

R E V I S T A  
ECONÓMICA  
LA PLATA

## Evolución de la pobreza monetaria en Colombia: Un análisis de descomposiciones

## Evolution of monetary poverty in Colombia: An analysis of decompositions

Juan Menduía

### RESUMEN

Este trabajo estudia la influencia que han tenido, por un lado, el crecimiento de los ingresos, los cambios distributivos y la variación de los precios locales y, por otro lado, las características económicas y sociodemográficas de los hogares sobre la evolución de la pobreza monetaria en Colombia durante el período 2002-2018, considerando la heterogeneidad a lo largo del país. Primero, se descompone el cambio en la pobreza entre los efectos crecimiento, redistribución y línea de pobreza. Luego, descomponemos los efectos crecimiento, redistribución y línea en efectos composición y estructura, para explorar el papel de los factores microeconómicos. Los resultados muestran que los efectos crecimiento y redistribución tendieron a reducir la pobreza, en tanto que el efecto línea tendió a incrementarla, patrón que se mantuvo a lo largo de las diferentes áreas geográficas. También, se obtuvo que el efecto crecimiento se explicó, principalmente, por el cambio en las características de los hogares (efecto composición) y el efecto redistribución por el cambio en los parámetros (efecto estructura), en tanto que el cambio total en la pobreza se debió, fundamentalmente, al efecto composición.

**Palabras claves:** pobreza, crecimiento económico, desigualdad, Colombia.

### ABSTRACT

This paper studies the influence, on the one hand, that income growth, distributional changes and local price variation and, on the other hand, the economic and socio-demographic characteristics of households on the evolution of monetary poverty in Colombia during the 2002-2018 period, considering the heterogeneity across the country. First, the change in poverty is decomposed between growth, redistribution and poverty line effects. Later, we decompose the growth, redistribution and line effects into composition and structure effects, to explore the role of microeconomic factors. The results show that growth and redistribution effects tended to reduce poverty, while the line effect tended to increase it, a pattern that was maintained across the different geographic areas. It is also found that the growth effect was mainly explained by the change in household characteristics (composition effect) and the redistribution effect by the change in parameters (structure effect), while the total change in poverty was mainly due to the composition effect.

**Keywords:** poverty, economic growth, inequality, Colombia.

**Recibido:** 24/07/2022. **Aceptado:** 08/11/2022

**Clasificación JEL:** C15, D31, D32

**Agradecimientos:** Este trabajo constituyó la tesis de Maestría en Economía de la UNLP, realizada bajo la dirección de Javier Alejo y la codirección de Leonardo Gasparini, a quienes agradezco enormemente por todas las sugerencias realizadas y el tiempo dedicado a lo largo de ese proceso. Además, agradezco a los referís de la Revista Económica por la lectura detallada del documento y los comentarios realizados, los cuales han ayudado a mejorarlo para la presente publicación. Los eventuales errores son de mi exclusiva responsabilidad.

**Juan Menduía:** Banco Central de la República Argentina, Argentina; Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina. E-mail: menduinajuan@gmail.com



## I. INTRODUCCIÓN

La pobreza es una condición socioeconómica de vulnerabilidad y carencia de recursos con efectos negativos en múltiples dimensiones. En su concepción más extendida, la pobreza es la incapacidad de un individuo para alcanzar un mínimo nivel de vida (Gasparini et al., 2013). De acuerdo con el Banco Mundial (2020), en 2019, el 8,4 por ciento de la población mundial vivía con menos de 1,9 dólares al día, en paridad de poder adquisitivo (PPA) de 2011.<sup>1</sup> En el caso de Colombia, utilizando esta misma línea de pobreza monetaria extrema, en 2018, el 2,9 por ciento de su población vivía en condiciones de indigencia.

Aunque la pobreza monetaria en Colombia se ha reducido de manera significativa en las últimas dos décadas, su distribución a lo largo de los territorios sigue siendo bastante heterogénea. La diferencia en las tasas de incidencia de la pobreza monetaria entre ciudades pequeñas y grandes es amplia. Por ejemplo, en 2018, en ciudades pequeñas como Quibdó y Riohacha, la tasa de incidencia superó el 47 por ciento, mientras que, en ciudades grandes como Bogotá y Medellín, estuvo por debajo del 14 por ciento (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2019). Debido a estas heterogeneidades, entender los factores asociados a la dinámica de la pobreza monetaria desde una perspectiva agregada y regional es fundamental para la construcción de la política pública federal.

El objetivo de este trabajo es estudiar la influencia que han tenido, por un lado, el crecimiento de los ingresos, los cambios distributivos y la variación de los precios locales y, por otro lado, las características económicas y sociodemográficas de los hogares sobre la evolución de la pobreza monetaria en Colombia durante el período 2002-2018, considerando la heterogeneidad a lo largo del país. Dado que los cambios temporales y espaciales en las líneas de pobreza reflejan el comportamiento de los precios locales, resulta interesante incorporar dicha fuente de heterogeneidad en el análisis, por lo que se utiliza una metodología que permite incorporar el papel de los precios locales en el análisis de los cambios en la pobreza monetaria en Colombia.

La descomposición de los cambios en la pobreza monetaria, en términos de incidencia, brecha y severidad, se realizará con la metodología propuesta por Kolenikov y Shorrocks (2005). En esta descomposición, se estiman, para el agregado nacional y por área geográfica (principales ciudades, resto urbano y rural), los efectos crecimiento, redistribución y línea de pobreza. Luego, para profundizar sobre el papel de los factores microeconómicos, se estudia el cambio en la pobreza monetaria a partir de la combinación de la metodología anterior con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo et al. (1996). Esta combinación metodológica permitiría descomponer los efectos crecimiento, redistribución y línea en “efecto composición” y “efecto estructura” (Firpo et al., 2018).

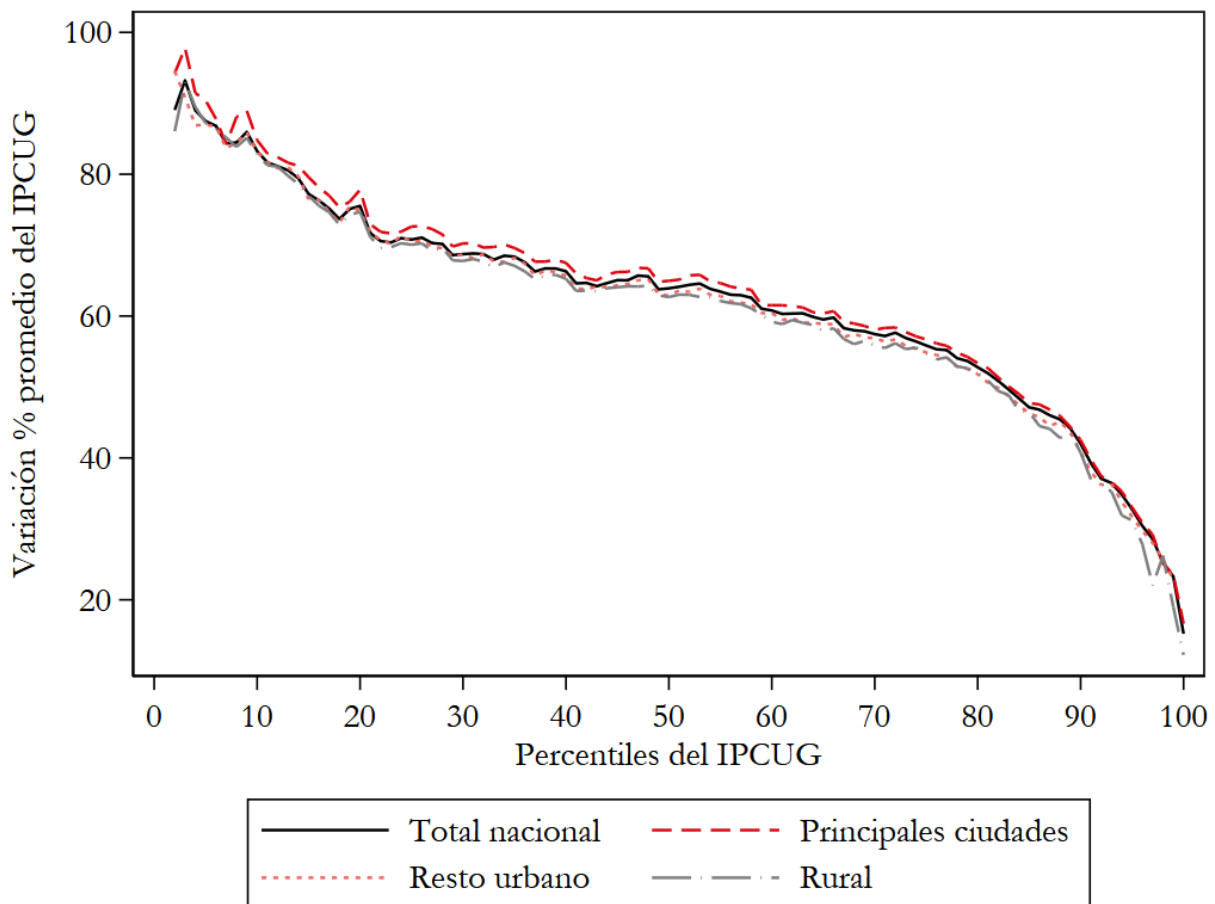
A modo introductorio, se presenta la curva de incidencia del crecimiento (CIC) para cada área geográfica para el período 2002-2018 (ver Figura 1). En todos los casos, se puede observar un

---

<sup>1</sup> Correspondiente a la línea internacional de pobreza (LIP), que define la pobreza monetaria extrema a efectos del seguimiento mundial.

comportamiento semejante. En primer lugar, se tiene un crecimiento del ingreso real, lo que sugiere reducción de los niveles de pobreza en todas las áreas entre 2002 y 2018. Además, dado que las curvas tienen pendiente negativa, el gráfico sugiere que la desigualdad del ingreso también se habría reducido en todas las áreas en este período.

Figura 1. Curva de incidencia del crecimiento por área geográfica en Colombia 2002-2018.



Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) En el eje horizontal, se presentan los percentiles del ingreso per cápita de la unidad de gasto (*ipcug*), en tanto que, en el eje vertical, la variación porcentual promedio de esta variable. (ii) Los valores corresponden a pesos colombianos de 2018, considerando como factores de actualización a los cocientes entre las líneas de pobreza promedio por área geográfica entre 2002 y 2018.

Como principales resultados del trabajo, por un lado, se encuentra que los efectos crecimiento y redistribución tendieron a reducir la pobreza, en tanto que el efecto línea tendió a incrementarla, patrón que se mantuvo a lo largo de las diferentes áreas geográficas; en todos los casos, el efecto crecimiento fue superior al efecto redistribución. Por otro lado, se obtiene que el efecto crecimiento se explicó, principalmente, por el cambio en las características sociodemográficas de los hogares (efecto composición) y el efecto redistribución por el cambio en los parámetros (efecto estructura), en tanto que el cambio total en la pobreza se debió, fundamentalmente, al efecto composición.

En este contexto, el trabajo brinda evidencia empírica sobre los cambios en la pobreza monetaria en Colombia durante un período de tiempo amplio y reciente, ofreciendo resultados por área geográfica, lo cual favorece la discusión de la pobreza monetaria desde un panorama local. Además, al combinar la metodología de Kolenikov y Shorrocks (2005) con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo et al. (1996), con el fin de descomponer los efectos crecimiento, redistribución y línea en efecto composición y efecto estructura, el trabajo realiza una contribución adicional tanto metodológica como empírica a la literatura, por sobre trabajos previos. La principal limitación del trabajo se relaciona con la ausencia de estimaciones de efectos causales.

El resto del trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2, se presenta la revisión de la literatura sobre las metodologías y los factores determinantes de la pobreza. En la sección 3, se presentan la fuente de datos, estadísticas descriptivas sobre características económicas y sociodemográficas de los hogares y la evolución de la pobreza monetaria en Colombia durante el período 2002-2018. En la sección 4, se exponen las metodologías a emplear para las descomposiciones de los cambios en la pobreza monetaria. En la sección 5, se presentan los resultados. Finalmente, en la sección 6, se concluye.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde una noción unidimensional, la pobreza monetaria es el estado de privación en el cual se encuentran los individuos cuyos ingresos son insuficientes para alcanzar un mínimo nivel de vida. Ese nivel mínimo, generalmente, se denomina línea de pobreza y es el umbral frente al cual se contrasta el ingreso observado de los individuos para determinar si son pobres o no (Gasparini et al., 2013). Por lo tanto, los indicadores de pobreza son instrumentos empleados para cuantificar el número de individuos por debajo de la línea de pobreza. Esta masa de la población, ubicada por debajo del umbral de pobreza, gráficamente, está representada por la cola inferior de la función de densidad del ingreso.

Por un lado, los cambios en la pobreza monetaria están relacionados con el crecimiento del ingreso, con la forma en que este ingreso se distribuye y con los movimientos en la línea de pobreza. Por otro lado, estos cambios se pueden relacionar con la evolución de los factores microeconómicos que determinan el nivel de ingreso de los hogares. Es así que, en la literatura especializada, existen, por lo menos, dos enfoques complementarios para estudiar los efectos de esos elementos sobre el cambio en el nivel de pobreza monetaria. Una posibilidad es utilizar un enfoque que se centre en los “determinantes agregados”, el cual se basa en que los cambios en la pobreza monetaria pueden ocurrir tanto como resultado de cambios en el ingreso (real) promedio como así también en la distribución del mismo. Si la línea de pobreza se mantiene constante, una economía en crecimiento con una distribución del ingreso estable terminará por reducir el número de individuos por debajo de la línea de pobreza. Alternativamente, si la economía no crece, la pobreza puede reducirse a través de un sistema de transferencias desde los ricos hacia los pobres que reduzca la desigualdad. Otra posibilidad es centrarse en los “determinantes sociodemográficos”, en donde metodologías de micro-descomposiciones permiten determinar qué cambios en las características de los hogares generarían, *ceteris paribus*, reducciones significativas en el nivel de pobreza monetaria (Bourguignon et al., 2005).

