol. 86, núm. 342, pp. 243-255.

-- Rey, Serge (2001). "Spatial Analysis of Regional Income Inequality", Regional Economics Applications Laboratory, Working Paper, University of Illionois.

-- Ricciulli-Marín, Diana; Arismendi, César; Romero, Eduardo (2018). "La pobreza en Riohacha: diagnóstico, análisis y propuestas", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana, núm. 275, Banco de la República de Colombia, Cartagena.

-- Robledo-Caicedo, Jilmar (2019). "La pobreza en Quibdó: Norte de carencias", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana, núm. 277, Banco de la República de Colombia, Cartagena.

-- Romero, Julio E. (2015). "Población y desarrollo en el Pacífico colombiano", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 232, Banco de la República de Colombia, Cartagena.

-- Samaniego de la Parra, Brenda; Otero-Cortés, Andrea; Morales, Leonardo Fabio (2021). "The Labor Market Effects of Part-Time Contributions to Social Security: Evidence from Colombia", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 302, Banco de la República, Cartagena.

-- Sojo, Ana (2017). Protección social en América Latina. La desigualdad en el banquillo [en línea], Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal), disponible en: https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/41105/6/S1600819_es.pdf

-- Sotomayor, Orlando J. (2021) "Can the Minimum Wage Reduce Poverty and Inequality in the Developing World? Evidence from Brazil", World Development, vol. 138, disponible en: https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105182

-- Steiner, Roberto; Cañas, Alex (2013). "Tributación y equidad en Colombia", Serie Documentos CEDE, núm. 2013-24, Universidad de los Andes.

-- Stiglitz, Joseph (2012). El precio de la desigualdad: el 1 % de población tiene lo que el 99 % necesita, Bogotá: Taurus.

-- Train, Kenneth; Wilson, Wesley (2008). "Estimation on Stated-Preference Experiments Constructed from Revealed-Preference Choices", Transportation Research Part B: Methodological, vol. 42, núm. 3, pp. 191-203.

-- Unicef (2020). "Covid-19: Impacto en la pobreza y desigualdad en niñas, niños y adolescentes en el Perú", disponible en: https://www.unicef.org/peru/media/9031/file/Policy%20brief.pdf

-- Urrutia-Montoya, Miguel; Robles-Báez, Christian (2021). "Política social para la equidad en Colombia: historia y experiencias". Bogotá, D. C.: Universidad de los Andes, Facultad de Economía.

-- Vélez, Carlos E.; Leibovich, José; Kugler, Adriana; Bouillón, César; Núñez, Jairo (2005). "The Reversal of Inequality Trends in Colombia, 1978-1995: a Combination of Persistent and Fluctuating Forces", en: F. Bourguignon, F. Ferreira, y N. Lustig (eds.). The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America, pp. 17-46, Washington, D. C.: World Bank and Oxford University Press.

-- World Bank (2011). "A Break with History: Fifteen Years of Inequality Reduction in Latin America" [en línea], LCSPP Poverty and Labor Brie, núm. 2, disponible en: https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2747, License: CC BY 3.0 IGO." 2. 2.

Notas

[1] El coeficiente de Gini es una medida de la desigualdad que fluctúa entre 0 y 1. Cuando se está en una situación de equidistribución, es decir, que el ingreso está distribuido por igual entre todos los individuos, el índice toma el valor de 0. A medida que nos alejamos de esa equidistribución, y el ingreso se concentra en unos pocos individuos, el índice se acerca al valor de 1 (véase el Anexo 1 para mayor detalle).

[2] Cuando se estudia la relación entre desigualdades y pobreza en el total nacional, también se encuentra que las caídas en el coeficiente de Gini están acompañadas por reducciones en la pobreza monetaria. En las regiones se encuentra que algunas ciudades sí presentan aumentos en la pobreza monetaria en la década de 2010. Tal es el caso de Bucaramanga, Cúcuta y Riohacha, y también, marginalmente, de Valledupar. Para mayor detalle véase el Anexo 2, que muestra los cálculos para el período 2012-2019, años en los cuales se tienen cifras para las veintitrés ciudades, empleando los cambios metodológicos adoptados por el DANE en 2020.

[3] Es importante tener en cuenta que las cifras de las encuestas de hogares en Colombia regularmente no tienen gran representatividad de los ingresos de capital. Por lo anterior, los

ingresos laborales son los que resultan con mayor peso en los ingresos totales.