Diversos estudios han empleado metodologías de descomposición para América Latina.<sup>2</sup> Por ejemplo, Cruces y Gasparini (2013) estudian los cambios en la pobreza monetaria entre 1990 y 2009 distinguiendo tres períodos. Encuentran que, en la década de 1990, en la mayoría de las economías, el crecimiento del ingreso favoreció la reducción de la pobreza en 4,8 puntos porcentuales, aunque el aumento de la desigualdad incrementó la pobreza en 0,7 puntos porcentuales. En la crisis de final de la década de 1990 y principios de la década de 2000, el efecto (de)crecimiento incrementó la pobreza en 2,3 puntos porcentuales, con un efecto redistribución casi nulo. En la década de 2000, la reducción de la pobreza en todos los países se debió a un mayor crecimiento y a mejoras en la redistribución.

Por su parte, Medina y Galván (2014) aplicaron nueve metodologías de descomposición para estudiar la evolución de la pobreza en América Latina. Encuentran que, entre 1997 y 2007, el 79% del cambio en la pobreza se debió al efecto crecimiento y el 21% al efecto redistribución. No obstante, los resultados obtenidos difieren en función de la metodología implementada. De igual forma, existen diferencias entre países con relación a la contribución del efecto crecimiento y el efecto redistribución al cambio en la pobreza. Además, encuentran que el ritmo de caída de la pobreza frente al crecimiento del ingreso depende del nivel de desigualdad de cada país. Por otra parte, Azevedo et al. (2013), a través de microsimulaciones contrafactuales, encuentran que, entre 2000 y 2010, en diez economías latinoamericanas, el ingreso laboral es el principal factor asociado a la reducción de la pobreza.

Para el caso de Colombia, Sánchez Torres (2015) y Obando Rozo y Andrián (2016) realizaron descomposiciones de los cambios en la pobreza monetaria entre 2002 y 2012, a partir de las metodologías de Kakwani (1997), Son (2003) y Datt y Ravallion (1992). Encuentran que la reducción de la pobreza en Colombia estuvo asociada al crecimiento medio de diversas fuentes de ingreso (principalmente, de los ingresos laborales) y al aumento de los niveles de ocupación (con la consiguiente reducción de la dependencia económica al interior de los hogares). De acuerdo con sus resultados, la contribución del efecto redistribución fue, prácticamente, nula.

En otra dirección, la literatura económica presenta evidencia a favor de la relevancia de las características económicas, sociales y demográficas de los hogares para definir su nivel de ingreso. Variables como el número de miembros en el hogar, los años de educación promedio en el hogar y el tipo de vinculación al mercado laboral, entre otras, determinan la probabilidad de pobreza de los hogares. Por ejemplo, Núñez y Ramírez (2002) encuentran que, entre 1995 y 2000, el incremento de la pobreza en Colombia estuvo asociado al aumento del desempleo, a la mayor regresividad en la distribución del ingreso y a la inflación, mientras que los aumentos en el tipo de cambio real y en el salario mínimo real y las mejoras en la productividad tendieron a disminuir el nivel de privación. Por su parte, Domínguez Moreno (2011) encuentra que, si el jefe del hogar se encuentra en el sector informal del mercado laboral, el riesgo de que su hogar sea pobre se incrementa en un 125% con respecto a aquellos que se encuentran en el sector formal.

---

<sup>2</sup> En la sección de Metodología, se mencionan algunas de estas metodologías de descomposición.

Los estudios presentados anteriormente muestran la relevancia, por un lado, de la dinámica del crecimiento del ingreso y de su redistribución y, por otro lado, de las características económicas y sociodemográficas de los hogares sobre la evolución de la pobreza. Este trabajo avanza en la comprensión de los cambios en la pobreza monetaria en Colombia durante el período 2002-2018. Se implementa, por un lado, la metodología de descomposición propuesta por Kolenikov y Shorrocks (2005) y, por otro lado, se combina esta metodología con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo et al. (1996). Como ya fue mencionado en la introducción, un aporte de este trabajo es esta combinación metodológica, ya que no se han encontrado trabajos previos que la realicen. Para el caso de América Latina, la primera metodología ha sido aplicada previamente por el Banco Mundial (2011) y, para el caso de Colombia, por el Departamento Nacional de Planeación [DNP] (2018) y por Ariza y Retajac (2020).

### III. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

#### III.1. FUENTE DE DATOS

La metodología para el cálculo de la pobreza monetaria en Colombia fue diseñada por la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad [MESEP] (2012), constituida por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y el Departamento Nacional de Planeación (DNP). Esta metodología ofrece una medición actualizada y más precisa (técnica y empíricamente) de la pobreza monetaria en Colombia en tres aspectos. Primero, para la construcción de las líneas de pobreza, se utiliza una base estadística más reciente de los hábitos de consumo de los colombianos: la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos (ENIG) 2006-2007 (la anterior metodología utilizó la ENIG 1994-1995). Segundo, incorpora adelantos metodológicos recientes y ampliamente aceptados por expertos internacionales. Tercero, utiliza una medición más precisa del agregado de ingreso, omitiendo el Ajuste a Cuentas Nacionales que introduce sesgos no controlados en la distribución de los ingresos y en la composición de la pobreza (MESEP, 2012).

La información que se utiliza a lo largo del trabajo proviene de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el período 2002-2005 y de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el período 2008-2018, realizadas por el DANE.<sup>3</sup> Las cifras entre 2002 y 2005 están empalmadas tomando como referencia la metodología utilizada por la encuesta que se aplica desde 2006 (la GEIH), trabajo realizado por la MESEP. A pesar de que hubo un cambio metodológico entre la ECH y la GEIH, el trabajo de la MESEP y la disponibilidad de las bases de ingresos empalmadas desde 2002 a 2018 hacen posible la comparabilidad entre las dos fuentes de datos.

---

<sup>3</sup> Ambas encuestas (antes ECG y actualmente GEIH) cubren población civil no institucional residente en todo el territorio nacional (áreas urbanas y rurales), representando alrededor del 99 por ciento de la población total del país y encontrándose dispersa en un poco más de la mitad de la superficie del país.

Este trabajo presentará resultados de la medición de la pobreza monetaria, es decir, la medición de la pobreza indirecta, según la clasificación de Amartya Sen. Esta cifra se construye a partir de la medición del ingreso per cápita de la unidad de gasto (*ipcug*), es decir, el ingreso corriente disponible de la unidad de gasto dividido por el total de integrantes de la misma, en donde la unidad de gasto está compuesta por los miembros del hogar diferentes al servicio doméstico y sus familiares, pensionistas y otros trabajadores(as) dedicados(as) al hogar. A su vez, este ingreso se compara con el costo monetario de adquirir una canasta de bienes alimentarios, en el caso de la pobreza monetaria extrema o indigencia, o con el costo monetario de adquirir una canasta de bienes alimentarios y no alimentarios mínimos para la subsistencia, en el caso de la pobreza monetaria moderada.

En este trabajo, como criterio de identificación de los hogares pobres, se tomarán las líneas de pobreza monetaria estimadas por el DANE y, como se mencionó, como medida de comparación de los umbrales se tomará el *ipcug*, por lo que un individuo pertenece a un hogar pobre si su *ipcug* es menor que la línea de pobreza asociada.<sup>4</sup> Entre 2002 y 2018 (no hay microdatos disponibles para 2006 y 2007), el *ipcug* y las líneas de pobreza de referencia están empalmadas a partir de la nueva metodología de la GEIH. La metodología de estimación de las líneas de pobreza que realiza el DANE tiene en cuenta las necesidades alimentarias, construidas a partir de la ENIG (2006-2007), y las necesidades no alimentarias, aproximadas a partir del coeficiente de Orshansky (relación entre gasto total y gasto en alimentos). Debido a que, en la estimación de las líneas de pobreza, se tienen en cuenta las heterogeneidades geográficas en precios, el acceso a alimentos y a bienes básicos y los niveles de consumo de los grupos de referencia, los umbrales de pobreza son diferentes según cada departamento, pero, principalmente, según el área geográfica sea urbana o rural.

Finalmente, la elección de los años 2002 y 2018 para realizar los estudios de descomposición se debe a que ambos tienen, por un lado, un crecimiento del PBI per cápita acumulado semejante (alrededor de 2% con los dos respectivos años previos) y, por otro lado, inflaciones anuales relativamente bajas, dado que, tomando un intervalo de -2 / +2 años en cada punto de corte, las respectivas inflaciones se encuentran alrededor de 1 punto porcentual por debajo del promedio de ese intervalo.<sup>5</sup> Además, como ejercicio de robustez, se trabajará también con el período 2005-2015.<sup>6</sup> Esta elección trata de dirimir los potenciales efectos del éxodo migratorio de venezolanos hacia Colombia a partir del segundo semestre de 2016 en los resultados de las descomposiciones, dada la apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela luego de un año de estar cerradas producto de una crisis política entre los dos países.<sup>7</sup>

---

<sup>4</sup> Cabe mencionar que las líneas de pobreza e indigencia se actualizan mensualmente, en la medida que avanza el relevamiento de la encuesta a lo largo del año. Adicionalmente, se tienen líneas de pobreza e indigencia por departamento y distinguiendo entre área urbana y rural.

<sup>5</sup> Siendo que, en Colombia, la inflación anual promedio en el período 2002-2018 es 4,67%, se puede decir que 1 punto porcentual por debajo del promedio del intervalo mencionado es suficiente para hablar de “inflación anual relativamente baja”.

<sup>6</sup> Análogamente al caso anterior, en este período, se tiene un crecimiento sostenido semejante (alrededor de 10% con los dos respectivos años previos) e inflación semejante (alrededor de 5%).

<sup>7</sup> Ver Peñalosa Pacheco (2018), para estimaciones del efecto causal del éxodo migratorio venezolano hacia Colombia sobre el salario real colombiano. Los resultados de este trabajo indican que el incremento en la oferta laboral en las regiones más afectadas producto del flujo migratorio generó una caída promedio en el salario real horario de aproximadamente 9,5%.



### III.2. CARACTERIZACIÓN ECONÓMICA Y SOCIODEMOGRÁFICA DE LOS HOGARES

En esta sección, se presentan estadísticas descriptivas sobre las características económicas y sociodemográficas de los hogares en Colombia para algunos años del período 2002-2018, las cuales están relacionadas con la probabilidad de pobreza de estos (ver Tabla 1). En particular, las variables analizadas son las siguientes: ingreso per cápita de la unidad de gasto, ingresos no laborales en el hogar, número de miembros en el hogar, porcentaje de mujeres en el hogar, *dummy* que indica si el hogar tiene algún niño menor a 12 años de edad, años de educación promedio en el hogar, *dummies* identificadoras de los hogares con jefes mujeres, jefes con 30 años de edad o menos y jefes cuentapropistas. También se incluyeron las tasas de participación laboral femenina, de desempleo y de informalidad laboral en el hogar y, finalmente, una variable binaria para identificar los hogares que reciben ayudas monetarias. Para todas estas variables, se computa el promedio para el año correspondiente.

En primer lugar, se puede observar que tanto el *ipcug* como los ingresos no laborales en el hogar aumentan a lo largo del período, con una respectiva variación de 41,4% y 24,2% entre 2002 y 2018 (ver Tabla 1, Columna [VI]). Luego, se observa que, en 2018 respecto a 2002, los hogares son, en promedio, alrededor de 20% más pequeños y están alrededor de 35% más educados, en tanto que su tasa de desempleo se redujo alrededor de 37%. Además, en este período, en promedio, la tasa de participación laboral femenina (PLF) en el hogar aumentó 6,4 p.p. y la tasa de desempleo en el hogar se redujo 5,1 p.p., mientras que, entre 2008 y 2018,<sup>8</sup> la tasa de informalidad laboral (IL) en el hogar se redujo 4,4 p.p. Es probable que estos dos factores contribuyan a explicar la reducción de la pobreza monetaria en Colombia durante el período de estudio.<sup>9</sup> En cuanto a la composición del hogar, se tiene que la proporción de hogares con niños menores a 12 años de edad disminuyó alrededor de 24% y con ayudas alrededor de 6%,<sup>10</sup> en tanto que la proporción de hogares con jefatura femenina aumentó considerablemente alrededor de 40%. Las demás características no presentan cambios importantes.

Por otro lado, se presentan estas mismas estadísticas descriptivas pero por área geográfica y sólo para los años 2002 y 2018 (ver Tabla 2).<sup>11</sup> En primer lugar, los menores niveles de ingreso se observan en el área rural. Luego, se observa que, en comparación a los hogares de las principales ciudades y a los del resto urbano, los hogares rurales tienen, en promedio, mayor cantidad de miembros, menos miembros mujeres, considerablemente menos años de educación, una menor tasa de desempleo y es menor la PLF, en tanto que la IL es más del doble que la correspondiente a los hogares de las principales ciudades. En cuanto a la composición del hogar, nuevamente en comparación a los hogares de las otras dos áreas, los hogares rurales

---

<sup>8</sup> En las bases 2002 a 2005 de la MESEP, no es posible identificar informalidad, ya que, para los asalariados, no hay una variable relacionada a si están cotizando a un fondo de pensiones.

<sup>9</sup> Ver Apéndice A, para una descomposición RIF.

<sup>10</sup> Las “ayudas en el hogar” corresponden a ayudas en dinero: (i) de otros hogares o personas residentes del país o fuera del país; y (ii) de instituciones del país o fuera del país.

<sup>11</sup> En este trabajo, se tomarán en cuenta las siguientes cuatro áreas geográficas: (i) el total nacional; (ii) las trece ciudades principales y sus áreas metropolitanas; (iii) el resto urbano (es decir, el resto de ciudades y cabeceras urbanas); y (iv) los centros poblados y rural disperso.



tienen un menor porcentaje de mujeres y una mayor proporción de niños menores a 12 años de edad, en tanto que la proporción de hogares con jefatura femenina es considerablemente menor y con jefe cuentapropista considerablemente mayor. Las demás características no presentan diferencias significativas entre las áreas. En general, las variaciones en el período van en la misma dirección y tienen semejante cuantía, excepto en los ingresos no laborales (la variación en el resto urbano es sustancialmente mayor) y en la IL (ésta aumenta en el área rural y disminuye en el resto de las áreas).<sup>12</sup>

**Tabla 1. Caracterización económica y sociodemográfica de los hogares en Colombia 2002-2018.**

Variable	[I] 2002	[II] 2005	[III] 2008	[IV] 2015	[V] 2018	[VI] Var. (%)
<i>ipcug</i>	598.237 (1.304.752)	641.156 (1.142.612)	700.606 (1.261.827)	841.419 (1.348.672)	846.094 (1.363.432)	41,4
Ingreso no laboral	302.847 (1.290.028)	322.638 (1.033.448)	355.180 (1.340.291)	379.985 (1.143.848)	376.210 (1.120.106)	24,2
Miembros	4,128 (2,055)	4,004 (2,026)	3,710 (1,929)	3,386 (1,794)	3,310 (1,770)	-19,8
Mujeres	0,505 (0,238)	0,504 (0,244)	0,501 (0,259)	0,496 (0,274)	0,497 (0,276)	-1,7
Niños	0,577 (0,494)	0,553 (0,497)	0,511 (0,500)	0,457 (0,498)	0,439 (0,496)	-23,9
Educación	6,764 (3,960)	7,169 (4,038)	7,223 (4,089)	8,805 (4,358)	9,161 (4,341)	35,4
Jefe mujer	0,257 (0,437)	0,278 (0,448)	0,298 (0,457)	0,351 (0,477)	0,360 (0,480)	40,3
Jefe edad	0,150 (0,357)	0,145 (0,352)	0,153 (0,360)	0,153 (0,360)	0,155 (0,362)	3,3
Jefe cuentapropista	0,339 (0,473)	0,335 (0,472)	0,344 (0,475)	0,357 (0,479)	0,355 (0,478)	4,8
PLF	0,416 (0,381)	0,410 (0,384)	0,404 (0,392)	0,486 (0,403)	0,480 (0,405)	15,3
Desempleo	0,137 (0,265)	0,103 (0,236)	0,099 (0,236)	0,081 (0,216)	0,086 (0,222)	-37,2
IL	---	---	0,413 (0,451)	0,398 (0,443)	0,395 (0,447)	-4,4
Ayudas	0,622 (0,485)	0,616 (0,486)	0,610 (0,488)	0,609 (0,488)	0,586 (0,493)	-5,8

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) Los datos en paréntesis corresponden a los desvíos estándar. (ii) El *ipcug* y los ingresos no laborales en el hogar se encuentran expresados en pesos colombianos de 2018, considerando como factores de actualización a los cocientes entre las líneas de pobreza promedio por área geográfica entre los años correspondientes. (iii) La columna [VI] corresponde a la variación porcentual entre 2002 y 2018 (excepto en el caso de informalidad laboral, que corresponde a la variación porcentual entre 2008 y 2018).

<sup>12</sup> Adicionalmente, se realizaron ecuaciones de Mincer para los años 2008, 2015 y 2018 (resultados no mostrados), y lo que se observa es que la brecha salarial entre formales e informales aumenta de 2008 a 2018: en 2008, *ceteris paribus*, los informales tenían, en promedio, un salario horario un 41,3% menor al de los formales, en tanto que, en 2018, este valor era de 44,8%. Por lo tanto, bajo este análisis, *ceteris paribus*, aumenta la desigualdad salarial entre formales e informales.

Tabla 2. Caracterización económica y sociodemográfica de los hogares por área geográfica en Colombia 2002 y 2018.

Variable	Principales ciudades			Resto urbano			Rural		
	2002	2018	Var. (\$)	2002	2018	Var. (\$)	2002	2018	Var. (\$)
<i>ipcug</i>	862.316 (1.576.665)	1.140.521 (1.696.114)	32,3	453.318 (1.209.751)	722.931 (1.070.542)	59,5	275.554 (504.622)	387.428 (520.506)	40,6
Ingreso no laboral	474.426 (1.756.113)	525.401 (1.419.999)	10,7	195.486 (711.953)	315.554 (832.043)	61,4	109.079 (526.857)	141.245 (560.232)	29,5
Miembros	3,971 (1,940)	3,218 (1,714)	-19,0	4,153 (2,079)	3,343 (1,798)	-19,5	4,394 (2,202)	3,462 (1,838)	- 21,2
Mujeres	0,523 (0,240)	0,513 (0,280)	-1,9	0,513 (0,240)	0,507 (0,277)	-1,1	0,463 (0,226)	0,447 (0,260)	-3,4
Niños	0,529 (0,499)	0,390 (0,488)	-26,4	0,609 (0,488)	0,471 (0,499)	-22,7	0,627 (0,484)	0,499 (0,500)	- 20,4
Educación	8,393 (3,932)	10,601 (4,026)	26,3	6,344 (3,474)	9,251 (4,152)	45,8	4,203 (2,947)	5,912 (3,440)	40,7
Jefe mujer	0,290 (0,454)	0,391 (0,488)	35,1	0,278 (0,448)	0,397 (0,489)	42,7	0,169 (0,375)	0,239 (0,427)	41,4
Jefe edad	0,148 (0,355)	0,151 (0,358)	1,7	0,148 (0,356)	0,156 (0,363)	4,9	0,155 (0,362)	0,163 (0,369)	5,1
Jefe cuentapropista	0,281 (0,450)	0,286 (0,452)	1,5	0,371 (0,483)	0,376 (0,484)	1,3	0,407 (0,491)	0,474 (0,499)	16,4
PLF	0,481 (0,376)	0,532 (0,397)	10,7	0,398 (0,373)	0,480 (0,399)	20,6	0,314 (0,376)	0,362 (0,407)	15,3
Desempleo	0,159 (0,279)	0,098 (0,233)	-38,2	0,140 (0,270)	0,098 (0,236)	-29,8	0,094 (0,227)	0,043 (0,162)	- 53,6
IL	---	0,275 (0,404)	-8,1*	---	0,451 (0,457)	-5,2*	---	0,566 (0,448)	0,9*
Ayudas	0,587 (0,492)	0,504 (0,500)	-14,1	0,673 (0,469)	0,645 (0,478)	-4,1	0,626 (0,484)	0,676 (0,468)	8,0

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) Los datos en paréntesis corresponden a los desvíos estándar. (ii) El *ipcug* y los ingresos no laborales en el hogar se encuentran expresados en pesos colombianos de 2018, considerando como factores de actualización a los cocientes entre las líneas de pobreza promedio por área geográfica entre 2002 y 2018. (iii) Las variaciones son porcentuales. \* Corresponde a la variación porcentual entre 2008 (no mostrado) y 2018.

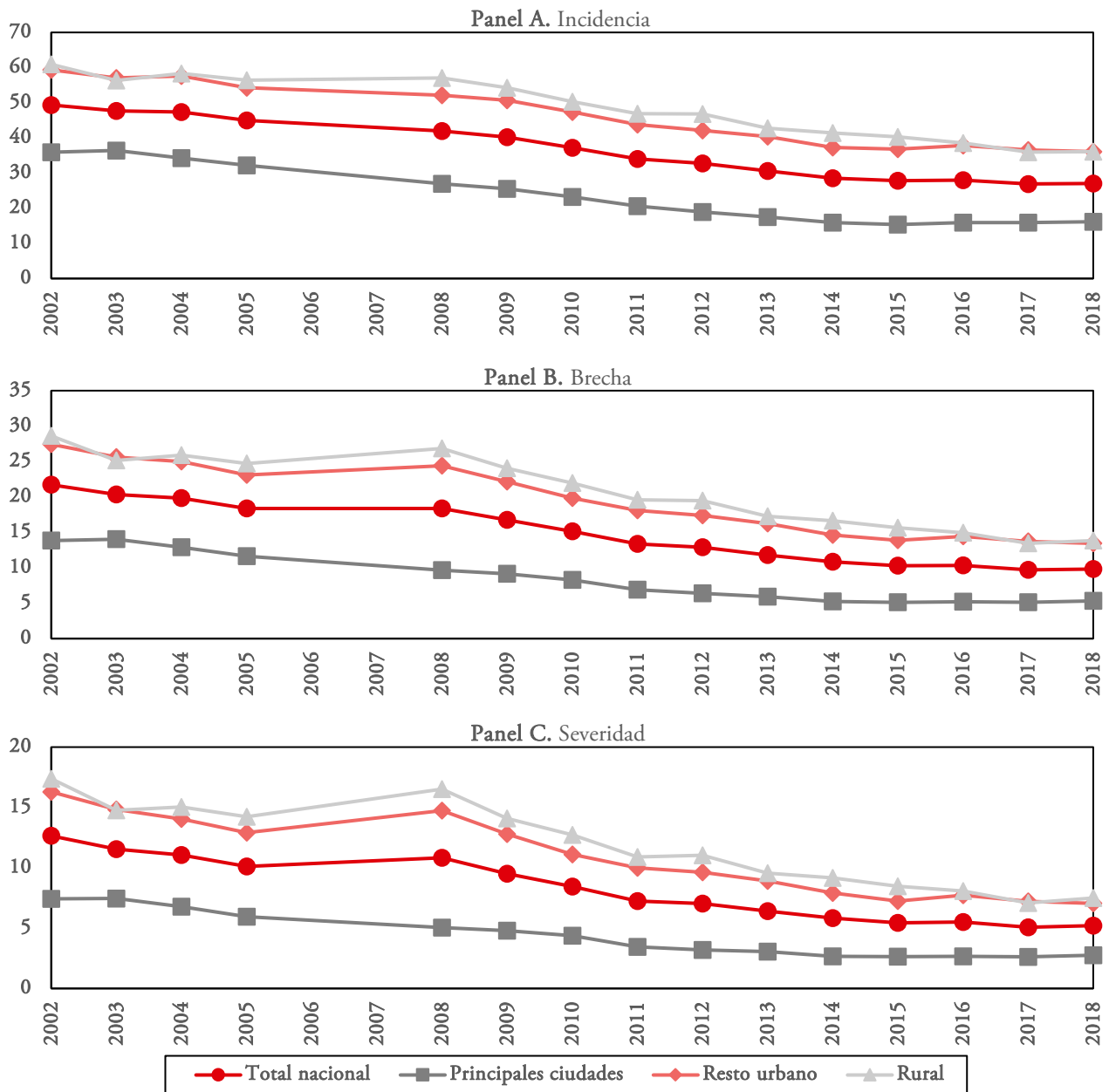
### III.3. EVOLUCIÓN DE LA POBREZA MONETARIA EN COLOMBIA 2002-2018

En este trabajo, el estudio de la pobreza monetaria y sus descomposiciones se abordará tomando como referencia los indicadores de pobreza FGT (Foster et al., 1984). Estos indicadores se construyen a partir de la relación entre los niveles de ingresos observados y el umbral de pobreza, para el grupo cuyo ingreso es inferior al umbral, como se presenta en (3.1):

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(1 - \frac{x_i}{z_i}\right)^\alpha 1(x_i < z_i), \quad \alpha \geq 0 \quad (3.1)$$

donde  $N$  es el número total de individuos,  $x_i$  es el ingreso del individuo  $i$  (en este caso, el *ipcug*),  $z_i$  es el umbral de pobreza que se toma como referencia para el individuo  $i$ ,  $1(x_i < z_i)$  es el indicador de identificación de los individuos pobres (para quienes el ingreso considerado es menor que el umbral de pobreza) y  $\alpha$  es el parámetro a partir del cual se indica el tipo de indicador FGT y la ponderación que recibe cada individuo pobre.

Figura 2. Indicadores de pobreza FGT por área geográfica en Colombia 2002-2018.



Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE.

La pobreza monetaria en Colombia entre 2002 y 2018 se ha reducido de manera significativa en cada una de las áreas geográficas consideradas tomando cualquier indicador de pobreza FGT, lo cual se observa en la Figura 2. Para el agregado nacional, en 2002, la incidencia de la pobreza era de 49,4% y, en 2018, de 27,0%, en tanto que la brecha y la severidad de la pobreza pasaron de 21,7% a 9,8% y de 12,6% a 5,2%, respectivamente. Cuando desagregamos el total nacional, se observa que, a lo largo del período y para cada uno de los indicadores considerados, la pobreza es notablemente menor en las principales ciudades. A su vez, se podría decir que el área rural es la que ha tenido los mayores niveles de pobreza. Cuando analizamos la pobreza monetaria extrema en este período, también se observa una reducción significativa en cada una de las áreas geográficas y para cada uno de los indicadores de pobreza extrema FGT (ver Figura B1 en el Apéndice).

Para ver más claramente la reducción de la pobreza por área geográfica, se computan las variaciones de los indicadores de pobreza y de pobreza extrema FGT por área geográfica para los períodos 2002-2018 y 2005-2015 (ver Tabla 3). Las mayores reducciones (en puntos porcentuales) en el período 2002-2018 se tienen en el área rural. Por ejemplo, la incidencia de la pobreza y de la pobreza extrema se reducen 24,9 p.p. y 17,4 p.p., respectivamente. Sin embargo, acá, es importante notar la gran heterogeneidad imperante en Colombia a nivel regional en términos de pobreza. En 2018, para el caso de la pobreza, la incidencia en el área rural fue 2,23 veces la de las principales ciudades, en tanto que, para la pobreza extrema, este valor asciende a 5,31. En 2002, estos valores eran 1,70 y 4,43, respectivamente, indicando que, si bien la reducción en puntos porcentuales fue mayor en el área rural, la caída relativa fue mayor en las principales ciudades, con lo cual estas brechas en las incidencias entre el área rural y las principales ciudades aumentaron entre 2002 y 2018. Conclusiones análogas se obtienen para la brecha y la severidad de la pobreza, no así para la brecha y la severidad de la pobreza extrema, en donde estas brechas se reducen entre 2002 y 2018. Para el período 2005-2015, excepto en la incidencia y la brecha de la pobreza, las mayores reducciones (en puntos porcentuales) también se dan en el área rural. Por último, cabe notar que todas las variaciones son estadísticamente significativas al 5%.<sup>13</sup>

Desde otro lugar, se presenta la participación de cada área geográfica en los indicadores de pobreza FGT para algunos años del período 2002-2018 (ver Tabla 4). A pesar de que, en el área rural, vive cerca de una cuarta parte de la población total colombiana (ver Tabla C1 en el Apéndice), su participación en los indicadores de pobreza es más alta que la de las principales ciudades, donde habita alrededor del 45% de la población. En línea con esto, un aspecto a destacar es que, en el área rural, se concentra la población de más bajos ingresos (ver Tabla 2), incluso dentro del conjunto de población pobre, lo que se evidencia en la alta participación de esta área en la severidad de la pobreza. Lo contrario sucede al ver la participación de las

---

<sup>13</sup> En este caso, el camino optado para obtener errores estándar e intervalos de confianza es el de *bootstrap* o remuestreo (con 500 réplicas). La disponibilidad de un intervalo de confianza se utiliza para implementar tests de hipótesis simples. Aquí, se quiere testear la hipótesis de que dos estimaciones independientes son significativamente distintas, lo cual se puede concluir si sus intervalos de confianza no se superponen.