[4] Sobre el aumento en la formalidad a partir de las políticas de incentivos vía impuestos a la nómina, la literatura señala que la reducción en 13,5 puntos porcentuales (pp) de las contribuciones a seguridad social de los empleadores a favor de sus empleados, propuesta por la Reforma Tributaria de 2012, tuvo un efecto positivo sobre el empleo formal (Morales y Medina, 2017; Fernández y Villar, 2017; Bernal et al., 2017). Por otra parte, Samaniego de la Parra, Otero y Morales (2021) también encuentran efectos positivos sobre la formalidad derivados de la promulgación del Decreto 2616 de 2013. Con este decreto se flexibilizó la contratación formal de trabajadores de tiempo parcial, lo que permitió realizar contribuciones a seguridad social por semanas sin que se requiriese migrar a los trabajadores de bajos ingresos del sistema de salud subsidiado al régimen contributivo.

[5] Hay que tener en cuenta que las encuestas tienen cierto grado de subreporte. No obstante, comparando con las cifras oficiales de 2019, los datos de la GEIH permiten identificar a 85,41% del total de receptores de subsidios por Familias en Acción; 74,23% de jóvenes en acción; y, 73,34% de Colombia mayor.

[6] La literatura académica ha mostrado que efectivamente hay efectos no despreciables. En particular, la introducción del salario mínimo en Alemania en 2015 da cuenta de cerca del 50 % en la reducción en las desigualdades salariales posteriores (Bossler y Schank, 2020). En Colombia, la mayor contratación en el sector formal de la economía, con salarios iguales o por encima del mínimo, ha tenido efectos en la reducción en las brechas regionales en salarios (Herrera-Idárraga, Garlati-Bertoldi y Torres, 2021). Resultados de efectos de aumentos en el mínimo sobre la desigualdad también se han documentado para países tan equitativos como Brasil (Sotomayor, 2021).

[7] La crítica de Lucas apunta a negar la estabilidad de las ecuaciones estructurales en el caso de medidas de política económica. Ello debido a que, si los agentes económicos son capaces de anticipar las futuras medidas de política económica, toman decisiones para neutralizar sus efectos. De esta manera, los cambios previstos no solo modifican la trayectoria de las variables sino también su orden causal, e incluso a las ecuaciones mismas. Como consecuencia, los parámetros estimados a partir de un modelo econométrico no se mantendrían. La ocurrencia de cambios de política llevaría a los agentes a modificar sus comportamientos, a fin de adecuarse a la nueva realidad. Por consiguiente, los modelos econométricos no podrían utilizarse para fines de formulación de políticas económicas (Ljungqvist, 2008).

[8] Para efectos de simplificar la presentación de resultados, se omiten las estimaciones para cada uno de los tipos de ingreso no laboral que se estudian, y se presentan directamente los resultados de las simulaciones de escenarios contrafactuales.

[9] Cabe aclarar que cuando se analiza el resultado por componentes, el aporte de cambio de cada variable no es igual al cambio total, porque en las regresiones existen otras variables, que se consideran dentro de los determinantes de la distribución de los ingresos y de la probabilidad de recibirlos, de las cuales no se construye un escenario contrafactual. Por otro lado, en el análisis se incluyen arriendos, transferencias y pensiones que dan cuenta del 70

% de los ingresos no laborales, pero queda un remanente. Con ello, existiría un componente residual que no se está explicando por el cambio individual en cada variable analizada.

[10] En el Anexo 1 se presentan los detalles del cálculo del índice de Theil y su descomposición en los componentes intra e interregional.

[11] Es importante mencionar que el poder de predicción del modelo se reduce cuando se trabaja con ciudades debido a la reducción del número de observaciones frente a la estimación nacional. Como resultado, los potenciales errores de medición y valores atípicos en los ingresos reportados por los encuestados se hacen más relevantes.

[12] Las cifras de la GEIH muestran que entre 2010 y 2019 el número de empleados que se jubiló con la pensión mínima aumentó en 7,1 pp, al pasar del 42 % al 49,1 %. A su vez, en trece de las veintitrés ciudades aumentó el porcentaje de individuos que devengan la pensión mínima, en algunos casos hasta en 20 pp.

[13] El análisis de esta sección que es más detallado al desagregar por ciudades se hace por cuartiles, y no por quintiles como es estándar en la literatura, porque no hay suficiente variación para permitir calcular quintiles en varias de las ciudades y variables estudiadas.

[14] Barranquilla muestra una caída que puede ser el resultado de unos datos de pensiones muy superiores que aparecen registrados en 2010. Este resultado, como se comentó, puede ser datos atípicos que corresponden a problemas de reporte.