**Tabla 3. Variación de los indicadores de pobreza y de pobreza extrema FGT por área geográfica en Colombia 2002-2018. Puntos porcentuales.**

Período	Incidencia (FGT0)				Brecha (FGT1)				Severidad (FGT2)			
	TN	PC	RU	R	TN	PC	RU	R	TN	PC	RU	R
<i>Pobreza</i>												
2002-2018	-22,4	-19,7	-23,3	-24,9	-11,9	-8,5	-14,0	-14,8	-7,4	-4,7	-9,2	-9,9
2005-2015	-17,1	-16,9	-17,5	-16,1	-8,1	-6,5	-9,2	-9,1	-4,7	-3,3	-5,7	-5,7
<i>Pobreza Extrema</i>												
2002-2018	-10,4	-4,6	-11,8	-17,4	-4,0	-1,4	-4,2	-7,6	-2,1	-0,7	-2,2	-4,3
2005-2015	-5,9	-2,9	-6,1	-9,8	-2,0	-0,8	-1,9	-3,9	-0,9	-0,3	-0,8	-2,1

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) Las columnas por cada indicador indican las áreas geográficas, donde se tiene total nacional (TN), principales ciudades (PC), resto urbano (RU) y rural (R). (ii) Todas las variaciones son estadísticamente significativas al 5%.

principales ciudades, que tienen mayor participación en la incidencia que lo que representan en la brecha y en la severidad, lo cual indica que, en las ciudades más grandes respecto a la situación del área rural, es menor la problemática de la población de muy bajos ingresos dentro de los pobres. Adicionalmente, se observa que, entre 2002 y 2018, la participación del área rural en los indicadores de pobreza se ha reducido entre 6% y 9% (dependiendo del indicador que se considere). En contraste, los cambios en la participación se presentaron entre las áreas urbanas, con una reducción de la participación en la pobreza en el caso de las principales ciudades y un aumento en el caso de los aglomerados urbanos más pequeños (resto urbano). Acá, es importante notar que, si bien, de 2002 a 2015, se redujo la participación en la pobreza de las principales ciudades, de 2015 a 2018, hubo un importante aumento de alrededor de 2 p.p. Esto puede ser consecuencia

**Tabla 4. Participación de cada área geográfica en los indicadores de pobreza FGT en Colombia 2002-2018. Valores porcentuales.**

Año	Indicador	Principales ciudades	Resto urbano	Rural	Total nacional
2002	Incidencia	32,2	35,6	32,1	100,0
	Brecha	28,2	37,4	34,3	100,0
	Severidad	26,0	38,2	35,8	100,0
2005	Incidencia	32,0	36,6	31,4	100,0
	Brecha	28,3	38,1	33,7	100,0
	Severidad	26,2	38,6	35,2	100,0
2008	Incidencia	28,8	38,1	33,0	100,0
	Brecha	23,7	40,8	35,5	100,0
	Severidad	21,0	41,9	37,1	100,0
2015	Incidencia	25,1	41,6	33,3	100,0
	Brecha	22,6	42,4	35,0	100,0
	Severidad	22,1	42,0	35,9	100,0
2018	Incidencia	27,3	42,5	30,2	100,0
	Brecha	24,7	43,5	31,8	100,0
	Severidad	24,2	43,1	32,6	100,0

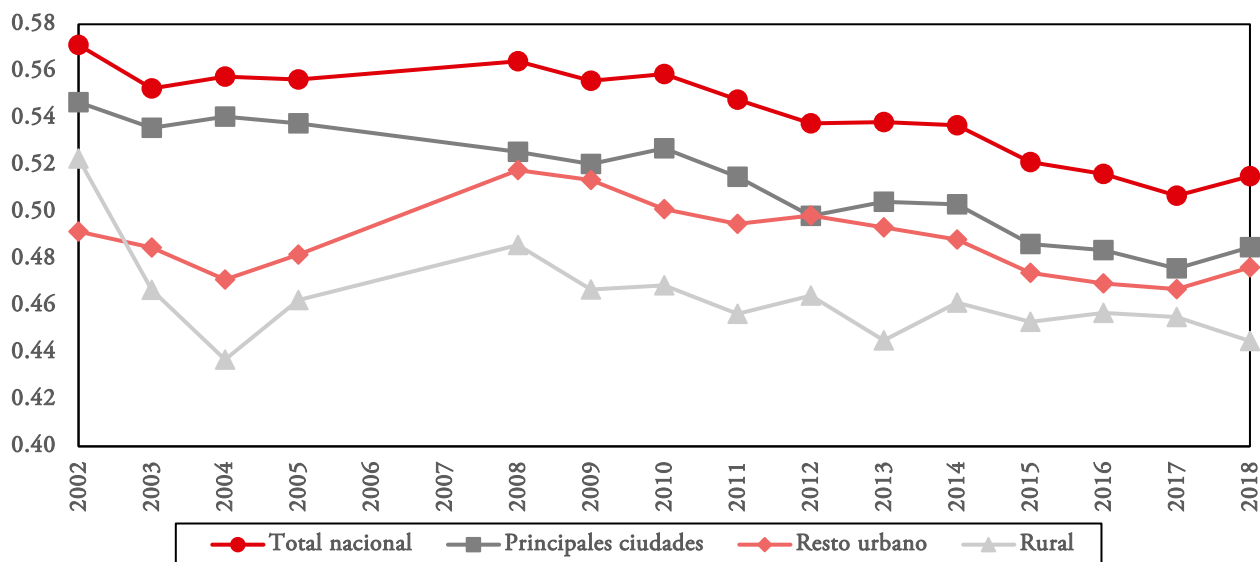
Fuente: Elaboración propia en base a MESEP-DANE.

del impacto del éxodo migratorio de venezolanos hacia Colombia a partir del segundo semestre de 2016, suponiendo que estos se ubicaron mayoritariamente en los principales centros urbanos y dada la caída en el salario real horario provocada por el incremento en la oferta laboral (producto del flujo migratorio) en estas regiones más afectadas.<sup>14</sup>

Finalmente, se presentan los coeficientes de Gini por área geográfica para el período 2002-2018 (ver Figura 3).<sup>15</sup> Se observa que, si bien, al contrastar 2002 y 2018, hay una reducción de la desigualdad, hay ascensos y descensos a lo largo del período, a diferencia de lo acontecido con los niveles de pobreza, que mostraron una reducción sistemática. Comparando entre áreas geográficas, a diferencia de lo que sucede con los niveles de pobreza, en este caso, la desigualdad es mayor en las principales ciudades, con un coeficiente de Gini igual a 0,485 para 2018, en comparación al 0,445 correspondiente al área rural para este mismo año.

Como se mencionó en la Sección 2 del presente trabajo, los cambios en la pobreza monetaria, dada la línea de pobreza, pueden estar asociados a cambios en el ingreso medio o a cambios en su distribución. Gráficamente, el primer efecto (crecimiento) sucede cuando hay desplazamientos de la función de densidad de la distribución del ingreso, en tanto que el segundo efecto (redistribución) se presenta cuando cambia la forma de esta función. En la Figura 4, que muestra la función de densidad de la distribución del logaritmo del *ipcug* estimada no paramétricamente por el método de *kernel* por área geográfica para los años 2002 y 2018, se tiene una aproximación preliminar a los cambios en la pobreza monetaria explicados por el efecto crecimiento y el efecto redistribución. Se observa que, para todas las áreas geográficas, el cambio en la

Figura 3. Coeficiente de Gini por área geográfica en Colombia 2002-2018.



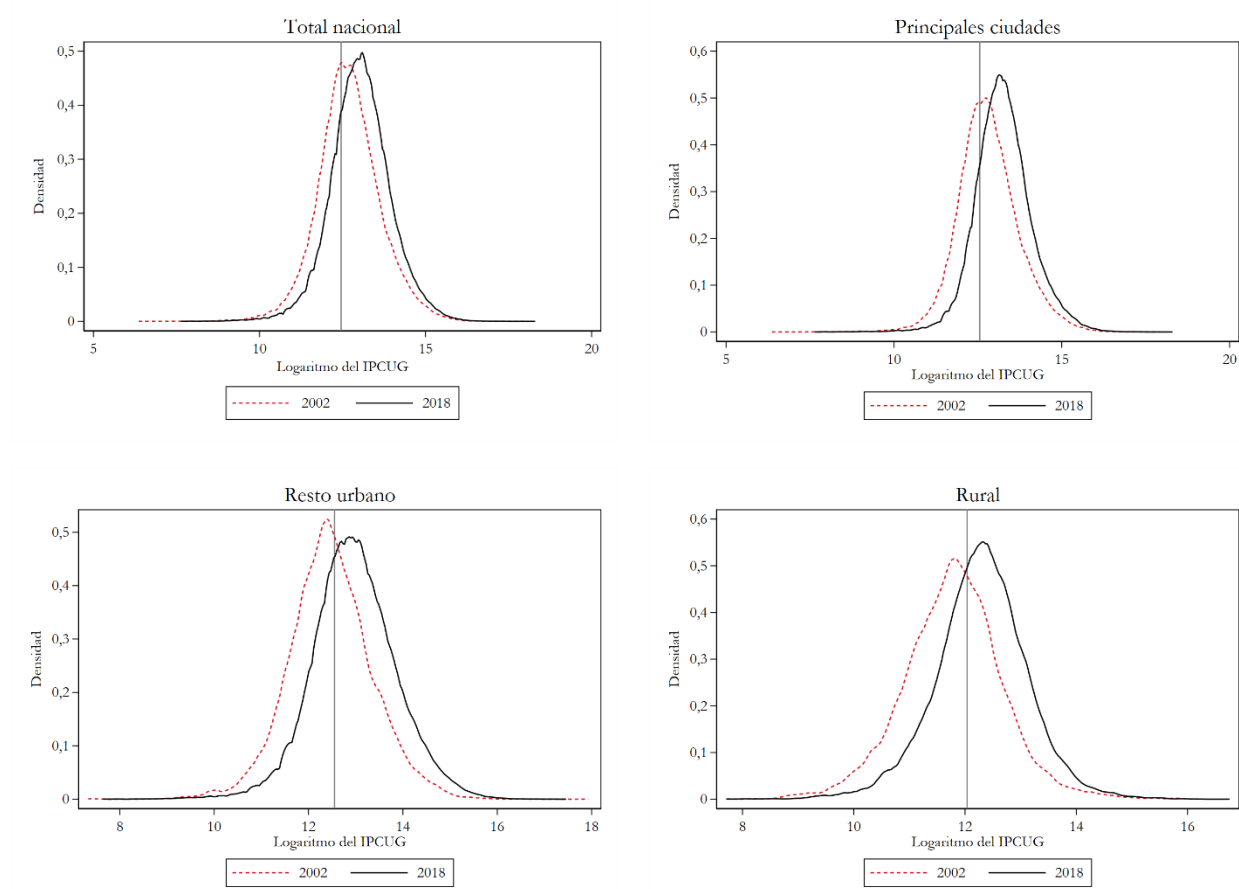
Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE.

<sup>14</sup> En la base de datos utilizada, no es posible identificar a los migrantes, por lo cual, en este trabajo, como fue mencionado, nos limitamos a utilizar el período 2005-2015 para dirimir los potenciales efectos de este flujo migratorio en los resultados de las descomposiciones.

<sup>15</sup> En este trabajo, no se profundiza sobre la desigualdad y sus cambios, por lo que sólo se hace referencia a ésta para apoyar algunos de los argumentos desarrollados en la Sección 5 del presente trabajo.

distribución del *ipcug* entre 2002 y 2018 se explicó, principalmente, por un desplazamiento hacia la derecha de la función de densidad, sin que cambiara de manera pronunciada su forma. De manera gráfica, la reducción de la pobreza se puede ver a través del área entre las funciones de densidad de los años en comparación que se encuentra a la izquierda de la línea de pobreza (ilustrada en la Figura 4 mediante las líneas verticales);<sup>16</sup> en todos los casos, tal como fue visto anteriormente, la pobreza se ha reducido.

**Figura 4. Función de densidad de la distribución del logaritmo del ingreso per cápita de la unidad de gasto por área geográfica en Colombia 2002 y 2018.**



Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) Los gráficos son estimaciones de funciones de densidad de la distribución del logaritmo del *ipcug* estimadas por el método de *kernel*, utilizando el Epanechnikov con ancho de banda óptimo. (ii) La línea de pobreza promedio para cada área geográfica se ilustra por la línea vertical. (iii) Los valores indican el logaritmo del *ipcug* observado y el logaritmo de la línea de pobreza en pesos colombianos de 2018, considerando como factores de actualización a los cocientes entre las líneas de pobreza promedio por área geográfica entre 2002 y 2018.

<sup>16</sup> Por simplicidad, se ilustra sólo la línea de pobreza y no así la línea de pobreza extrema. De todas formas, se tienen conclusiones análogas a la hora de analizar la reducción de la pobreza extrema.



#### IV. METODOLOGÍA

Con base en el enfoque de “determinantes agregados” mencionado en la sección 2, una reducción del nivel de pobreza monetaria entre el período  $t_1$  y  $t_2$ , manteniendo constante la línea de pobreza  $Z$ , puede estar relacionada con el desplazamiento de la función de densidad del ingreso hacia la derecha (crecimiento del ingreso medio de los hogares), con un cambio en la forma de esta función que lleve a una mayor concentración del ingreso en torno a la media (reducción de la desigualdad del ingreso) o con una combinación de ambos eventos (Bracco *et al.*, 2019). En este marco, las metodologías de descomposición permiten separar estadísticamente qué parte del cambio en la pobreza monetaria se debe al crecimiento del ingreso (manteniendo constante el nivel de desigualdad) y qué parte a su redistribución (manteniendo constante el nivel de ingreso). La contribución del crecimiento del ingreso se denomina “efecto crecimiento” y la contribución de su redistribución se denomina “efecto redistribución”.

Dentro de este marco analítico, una de las primeras descomposiciones fue realizada por Kakwani (1990).<sup>17</sup> Este autor propone una metodología estática<sup>18</sup> y aditiva, que define el cambio en la pobreza como la suma de las elasticidades pobreza-ingreso (“efecto crecimiento”) y pobreza-desigualdad (“efecto redistribución”). Sin embargo, Kakwani y Subbarao (1990) afirman que el vínculo entre la pobreza, el crecimiento y la desigualdad no es lineal ni se puede descomponer de forma exacta, por lo que, si el cambio en la pobreza entre dos períodos se descompone como la suma del efecto crecimiento y el efecto redistribución a partir de elasticidades, habrá una parte del cambio no explicada por ninguno de estos dos efectos, es decir, un residuo. Para descomponer el cambio en la pobreza, estos autores calculan el efecto crecimiento como el cambio en la pobreza debido al cambio en el ingreso, manteniendo constante la desigualdad, y el efecto redistribución como la diferencia entre el cambio real de la pobreza y el efecto crecimiento, por lo cual el término residual es enviado al efecto redistribución y obtienen una descomposición dinámica, aditiva y exacta. No obstante, Datt y Ravallion (1992) afirman que asignar el término residual al efecto redistribución, como hacen Kakwani y Subbarao (1990), “es completamente arbitrario y también da la falsa impresión de que la descomposición es exacta” (Datt y Ravallion, 1992, p. 278). Por ello, proponen una metodología de descomposición dinámica, aditiva, pero no exacta, según la cual el cambio en la pobreza entre dos períodos es la suma del efecto crecimiento, el efecto redistribución y un término residual.<sup>19</sup> Luego, Kakwani (1997), desde un enfoque axiomático, propuso una descomposición dinámica, aditiva y exacta, que explica el cambio en la pobreza entre dos períodos como la suma del efecto crecimiento y el efecto redistribución. En esta metodología, independientemente del período que se elija como base para realizar la descomposición, el tamaño del efecto crecimiento y el efecto redistribución tienen que ser los mismos. Cuando una descomposición cumple esta propiedad, se dice que es simétrica.

---

<sup>17</sup> Ver Medina y Galván (2014), para una revisión exhaustiva de las metodologías de descomposición.

<sup>18</sup> Estática en el sentido que predice el cambio en la pobreza frente a cambios en el ingreso y en el coeficiente de Gini en un período determinado y no a partir de la evolución en el tiempo de estas variables.

<sup>19</sup> Ver Datt y Ravallion (1992), para más detalles.

En el presente trabajo, la metodología para estudiar los cambios en la pobreza monetaria en Colombia durante el período 2002-2018 se divide en dos partes. En primer lugar, se estudian los determinantes agregados del cambio en la pobreza monetaria, en donde, en particular, se aplica una descomposición que permite diferenciar, de manera exacta y simétrica, entre efecto crecimiento, redistribución y línea de pobreza (Kolenikov y Shorrocks, 2005). En segundo lugar, se estudian los determinantes sociodemográficos, en donde se analiza la relevancia de las características económicas y sociodemográficas de los hogares en el cambio en la pobreza monetaria a partir de la combinación de la metodología anterior con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo *et al.* (1996). A continuación, se describe cada parte de la metodología.

#### IV.1. DETERMINANTES AGREGADOS

Los cambios en la pobreza monetaria es posible descomponerlos en factores asociados a los cambios de los ingresos, distributivos y de la línea de pobreza. En particular, el indicador de pobreza  $P$  en un período  $t$  puede expresarse como:

$$P_t = F(z) = P(\mu_t, L_t, z_t) \quad (4.1)$$

donde  $\mu$  es el ingreso medio de los hogares,  $L$  corresponde a la forma de la distribución del ingreso y  $z$  es el valor de la línea de pobreza. Por lo tanto, en esta ecuación, se observa explícitamente que la pobreza puede cambiar ante un cambio en el ingreso medio ( $\mu$ ) y/o ante un cambio en la forma de la distribución (captada en  $L$ ) y/o ante un cambio en la línea de pobreza ( $z$ ).

Denotando  $\Delta P = P_2 - P_1$  al cambio en la pobreza entre el período 1 y 2 y dada la expresión (4.1), el cambio en el indicador de pobreza entre estos dos períodos viene dado por:

$$\Delta P = P(\mu_2, L_2, z_2) - P(\mu_1, L_1, z_1), \quad (4.2)$$

que, a su vez, se puede descomponer en:

$$\Delta P = \Delta P_C + \Delta P_R + \Delta P_L, \quad (4.3)$$

donde  $\Delta P_C$ ,  $\Delta P_R$  y  $\Delta P_L$  son el “efecto crecimiento”, el “efecto redistribución” y el “efecto línea”, respectivamente, definidos formalmente como:<sup>20</sup>

$$\Delta P_C = \frac{1}{2} \{ [P(\mu_2, L_1, z_1) - P(\mu_1, L_1, z_1)] + [P(\mu_2, L_2, z_2) - P(\mu_1, L_2, z_2)] \} \quad (4.4)$$

$$\Delta P_R = \frac{1}{2} \{ [P(\mu_2, L_2, z_2) - P(\mu_2, L_1, z_2)] + [P(\mu_1, L_2, z_1) - P(\mu_1, L_1, z_1)] \} \quad (4.5)$$

$$\Delta P_L = \frac{1}{2} \{ [P(\mu_2, L_1, z_2) - P(\mu_2, L_1, z_1)] + [P(\mu_1, L_2, z_2) - P(\mu_1, L_2, z_1)] \} \quad (4.6)$$

---

<sup>20</sup> En los tres casos, se computa el promedio de los cambios considerando sólo dos de las seis combinaciones posibles.

El primero describe el cambio en la pobreza correspondiente al cambio en el ingreso medio (manteniendo constante el nivel de desigualdad y la línea de pobreza), en tanto que el segundo describe el cambio en la pobreza correspondiente al cambio en el nivel de desigualdad (manteniendo constante el ingreso medio y la línea de pobreza). Por último, el efecto línea representa el cambio en la pobreza correspondiente al cambio en la línea de pobreza (manteniendo constante el ingreso medio y el nivel de desigualdad).<sup>21</sup>

Con el propósito de considerar las heterogeneidades regionales en precios en el análisis de los cambios en la pobreza monetaria, Kolenikov y Shorrocks (2005) proponen una metodología que, además de considerar los efectos crecimiento y redistribución, incorpora el efecto de los precios locales (o efecto línea de pobreza) a la descomposición. La propuesta se basa en dividir el ingreso real per cápita entre el ingreso nominal per cápita  $\mu$  y la línea de pobreza  $z$  (a nivel regional). De esta forma, se obtiene la contribución individual de tres componentes: el ingreso nominal medio, la desigualdad y la línea de pobreza. En este caso, este último efecto reflejaría el comportamiento del nivel de precios de las diferentes regiones.

Las expresiones (4.4)-(4.6) resultan ser las contribuciones asociadas con el nivel y la distribución del ingreso en una descomposición de *Shapley* tridireccional del cambio en la pobreza. La reinterpretación descrita en Shorrocks (1999) considera los diversos factores (digamos,  $n$  en total) que juntos determinan un indicador como el nivel general de pobreza y asigna a cada componente la contribución marginal promedio tomada sobre todas las  $n!$  posibles combinaciones en las que los componentes pueden “eliminarse” de forma secuencial.<sup>22</sup> Es así que, debido a que el resultado de la descomposición depende de la elección de la categoría base, Kolenikov y Shorrocks (2005), en su propuesta, basados en Shorrocks (1999), utilizan el *Shapley-value* para solucionar este problema. Los atractivos particulares de esta técnica son que la descomposición siempre es exacta y que los factores se tratan simétricamente.

El resultado final de esta metodología de descomposición es que los cambios en la pobreza monetaria se pueden asociar, exactamente, a tres componentes: un “efecto crecimiento” basado en los cambios de los ingresos nominales medios, un “efecto redistribución” basado en los cambios en los niveles de desigualdad y un “efecto línea de pobreza” que considera los cambios en los precios locales. Esta descomposición será estimada de acuerdo con la propuesta de Atuesta *et al.* (2012).

En este trabajo, se realizará esta metodología debido a que permite incorporar el papel de la línea de pobreza y, dado que los cambios temporales y espaciales en las líneas de pobreza reflejan el comportamiento de los precios locales, resulta interesante incorporar dicha fuente de heterogeneidad, con el propósito de considerar las heterogeneidades regionales en precios en el análisis de los cambios en la pobreza monetaria en Colombia.

---

<sup>21</sup> Ver Datt y Ravallion (1992), para una descomposición semejante.

<sup>22</sup> En la Figura 4 de Kolenikov y Shorrocks (2005), se ilustra cómo se puede aplicar el procedimiento de *Shapley* a la descomposición del cambio en la pobreza en tres componentes, correspondientes al cambio en el ingreso medio, en la desigualdad y en la línea de pobreza.

## IV.2. DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS

Para profundizar sobre el papel de los determinantes sociodemográficos, se estudia el cambio en la pobreza monetaria a partir de la combinación de la metodología de Kolenikov y Shorrocks (2005) con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo *et al.* (1996). Esta combinación metodológica permitiría descomponer los efectos crecimiento, redistribución y línea en “efecto composición” y “efecto estructura” (Firpo *et al.*, 2018).

Se comienza con la estrategia de reponderación (DiNardo *et al.*, 1996). Formalmente, supóngase que  $F$  es la función de distribución que describe la relación entre el ingreso per cápita de la unidad de gasto ( $Y$ ) y un vector de características económicas y sociodemográficas del hogar ( $X$ ). También considérese  $t$  como una variable binaria, cuyos valores 1 y 2 representan los períodos 1 y 2, respectivamente. La distribución acumulada de  $Y$ , condicionada a cada período, se puede escribir como:

$$F_{Y_k|t=k} = \int F_{Y_k|X,t=k} dF_{X|t=k} \quad (4.7)$$

El cambio en el indicador de pobreza  $P$  entre los períodos 1 y 2 se puede estimar empleando la distribución acumulada condicional de  $Y$  de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta P &= P_2 - P_1 = P(F_{Y_2|t=2}) - P(F_{Y_1|t=1}) \\ &= P\left(\int F_{Y_2|X,t=2} dF_{X|t=2}\right) - P\left(\int F_{Y_1|X,t=1} dF_{X|t=1}\right) \end{aligned} \quad (4.8)$$

La variación  $\Delta P$  puede surgir debido a diferencias en la distribución de las características observadas de los hogares de uno a otro período (efecto composición) o a diferencias en la relación entre  $Y$  y  $X$  (efecto estructura). Para estimar la magnitud de cada efecto, se plantea un escenario contrafactual, en el cual el estadístico de pobreza  $P_{cf}$  se estima manteniendo los retornos a las características de  $t = 1$  con las características de  $t = 2$ , como se presenta en (4.9). Es decir, se estima el nivel de pobreza monetaria que hubiera resultado en  $t = 1$  si los hogares tuvieran las características de los hogares en  $t = 2$ .

$$P_{cf} = P(F_{Y_1^{cf}|t=2}) = P\left(\int F_{Y_1^{cf}|X,t=1} dF_{X|t=2}\right) \quad (4.9)$$

donde  $cf$  indica “contrafactual”. Una vez que se obtiene el escenario contrafactual, el cambio en el indicador de pobreza se descompone como se presenta en (4.10):

$$\begin{aligned} \Delta P &= (P_2 - P_{cf}) + (P_{cf} - P_1) \\ &= \left[ P(F_{Y_2|t=2}) - P(F_{Y_1^{cf}|t=2}) \right] + \left[ P(F_{Y_1^{cf}|t=2}) - P(F_{Y_1|t=1}) \right] \end{aligned} \quad (4.10)$$

El primer término representa la brecha debida a la relación entre  $Y$  y  $X$  (efecto estructura), en tanto que el segundo término representa la brecha debida a la diferencia en características (efecto composición). Para calcular (4.9), Fortin *et al.* (2011) proponen estimar la distribución contrafactual a través de una estimación de reponderación semiparamétrica. El proceso consiste en multiplicar la distribución de características  $dF_{X|t=1}$  por un factor  $\Phi(X)$  con la intención de obtener una distribución de características igual a la del período 2,  $dF_{X|t=2}$ . El ponderador  $\Phi(X)$  es igual a:

$$\Phi(X) = \frac{1 - pr}{pr} \frac{\text{prob}(t = 2|X)}{1 - \text{prob}(t = 2|X)} \quad (4.11)$$

donde  $pr$  es la proporción de individuos en el período 2 y  $\text{prob}(t = 2 | X)$  denota la probabilidad condicional de pertenecer a  $t = 2$  dadas las características  $X$ . Esa última probabilidad se calcula a partir de un modelo *logit* o *probit*, donde la variable dependiente es una *dummy* indicativa de la pertenencia del hogar al período 2. En este trabajo, se hará la estimación con un modelo *logit*.

Una vez calculado el factor  $\Phi(X)$  a partir del modelo *logit*, se utiliza en la descomposición de Kolenikov y Shorrocks (2005) -KS-. En particular, lo que se busca con esta combinación es descomponer el cambio en la pobreza entre el período 1 y 2 en los siguientes componentes:

$$\Delta P = (\Delta P_C^{EC} + \Delta P_C^{EE}) + (\Delta P_R^{EC} + \Delta P_R^{EE}) + (\Delta P_L^{EC} + \Delta P_L^{EE}) \quad (4.12)$$

donde  $EC$  y  $EE$  indican efecto composición y efecto estructura, respectivamente. Siendo así, ahora, cada uno de los componentes de la descomposición KS (crecimiento, redistribución y línea) se desagrega en efecto composición y efecto estructura.

Para su implementación, se construyó una descomposición KS contrafactual resultante si los hogares en 2002 hubieran tenido las características de los hogares en 2018, y viceversa, y luego se calcula el promedio entre estas. Como ya fue visto, este procedimiento requiere estimar un modelo *logit* (cuya variable dependiente es una *dummy* indicativa de la pertenencia del hogar al año 2018) para obtener la probabilidad que tiene un hogar de pertenecer al grupo de hogares de 2018, dado un vector de características. En particular, las variables explicativas utilizadas fueron las mencionadas en la sección 3.2 (excepto la tasa de informalidad laboral en el hogar).<sup>23</sup> A partir de los resultados del modelo *logit*, se reponderan los hogares en 2002 a fin de que sus características observables sean similares a las de los hogares en 2018, y viceversa. Para este último caso, se considera la inversa de la expresión (4.11), para obtener, ahora, una distribución de características igual a la del período 1, al multiplicar la distribución de características  $dF_{X|t=2}$  por este factor.