[15] Vale la pena aclarar que en 2010 no se pueden discriminar las transferencias por parte de instituciones gubernamentales o por instituciones de fuera del país (remesas). Sin embargo, para 2019, año en el cual la GEIH permite desglosar las transferencias por concepto del gobierno y por parte de instituciones privadas, las transferencias por parte del gobierno representan cerca del 95 % del monto total girado por concepto de transferencias a los hogares en los tres cuartiles más bajos de la distribución de ingresos.

[16] El cuestionario de la GEIH fue considerablemente reducido entre abril y julio de 2020. Debido a ello, es imposible hacer un cálculo comparable de los ingresos del hogar, razón por la cual se excluyen estos meses de nuestro análisis.

[17] El Programa Ingreso Solidario busca apoyar a tres millones de hogares pobres que no son beneficiarios de otros programas sociales como Familias en Acción, Jóvenes en Acción, compensación del impuesto sobre las ventas (IVA) o Protección al Adulto Mayor: Colombia Mayor. Según cálculos de la Cepal (2020), el monto promedio mensual de las transferencias monetarias para enfrentar la pandemia en Colombia fue del 76 % de la línea de pobreza.

[18] Vale la pena resaltar que hay personas receptoras de transferencias incluso en los hogares del quintil más alto de ingreso. Sin embargo, esto ocurre en relativamente pocos hogares de este grupo (panel B del Gráfico 16) y el monto recibido representa una fracción mínima del ingreso (panel C del Gráfico 16).

[19] Este trabajo difiere de otros de microsimulación recientes, como el de Lustig et al. (2020), en la medida en que se emplean datos del período en el cual las medidas tomadas en la

pandemia ya han mostrado gran parte de sus efectos y se descompone el cambio observado en la distribución.

[20] La metodología de BF (2005) asume una misma forma funcional y distribución de los errores para cada una de las ecuaciones. La variación introducida en las simulaciones que se hace mes tras mes proviene exclusivamente de cambios en el vector de variables explicativas (dotaciones) y en los parámetros estimados (retornos y varianza de los errores).

[21] Cabe aclarar que los ejercicios de microsimulación modelan la probabilidad de recibir subsidios y el valor de los mismos para cada hogar en función de sus características y del choque macro, introducido en este caso por los indicadores agregados por ciudad de participación laboral y desempleo. En este sentido, los cambios en los subsidios descritos, más que el nivel, deberían estar capturados por el modelo. Como el modelo intenta descomponer los cambios en la desigualdad y no tanto explicar el nivel, las variables que no hayan cambiado significativamente entre los dos períodos no se verán reflejadas en la descomposición. Los resultados indican que, en general, los subsidios contribuyeron a contener el aumento en la desigualdad. Parte de esto se debe al hecho que los subsidios crecieron más que proporcionalmente en el grupo de ingresos más bajos.

[22] En la GEIH no se puede identificar si un hogar habita una VIS, sin embargo, las cifras muestran que hay una fracción importante de hogares de los quintiles bajos con presencia de pensionistas, o sea, personas que pagan por alquiler de alguna parte de la vivienda, normalmente una habitación. Hay que anotar que los propietarios de estos inmuebles solo pueden derivar lucro una vez han pasado cinco años desde su adquisición.

Le puede interesar

Causas de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de micro-descomposición
Bonilla-Mejía, Leonardo (2009)
Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana; No. 111

Recuperación de la ocupación y dinámica reciente de la participación laboral
Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica; Grupo de Análisis del Mercado Laboral (Gamla); Bonilla-Mejía, Leonardo; Flórez, Luz Adriana; Hermida-Giraldo, Didier; Lasso-Valderrama, Francisco Javier; Morales-Zurita, Leonardo Fabio; Pulido, José David; Pulido-Mahecha, Karen L.;
Reportes, Boletines e Informes. 2021-02-04
Reporte del Mercado Laboral - No.17

Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia : un análisis espacial
Galvis-Aponte, Luis Armando; Meisel-Roca, Adolfo (2010)
Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana ; No. 120

Impacto económico regional del Covid-19 en Colombia: un análisis insumo-producto

Desigualdades del ingreso en Colombia: ¿cuáles son sus determinantes y cómo se han afectado por la pandemia del Covid-19? - Portal de Investigaciones Económicas

Bonet-Morón, Jaime Alfredo; Ricciulli-Marín, Diana; Perez-Valbuena, Gerson Javier; Galvis-Aponte, Luis Armando; Haddad, Eduardo A.; Araújo-Junior, Inácio F.; Perobelli, Fernando S.

Documentos de trabajo. 2020
Documento de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana; No. 288