En esta instancia, sería relevante conocer la contribución, sobre el cambio en la pobreza monetaria, de cada covariable al efecto composición y al efecto estructura, para cada uno de los componentes de la

---

<sup>23</sup> No se incluye la tasa de informalidad laboral en el hogar dado que, como ya fue mencionado, en la base 2002 de la MESEP, no es posible identificar informalidad.

descomposición KS. Para realizar esto, es necesario contar con las RIF (*Recentered Influence Function*) (Firpo *et al.*, 2009) correspondientes a cada uno de estos contrafactuales propuestos por la descomposición KS, aspecto que no es explorado en este trabajo. A pesar de ello, en el Apéndice A, de forma complementaria, se presenta el cambio en la pobreza monetaria en Colombia para el período 2002-2018 a partir de la metodología semiparamétrica de descomposición propuesta por Fortin *et al.* (2011), cuyo procedimiento combina una descomposición basada en regresiones RIF con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo *et al.* (1996). Esta descomposición permitirá calcular, para el agregado (es decir, sin desagregar entre crecimiento, redistribución y línea), la contribución, sobre el cambio en la pobreza monetaria, de cada covariable al efecto composición y al efecto estructura.

## V. RESULTADOS

### V.1. DETERMINANTES AGREGADOS

En la descomposición KS realizada en esta sección, como ya fue mencionado, además del efecto crecimiento y el efecto redistribución, se tiene el efecto línea, el cual reflejaría el comportamiento del nivel de precios de las diferentes áreas geográficas. Lo que se observó en forma preliminar a través de las funciones de densidad en la Sección 3.3 se confirma con la descomposición KS de los cambios en los indicadores de pobreza y de pobreza extrema en efectos crecimiento, redistribución y línea: la reducción de la pobreza y de la pobreza extrema en Colombia en los períodos considerados ha estado asociada al crecimiento de los ingresos (efecto crecimiento), en tanto que es relativamente baja la contribución del efecto redistributivo en la reducción de estos indicadores (ver Tablas 5 y 6, filas “Total”). Esto es claro al observar que, por ejemplo, entre 2002 y 2018, para el agregado nacional, el *ipcug* promedio real aumentó 41,4%, en tanto que el coeficiente de Gini sólo se redujo 9,81%.<sup>24</sup> Adicionalmente, de acuerdo con estos resultados, el efecto línea tendió a incrementar la pobreza. Este efecto se debe al comportamiento de los precios de la canasta básica y no a cuestiones metodológicas vinculadas al cómputo oficial de las líneas de pobreza. En particular, en Colombia 2002-2018, hubo una inflación acumulada de 103,7%. Estos resultados en torno a que el efecto redistribución contribuyó en menor medida que el efecto crecimiento a reducir la pobreza en Colombia son consistentes con lo obtenido por Ariza y Retajac (2020) para el mismo período de análisis y también lo son con Cruces y Gasparini (2013) para el período 2001-2010 y con Medina y Galván (2014) para el período 1997-2005.

Como se mencionó en la Sección 3.1, se considera el período 2005-2015 para tener en cuenta los potenciales efectos del éxodo migratorio de venezolanos hacia Colombia a partir del segundo semestre de 2016 en los resultados de la descomposición. Sin embargo, la conclusión principal no es diferente al hacer el análisis en los distintos períodos considerados: la reducción de la pobreza monetaria en Colombia ha estado emparentada, principalmente, con el crecimiento de los ingresos y no tanto con la mejora en su

---

<sup>24</sup> Para las principales ciudades, el resto urbano y el área rural, estos porcentajes son 32,3% - 11,3%, 59,5% - 3,1% y 40,6% - 14,9%, respectivamente.

redistribución,<sup>25</sup> con un efecto línea contrarrestando esta reducción. De todas formas, es importante aclarar que, si bien es muy relevante analizar el impacto sobre la pobreza de la caída en el salario real provocada por el incremento en la oferta laboral producto del flujo migratorio venezolano a partir del segundo semestre de 2016, excede los objetivos de este trabajo estudiar los efectos de la migración venezolana sobre los niveles de pobreza monetaria en Colombia.

Al observar los cambios en la incidencia de la pobreza y de la pobreza extrema por área geográfica, se tiene una situación bastante contrastante entre ellas (ver Figura 5). Ahora en forma gráfica, es posible observar también que, en todas las áreas geográficas, las variaciones en estos indicadores se explican, principalmente, por el efecto crecimiento, siendo apenas apoyado por el efecto redistribución y bastante contrarrestado por el efecto línea. Si bien el efecto línea no parece variar mucho entre las diferentes áreas geográficas en el caso de la pobreza, es un poco mayor en el área rural y menor en las principales ciudades (ver Figura 5, Panel A); en el caso de la pobreza extrema, es bastante menor en las principales ciudades (ver Figura 5, Panel B). Respecto al efecto crecimiento en el caso de la pobreza, se tiene que éste tiene un mayor impacto en el resto urbano, lo cual resulta más claro cuando recordamos que su *ipcug* promedio real aumentó 59,5% en este período, por encima del resto de las áreas; también es notable el impacto casi nulo que tiene el efecto redistribución en esta área, en línea con un Gini que se redujo sólo 3,1% en este período. A su vez, la mayor contribución de las mejoras en la redistribución en la reducción de la pobreza se da en las principales ciudades; así también, en esta área, se tiene el menor impacto del efecto crecimiento, consistente con el hecho de que fue el área con menor aumento de su *ipcug* promedio real. Cuando pasamos a analizar la incidencia de la pobreza extrema, se nota que, ahora, tanto el efecto crecimiento como el efecto redistribución son mayores en el área rural, indicando cómo el crecimiento de los ingresos y la mejora en su redistribución contribuyeron a reducir la pobreza extrema en el área más vulnerable de Colombia en términos de subsistencia mínima.

## V.2. DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS

En la descomposición que combina la metodología de Kolenikov y Shorrocks (2005) con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo *et al.* (1996) -KS-DN- llevada a cabo en esta sección, se descomponen los efectos crecimiento, redistribución y línea en efecto composición y efecto estructura.

En las Tablas 5 y 6 (filas “Composición” y “Estructura”), se presentan los resultados de esta descomposición.<sup>26</sup> Al igual que antes, las conclusiones no son diferentes al hacer el análisis en los distintos períodos considerados. Considerando el agregado nacional, el efecto crecimiento se explica, principalmente, por los cambios en las características de los hogares (efecto composición), seguido de los cambios en los parámetros (efecto estructura), aunque ambos efectos no se encuentran tan distantes. Esto indica que los

---

<sup>25</sup> Por ejemplo, en el caso de la incidencia de la pobreza para el agregado nacional en el período 2002-2018, el efecto crecimiento es 9,29 veces mayor que el efecto redistribución.

<sup>26</sup> Por una cuestión de espacio, no se muestran las tablas con los resultados de esta descomposición para la brecha y la severidad de la pobreza y de la pobreza extrema. Sin embargo, de solicitarse, se encuentran a disposición del lector.



cambios conjuntos de las características sociodemográficas observables de los hogares tuvieron un mayor impacto en el efecto crecimiento que los cambios económicos demarcados por la relación entre el ingreso (*ipcug*) y estas características. En cambio, en el efecto redistribución, composición y estructura se mueven en dirección contraria. Mientras que el efecto estructura aumenta el impacto de la redistribución sobre la reducción de la pobreza, el efecto composición lo disminuye. Es decir, de no haber cambiado las características de los hogares, el impacto de la redistribución sobre la reducción de la pobreza monetaria en Colombia hubiera sido mayor. Además, el efecto línea se explica, principalmente, por el efecto estructura (apenas contrarrestado por el efecto composición), lo cual resulta esperable dado que la línea de pobreza es más bien un parámetro y no depende de las características de los hogares. Por último, cuando miramos el neto de estos efectos (composición y estructura), es decir, el impacto de las características y de los parámetros en el cambio total en la pobreza, se puede ver que éste se explica, notablemente, por el efecto composición. Por ejemplo, en el caso de la incidencia de la pobreza en el período 2002-2018, el efecto composición es 15 veces mayor al efecto estructura. Cabe notar que todas las variaciones son estadísticamente significativas al 5%.<sup>27</sup>

Al mirar las diferentes áreas geográficas, no se observan diferencias significativas respecto a lo comentado para el agregado nacional. En el caso de la incidencia de la pobreza en el período 2002-2018, para las principales ciudades y el resto urbano, el efecto crecimiento se explica, principalmente, por el efecto estructura, mientras que esto sólo sucede para las principales ciudades cuando se considera el período 2005-2015 en el caso de la incidencia de la pobreza o cualquier período en el caso de la incidencia de la pobreza extrema.

Por último, como fue mencionado en la Sección 4.2, se realizó una descomposición RIF para el período 2002-2018 (ver Apéndice A). Por un lado, allí, es posible observar que el efecto composición explica, en su mayoría, la reducción de la pobreza en Colombia entre 2002 y 2018. Por otro lado, variables como los años de educación promedio en el hogar, la tasa de desempleo en el hogar y el número de miembros en el hogar son las más relevantes a la hora de explicar el impacto del efecto composición, en tanto que la variable más relevante en el caso del efecto estructura parece ser la *dummy* que indica si el hogar tiene algún niño menor a 12 años de edad. Nuevamente, es importante aclarar que esta descomposición incluye el efecto crecimiento, redistribución y línea, es decir, no se están realizando descomposiciones RIF para cada uno de estos componentes por separado, ya que no se ha explorado cómo hacer esta desagregación.

En síntesis, en la descomposición KS-DN realizada en esta sección, se obtuvo que, en Colombia en los períodos analizados, tanto el cambio en las características sociodemográficas de los hogares como el cambio en la relación entre el ingreso y estas características (cambio en los parámetros) contribuyeron a explicar el efecto crecimiento, en tanto que el efecto redistribución se debió, fundamentalmente, al cambio en los parámetros. Asimismo, el cambio total en la pobreza se debió, en su mayoría, al efecto composición, indicando

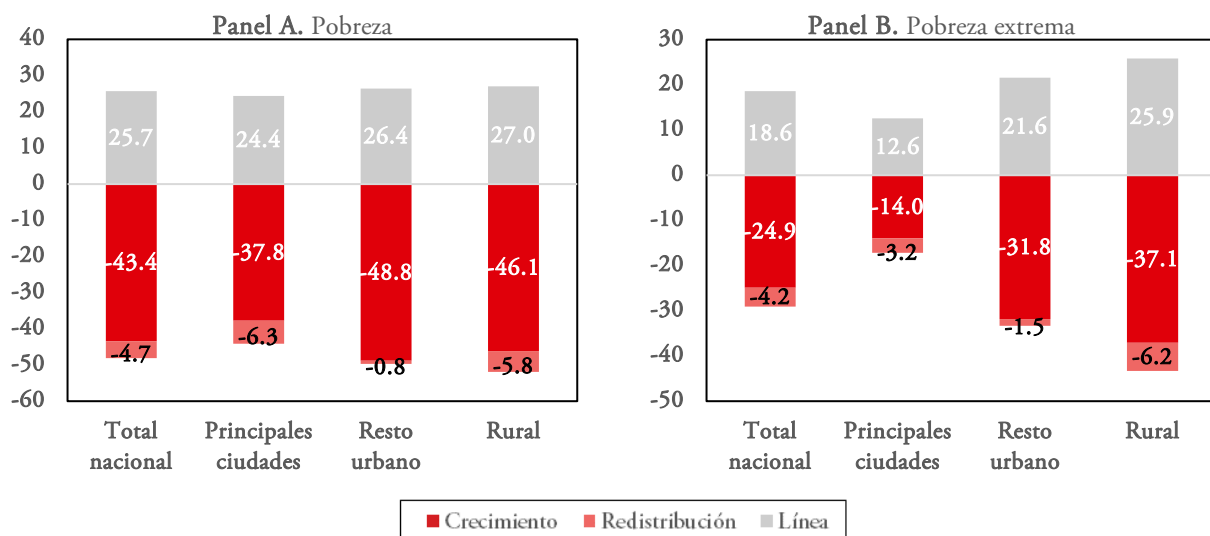
---

<sup>27</sup> En este caso, el camino optado para obtener errores estándar e intervalos de confianza es el de muestreo aleatorio con reposición (con 500 réplicas). La disponibilidad de un intervalo de confianza se utiliza para implementar tests de hipótesis simples. Aquí, se quiere testear la hipótesis de que las estimaciones son significativas, lo cual se puede concluir si sus intervalos de confianza no incluyen el cero.

la importancia que tuvieron las “mejoras” en las características de los hogares (por ejemplo, el aumento de los años de educación y la reducción del tamaño del hogar) a la hora de reducir la pobreza monetaria en Colombia.

A la par de muchas regiones del mundo y de países de América Latina, en Colombia, como se pudo apreciar en este trabajo, se redujo la pobreza de 2002 a 2018 (desde 2014, a un menor ritmo). Esta reducción provino de algunos factores macroeconómicos particulares, como ser la bonanza económica por los precios del petróleo durante los primeros años del presente siglo, el crecimiento sostenido de los ingresos de los hogares, como así también la implementación y la extensión de programas de transferencias monetarias focalizados en los hogares más pobres, las transformaciones institucionales en educación y en el mercado de trabajo, y algunas mejoras distributivas. Adicionalmente, en este período, se aprecian importantes cambios demográficos en Colombia. En particular, han sido muy importantes los cambios en la PET (Población en Edad de Trabajar), con el aumento de la participación laboral femenina y la disminución de la tasa de dependencia, como así también la consolidación de la concentración urbana de la población, la reducción del tamaño de los hogares y el continuo aumento en los niveles educativos.

**Figura 5. Descomposición KS del cambio en la incidencia de la pobreza y de la pobreza extrema por área geográfica en Colombia 2002-2018. Puntos porcentuales.**



Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE.

Tabla 5. Descomposición KS-DN del cambio en la incidencia de la pobreza por área geográfica en Colombia. Puntos porcentuales.

Período	Área	Di Nardo <i>et al.</i> (1996)	Kolenikov y Shorrocks (2005)			
			Crecimiento	Redistribución	Línea	Total
2002-2018	Total nacional	Total	-43,4**	-4,7**	25,7**	-22,4**
		Composición	-22,7**	4,9**	-3,1**	-21,0**
		Estructura	-20,6**	-9,5**	28,8**	-1,4**
	Principales ciudades	Total	-37,8**	-6,3**	24,4**	-19,7**
		Composición	-15,1**	3,0**	-2,6**	-14,7**
		Estructura	-22,7**	-9,3**	27,0**	-5,0**
	Resto urbano	Total	-48,8**	-0,8**	26,4**	-23,3**
		Composición	-23,8**	4,7**	-3,4**	-22,4**
		Estructura	-25,1**	-5,5**	29,8**	-0,8**
	Rural	Total	-46,1**	-5,8**	27,0**	-24,9**
		Composición	-28,1**	10,4**	-0,2**	-18,0**
		Estructura	-18,0**	-16,1**	27,3**	-6,8**
2005-2015	Total nacional	Total	-31,0**	-3,9**	17,8**	-17,1**
		Composición	-17,7**	4,4**	-1,1**	-14,4**
		Estructura	-13,2**	-8,3**	18,8**	-2,7**
	Principales ciudades	Total	-25,9**	-6,5**	15,5**	-16,9**
		Composición	-11,3**	2,7**	-1,9**	-10,5**
		Estructura	-14,6**	-9,2**	17,5**	-6,3**
	Resto urbano	Total	-35,2**	-1,3**	19,0**	-17,5**
		Composición	-19,9**	5,1**	-0,7**	-15,5**
		Estructura	-15,3**	-6,3**	19,7**	-2,0**
	Rural	Total	-35,4**	-0,9**	20,2**	-16,1**
		Composición	-19,6**	9,0**	-1,5**	-12,0**
		Estructura	-15,8**	-10,0**	21,7**	-4,1**

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Nota: \*\* cambio significativo al 5%.

Tabla 6. Descomposición KS-DN del cambio en la incidencia de la pobreza extrema por área geográfica en Colombia. Puntos porcentuales.

Período	Área	Di Nardo <i>et al.</i> (1996)	Kolenikov y Shorrocks (2005)			
			Crecimiento	Redistribución	Línea	Total
2002-2018	Total nacional	Total	-24,9**	-4,2**	18,6**	-10,4**
		Composición	-15,7**	0,0**	4,7**	-10,9**
		Estructura	-9,2**	-4,2**	13,9**	0,6**
	Principales ciudades	Total	-14,0**	-3,2**	12,6**	-4,6**
		Composición	-5,9**	0,9**	1,6**	-3,4**
		Estructura	-8,1**	-4,1**	11,0**	-1,2**
	Resto urbano	Total	-31,8**	-1,5**	21,6**	-11,8**
		Composición	-17,9**	2,4**	4,1**	-11,5**
		Estructura	-13,8**	-3,9**	17,5**	-0,3**
	Rural	Total	-37,1**	-6,2**	25,9**	-17,4**
		Composición	-21,8**	7,8**	1,8**	-12,2**
		Estructura	-15,3**	-14,0**	24,1**	-5,2**
2005-2015	Total nacional	Total	-14,9**	-2,2**	11,2**	-5,9**
		Composición	-9,9**	0,9**	2,6**	-6,4**
		Estructura	-5,0**	-3,1**	8,6**	0,5**
	Principales ciudades	Total	-6,9**	-2,1**	6,1**	-2,9**
		Composición	-3,0**	0,8**	0,3**	-2,0**
		Estructura	-3,9**	-2,9**	5,8**	-1,0**
	Resto urbano	Total	-18,3**	-0,8**	13,0**	-6,1**
		Composición	-11,2**	2,5**	2,4**	-6,2**
		Estructura	-7,1**	-3,4**	10,6**	0,1**
	Rural	Total	-26,5**	-1,7**	18,4**	-9,8**
		Composición	-14,9**	6,5**	0,3**	-8,1**
		Estructura	-11,7**	-8,2**	18,1**	-1,7**

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Nota: \*\* cambio significativo al 5%.

## VI. CONCLUSIONES

En las últimas dos décadas, la pobreza monetaria en Colombia se ha reducido de manera significativa, tomando cualquier indicador estándar de medición de la pobreza. Sin embargo, esa tendencia ha tenido fuertes heterogeneidades entre áreas geográficas, tanto por los niveles de reducción como por los componentes asociados. Las diferencias en los niveles de vida y de bienestar (al tomar como variable *proxy* el ingreso per cápita de la unidad de gasto) entre las áreas urbanas y rurales se han mantenido en las últimas dos décadas. Por ejemplo, se tiene que, para 2018, la incidencia de la pobreza en el área rural fue 2,23 veces la de las 13 ciudades principales y sus áreas metropolitanas, en tanto que el ingreso promedio en aquella área no superó el equivalente al 33,11% de estas ciudades.

En este contexto, el objetivo de este trabajo fue estudiar la influencia que han tenido, por un lado, el crecimiento de los ingresos, los cambios distributivos y la variación de los precios locales y, por otro lado, las características económicas y sociodemográficas de los hogares sobre la evolución de la pobreza monetaria en Colombia durante el período 2002-2018, considerando la heterogeneidad a lo largo del país. Para tal fin, se

aplicó la descomposición de Kolenikov y Shorrocks (2005) y una descomposición que combina esta metodología con la estrategia de reponderación planteada en DiNardo *et al.* (1996).

Como principales resultados, por un lado, se encontró que los efectos crecimiento y redistribución tendieron a reducir la pobreza, en tanto que el efecto línea tendió a incrementarla, patrón que se mantuvo a lo largo de las diferentes áreas geográficas; en todos los casos, el efecto crecimiento fue superior al efecto redistribución. Por otro lado, se obtuvo que el efecto crecimiento se explicó, principalmente, por el cambio en las características sociodemográficas de los hogares (efecto composición) y el efecto redistribución por el cambio en los parámetros (efecto estructura), en tanto que el cambio total en la pobreza se debió, fundamentalmente, al efecto composición.

Además, si bien estudiar los efectos de la migración venezolana sobre los niveles de pobreza monetaria en Colombia excedió los objetivos de este trabajo, sería relevante analizar el impacto sobre la pobreza de la caída en el salario real provocada por el incremento en la oferta laboral producto del flujo migratorio venezolano a partir del segundo semestre de 2016. Para esto, en primer lugar, es necesario contar con alguna variable indicativa de si el individuo es migrante venezolano y, luego, realizar alguna descomposición desagregada (por ejemplo, RIF), en donde se pueda analizar la importancia de este efecto en particular sobre la pobreza monetaria en Colombia. También, para futuras investigaciones, se podría estudiar la contribución, sobre el cambio en la pobreza monetaria, de cada covariable al efecto composición y al efecto estructura, para cada uno de los componentes de la descomposición KS, explorando cómo obtener las RIF correspondientes a cada uno de estos contrafactuales.

Los resultados examinados advierten cierta heterogeneidad entre las diferentes áreas geográficas, lo cual, en línea con la literatura relacionada, permite afirmar que no existen recetas únicas en materia de políticas públicas para desencadenar procesos sustentables en materia de reducción de la pobreza monetaria. Sin embargo, las acciones que alienten el crecimiento del ingreso combinadas con políticas activas que cautelen su mejor distribución y atiendan, preferentemente, a los más pobres generarán sinergias positivas en la reducción de la pobreza monetaria en Colombia.

## REFERENCIAS

- Ariza, J. F. y Retajac, A. (2020). Descomposición y determinantes de la pobreza monetaria urbana en Colombia. Un estudio a nivel de ciudades. *Estudios Gerenciales*, 36(155), 167-176.
- Atuesta, B., Azevedo, P., Castaneda, A. y Sanfelice, V. (2012). SKDECOMP: Stata Module to Estimate Shapley Value of Growth, Price and Distribution Components on Changes in Poverty Indicators. *Statistical Software Components*, S457564. Boston College Department of Economics.
- Azevedo, J., Inchauste, G., Olivieri, S., Saavedra, J. y Winkler, H. (2013). Is Labor Income Responsible for Poverty Reduction? A Decomposition Approach (Policy Research Working Paper, 6414). Banco Mundial.
- Banco Mundial (2011). On the Edge of Uncertainty: Poverty Reduction in Latin America and the Caribbean During the Great Recession and Beyond. *LAC Poverty and Labor Brief*, 66146.

<https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/26686/661460WP0P12460UBLIC00plb0fall02011.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

- Banco Mundial (2020). La pobreza y la prosperidad compartida 2020. Un cambio de suerte. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/34496/211602ovSP.pdf>
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G. y Lustig, N. (2005). The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America. World Bank and Oxford University Press. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/14844/30596.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Bracco, J., Gasparini, L. y Tornarolli, L. (2019). Explorando los cambios de la pobreza en Argentina: 2003-2015 (*Documento de Trabajo*, 245). Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- Cruces, G. y Gasparini, L. (2013). Políticas sociales para la reducción de la desigualdad y la pobreza en América Latina y el Caribe. Diagnóstico, propuesta y proyecciones con base en la experiencia reciente (*Documento de Trabajo*, 142). Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- Datt, G. y Ravallion, M. (1992). Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980's. *Journal of Development Economics*, 38(2), 275-295. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90001-P](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90001-P)
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2019). Pobreza monetaria y multidimensional en Colombia 2018. Boletín técnico.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP) (2018). Pobreza monetaria y pobreza multidimensional. Análisis 2010-2017. Dirección de Desarrollo Social, Bogotá.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044. <https://www.jstor.org/stable/2171954>
- Domínguez Moreno, J. A. (2011). Informalidad laboral y pobreza urbana en Colombia. Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconómica (CIDSE), Facultad de Ciencias Sociales y Económicas, Universidad del Valle.
- Firpo, S. P., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>
- Firpo, S. P., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, 6(28), 1-40.
- Fortin, N. M., Lemieux, T. y Firpo, S. P. (2011). Decomposition Methods in Economics. In O. Ashenfelter and D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics* (pp. 1-102). Elsevier B.V. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
- Foster, J., Greer, J. y Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52(3), 761-766. <https://doi.org/10.2307/1913475>
- Gasparini, L., Cicowiez, M. y Sosa Escudero, W. (2013). *Pobreza y desigualdad en América Latina: Conceptos, herramientas y aplicaciones* (1ra. ed.). Temas Grupo Editorial.

- Kakwani, N. (1990). Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire (Working Paper, 63). Living Standards Measurement Study, Banco Mundial.
- Kakwani, N. (1997). On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Applications to Thailand. *Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 67-79.
- Kakwani, N. y Subbarao, N. (1990). Rural Poverty and Its Alleviation in India. *Economic & Political Weekly*, 25(13), A2-A16. <https://www.jstor.org/stable/4396096>
- Kolenikov, S. y Shorrocks, A. F. (2005). A Decomposition Analysis of Regional Poverty in Russia. *Review of Development Economics*, 9(1), 25-46. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2005.00262.x>
- Medina, F. y Galván, M. (2014). Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso. Fundamentos teóricos y evidencia empírica para América Latina, 1997-2007. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Serie Estudios Estadísticos*, 82, 1-89. [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/36652/S2013684\\_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/36652/S2013684_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y)
- Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (MESEP) (2012). Pobreza monetaria en Colombia: Nueva metodología y cifras 2002-2010. Departamento Nacional de Planeación (DNP), Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), Bogotá.
- Núñez M., J. y Ramírez J., J. C. (2002). Determinantes de la pobreza en Colombia. Años recientes. Comisión Económica para América Latina y el Caribe -CEPAL-, *Serie Estudios y Perspectivas*, 1, 1-53. [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4789/1/S029701\\_es.pdf](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4789/1/S029701_es.pdf)
- Obando Rozo, N. y Andrián, L. G. (2016). Measuring Changes in Poverty in Colombia: The 2000s (Technical Note, IDB-TN-1074). Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Peñaloza Pacheco, L. (2018). El impacto del éxodo migratorio de venezolanos sobre los salarios reales en Colombia. Presentación en la LIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP).
- Sánchez Torres, R. M. (2015). Descomposiciones de los cambios en la pobreza en Colombia 2002-2012. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 75, 349-398. <https://doi.org/10.13043/dys.75.9>
- Shorrocks, A. F. (1999). Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value. *The Journal of Economic Inequality*, 11, 99-126. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9214-z>
- Son, H. H. (2003). A New Poverty Descomposition. *The Journal of Economic Inequality*, 1, 181-187. <https://doi.org/10.1023/A:1026122624752>



## APÉNDICES

### A. DESCOMPOSICIÓN RIF

La metodología de reponderaciones permite computar el efecto agregado de cada uno de los componentes (composición y estructura). Sin embargo, también es interesante cuantificar el efecto aislado de las características en cada uno de estos componentes. Es así que la extensión natural de la metodología de DiNardo *et al.* (1996) es la propuesta por Fortin *et al.* (2011), basada en regresiones RIF. Esta metodología fue originalmente diseñada para computar el efecto parcial de un regresor sobre cualquier característica distributiva de  $Y$ , medida por el indicador  $v(F)$ . La RIF es una transformación  $\varphi_v(Y, F)$  definida para cada indicador  $v(F)$  que satisfaga la propiedad de que  $E[\varphi_v(Y, F)] = v(F)$ . Luego, usando la ley de esperanzas iteradas, se tiene que  $E\{E[\varphi_v(Y, F)|X]\} = v(F)$ . Al suponer que la relación entre el valor esperado de la RIF y los regresores es lineal, se la puede escribir de la siguiente manera:

$$E[\varphi_v(Y, F)|X] = X'\gamma_v \quad (A.1)$$

y, por lo tanto, puede ser estimada mediante los métodos estándar de regresión. Entonces, suponiendo que la esperanza condicional de  $\varphi_v(Y, F)$  puede modelarse como una función lineal de las covariables, Fortin *et al.* (2011) muestran que es posible estimar los  $v(F)$  de  $\Delta_X^v$  (efecto composición) y  $\Delta_S^v$  (efecto estructura):

$$\Delta_X^v = [E(X|t=2) - E(X|t=1)]'\gamma_v^1 + R_v \quad (A.2)$$

$$\Delta_S^v = E(X|t=2)'\gamma_v^2 - \gamma_v^c \quad (A.3)$$

$$\Delta_o^v = \Delta_X^v + \Delta_S^v \quad (A.4)$$

donde  $R_v = E(X|t=2)'\gamma_v^2 - Y_v^c$  representa el error de aproximación por el hecho de estar estimando de manera lineal el valor esperado de la RIF condicional en  $X$ . Esta representación tiene la ventaja de que permite cuantificar el aporte individual del cambio en cada característica observable dentro del vector  $X$ , debido a que es tan solo una combinación lineal de parámetros ( $\gamma_v$ ) y características ( $X$ ). Además, como fue mencionado previamente, es posible estimar los parámetros por medio de los métodos usuales: para  $\gamma_v^t$ , con  $t = 1, 2$ , se utiliza mínimos cuadrados ordinarios, en tanto que  $\gamma_v^c$  se obtiene también por el mismo método, pero reponderando por  $\Phi(X)$ .

Siendo así, la metodología de descomposición RIF permite estimar la contribución de las características de los hogares y sus retornos en el cambio en la pobreza monetaria. El procedimiento de reponderación es análogo al comentado en la Sección 4.2 y, además, se utilizan las mismas variables explicativas. En la Tabla A1, se presentan los resultados de la descomposición RIF del cambio en la incidencia de la pobreza y de la pobreza extrema por área geográfica para el período 2002-2018. En todos los casos, tanto el efecto composición como el efecto estructura son negativos y estadísticamente significativos. Excepto en el área rural, el efecto composición explica, en su mayoría, la reducción de la pobreza y de la pobreza extrema en Colombia entre 2002 y 2018. Lo anterior significa que la disminución del número de miembros en el hogar, las mejoras

**Tabla A1. Descomposición RIF agregada del cambio en la incidencia de la pobreza y de la pobreza extrema por área geográfica en Colombia 2002-2018.**

Área	Pobreza (FGT0)			Pobreza extrema (FGT0)		
	Composición	Estructura	Total	Composición	Estructura	Total
Total nacional	-0,123*** (0,001)	-0,103*** (0,001)	-0,226*** (0,001)	-0,055*** (0,001)	-0,053*** (0,001)	-0,108*** (0,001)
Principales ciudades	-0,111*** (0,001)	-0,089*** (0,001)	-0,200*** (0,001)	-0,028*** (0,000)	-0,021*** (0,001)	-0,048*** (0,000)
Resto urbano	-0,184*** (0,001)	-0,050*** (0,002)	-0,234*** (0,002)	-0,069*** (0,001)	-0,053*** (0,002)	-0,122*** (0,002)
Rural	-0,079*** (0,003)	-0,175*** (0,003)	-0,254*** (0,003)	-0,062*** (0,002)	-0,119*** (0,003)	-0,182*** (0,003)

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) Desvíos estándar robustos entre paréntesis. (ii) Significatividad estadística \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

en el nivel educativo de los hogares, el aumento de la tasa de participación laboral femenina en el hogar, la disminución de la tasa de desempleo en el hogar, el aumento de los ingresos no laborales y los cambios en la composición de los hogares acontecidos en Colombia entre 2002 y 2018 se relacionaron positivamente con la reducción de la pobreza y de la pobreza extrema. Dicho de otra forma, en 2018 respecto a 2002, los hogares tenían niveles de pobreza y de pobreza extrema más bajos porque, por ejemplo, tenían menor cantidad de miembros, más años de educación, una mayor tasa de participación laboral femenina, una menor tasa de desempleo y percibían más ingresos no laborales.

Por último, en la Tabla A2, se presentan los resultados de la descomposición desagregada para el caso de la incidencia de la pobreza para el agregado nacional, en donde es posible observar el efecto aislado de las características en cada uno de estos componentes. En primer lugar, se puede observar que, excepto el porcentaje de mujeres en el hogar en el efecto composición, todas las variables incorporadas son estadísticamente significativas. Variables como los años de educación promedio en el hogar, la tasa de desempleo en el hogar y el número de miembros en el hogar son las más relevantes a la hora de explicar el impacto del efecto composición. En el caso del efecto estructura, la variable más relevante parece ser la *dummy* que indica si el hogar tiene algún niño menor a 12 años de edad.

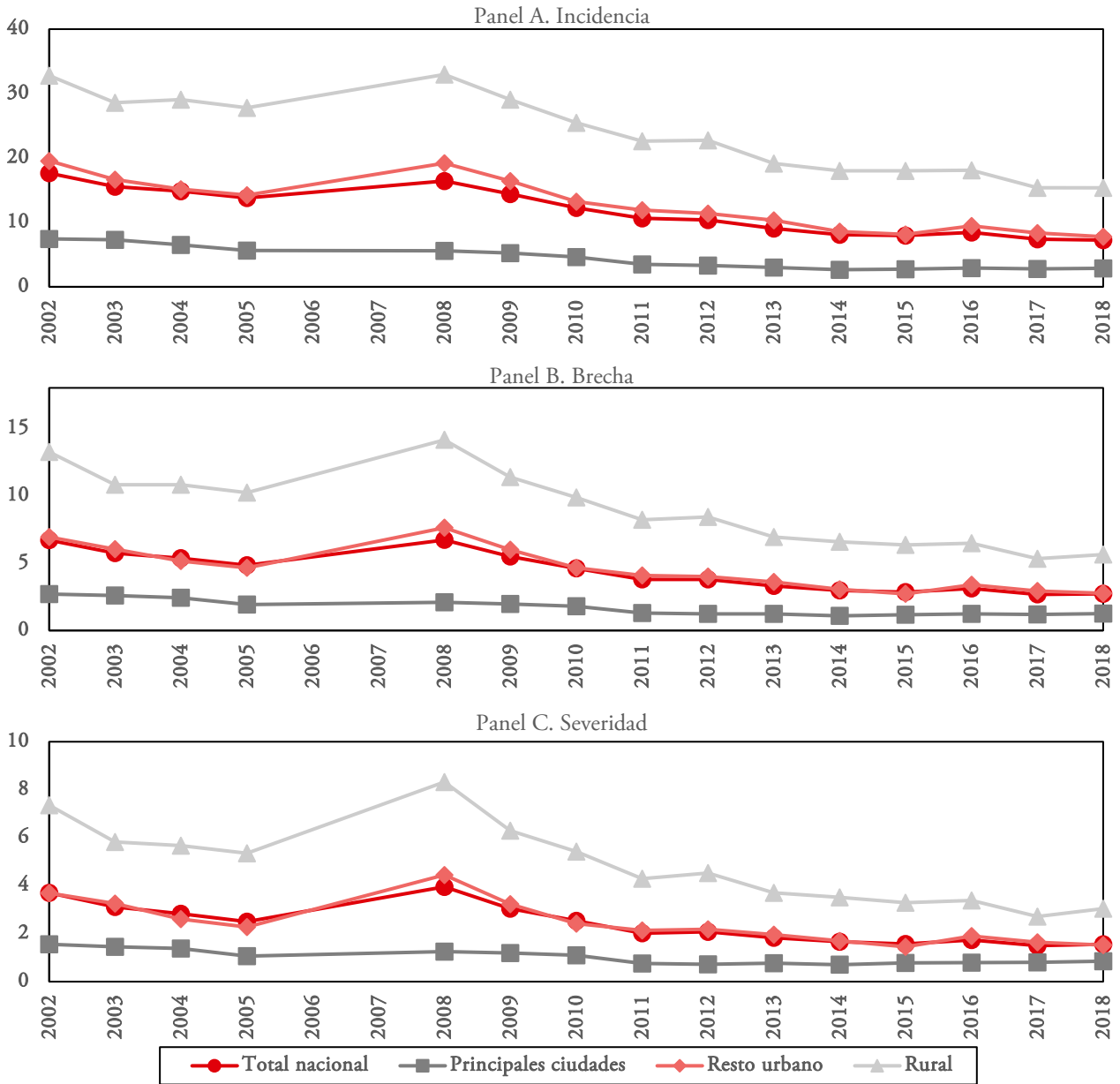
**Tabla A2. Descomposición RIF desagregada del cambio en la incidencia de la pobreza en Colombia 2002-2018.**

VARIABLES	Efecto Composición	Efecto Estructura
Miembros	-0,019*** (0,000)	0,041*** (0,002)
Mujeres	-0,000 (0,000)	0,014*** (0,002)
Niños	-0,008*** (0,000)	-0,045*** (0,003)
Educación	-0,065*** (0,000)	0,129*** (0,002)
Jefe mujer	0,008*** (0,000)	0,010*** (0,000)
Jefe edad	0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,000)
Jefe cuentapropista	0,005*** (0,000)	0,022*** (0,001)
PLF	-0,010*** (0,000)	-0,002** (0,001)
Desempleo	-0,019*** (0,000)	0,013*** (0,000)
Ingresos no laborales	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)
Ayudas	0,000*** (0,000)	0,090*** (0,003)

Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE. Notas: (i) Desvíos estándar robustos entre paréntesis. (ii) Significatividad estadística \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

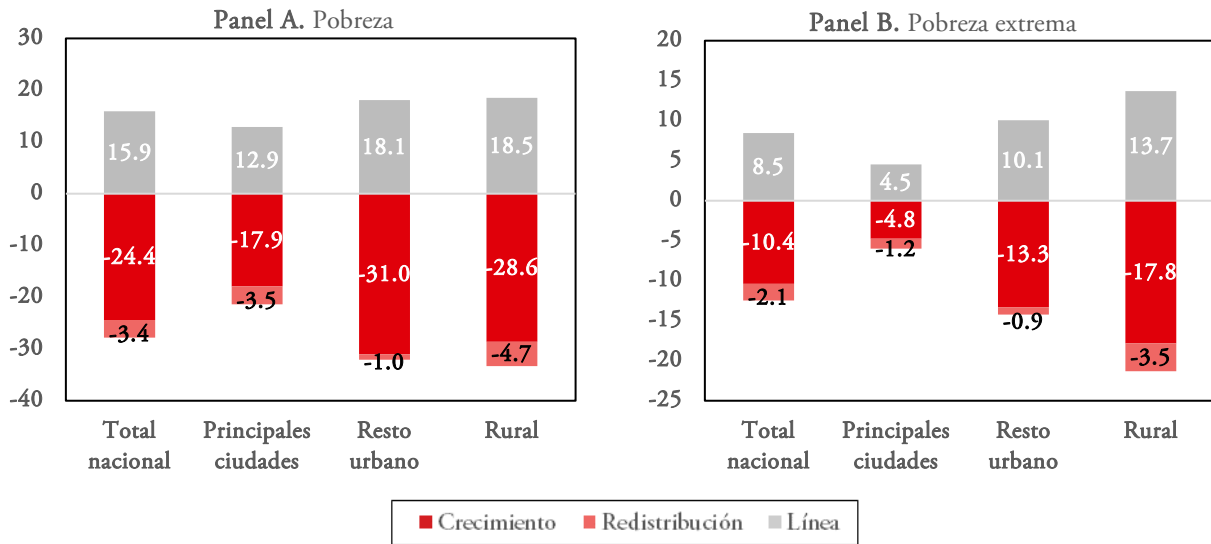
B. FIGURAS ADICIONALES

Figura B1. Indicadores de pobreza extrema FGT por área geográfica en Colombia 2002-2018.



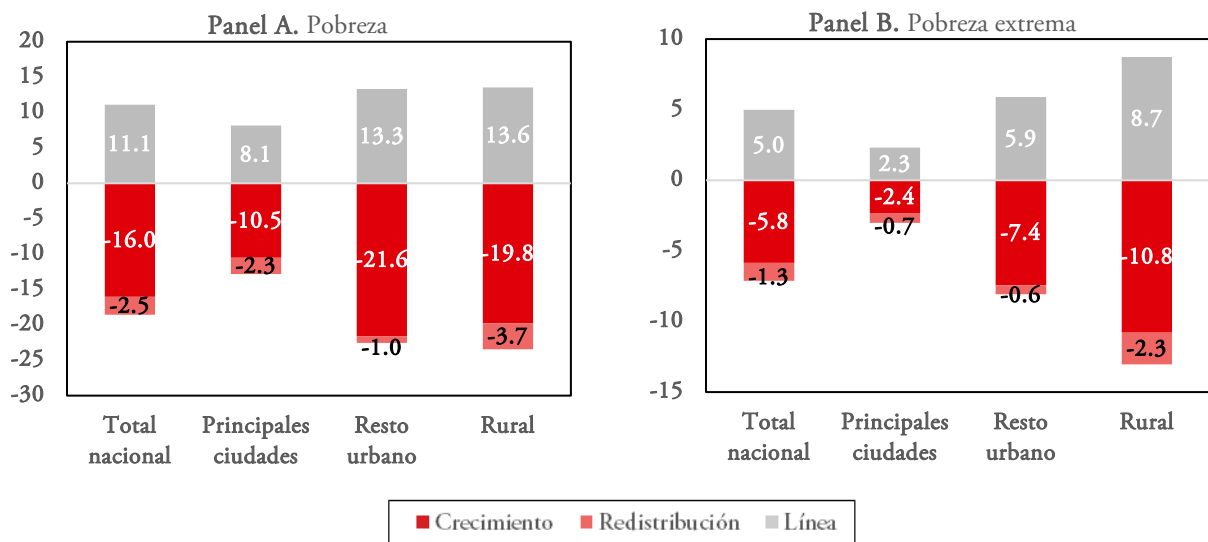
Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE.

Figura B2. Descomposición KS del cambio en la brecha de la pobreza y de la pobreza extrema por área geográfica en Colombia 2002-2018. Puntos porcentuales.



Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE.

Figura B3. Descomposición KS del cambio en la severidad de la pobreza y de la pobreza extrema por área geográfica en Colombia 2002-2018. Puntos porcentuales.



Fuente: Elaboración propia con base en MESEP-DANE

## C. TABLAS ADICIONALES

Tabla C1. Participación de cada área geográfica en la población en Colombia 2002-2018. Valores porcentuales.

Año	Principales ciudades	Resto urbano	Rural	Total nacional
2002	44,32	29,63	26,05	100,00
2005	44,69	30,26	25,04	100,00
2008	44,98	30,73	24,29	100,00
2015	45,45	31,52	23,02	100,00
2018	45,57	31,80	22,63	100,00

Fuente: Elaboración propia con base MESEP-DANE