

Análisis de los determinantes de la pobreza monetaria en Argentina en el periodo 2003-2019¹

Analysis of the determinants of monetary poverty in Argentina during the 2003-2019 period

Luján Reyes²

Resumen

A pesar de las mejoras en el bienestar evidenciadas desde inicios de la década de los 2000, la pobreza en Argentina sigue siendo elevada y la preocupación por su erradicación ocupa el centro de la agenda económica y política del país. Este artículo analiza los determinantes asociados a la evolución de la pobreza monetaria en Argentina durante los periodos 2003-2010 y 2010-2019. Para abordar este objetivo se aplica la metodología de descomposiciones RIF a los datos de la Encuesta Permanente de Hogares provistos por el INDEC. Los resultados muestran que la modificación en los retornos a los atributos de los hogares es el efecto más importante para explicar la reducción de la pobreza en el primer periodo y la suba en el segundo periodo. Además, se encuentra que las características demográficas, educativas y laborales de los miembros del hogar son los factores más relevantes para explicar la evolución de la tasa de pobreza. La evidencia presentada es novedosa y realiza un aporte a la comprensión de las causas subyacentes a los cambios en las carencias de ingresos en Argentina en el periodo reciente.

705

Palabras clave: Pobreza, descomposiciones RIF, mercado laboral, Argentina.

Abstract

Despite the improvements in welfare shown since the start of the 2000s decade, poverty in Argentina is still high and concern for its eradication is central for the country's economic and political agenda. This article analyzes the determinants associated with the evolution of monetary poverty in Argentina during the 2003-

Recibido: 26 de septiembre de 2022 ~ Aceptado: 24 de enero 2023 ~ Publicado: 13 de febrero de 2023

¹ Una versión preliminar del trabajo fue presentada en el Workshop "Análisis de los micro determinantes de la pobreza monetaria en Argentina en el periodo 2003-2019" organizado por el Instituto de Economía y Finanzas de la Universidad Nacional de Córdoba y en la LVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Se agradecen los valiosos comentarios realizados por los asistentes.

² Licenciada en Economía. Becaria doctoral del CONICET. Docente Investigadora del Departamento de Ciencias Sociales, Jurídicas y Económicas de la Universidad Nacional de Chilecito (UNdeC), Chilecito, Argentina. Correo electrónico: lreyes@undec.edu.ar  <https://orcid.org/0000-0002-3706-0002>

2010 and 2010-2019 periods. To approach this objective the RIF methodology of decomposition was applied to the data of the Permanent Poll of Households (Encuesta Permanente de Hogares) provided by INDEC. The results show that the variation of the returns to the attributes of the homes is the most important effect for explaining the reduction of poverty in the first period and its rise in the second one. Furthermore, it was found that the demographic, educational and labor characteristics of the members of a household are the most relevant factors for explaining the evolution of the poverty rate. The presented evidence is novel and helps to comprehend the underlying causes for the changes in the lack of income in Argentina during the recent period.

Keywords: Poverty, RIF decomposition, labor market, Argentina.

1. Introducción

La evolución de los niveles de pobreza en Argentina a partir de la década de los 2000 presenta dos dinámicas diferenciadas. El acelerado crecimiento económico que siguió a la crisis económica del 2001-2002, el contexto internacional favorable y la mejora generalizada en los indicadores del mercado laboral impulsaron la reducción de las privaciones monetarias en el país. Así, la tasa de pobreza se redujo en más de 25 puntos entre el año 2003 y 2010 (Zack *et al*, 2020). A inicios de la década del 2010 las mejoras en el bienestar comenzaron a estancarse y en los últimos años el panorama se tornó preocupante. Entre los años 2010 y 2018, la incidencia de la pobreza apenas se redujo en 2 puntos, mientras que a fines del 2018 la tendencia a la baja se revirtió (Zack *et al*, 2020). Esta evolución se da en un marco de desaceleración del crecimiento económico, un contexto internacional menos favorable y la aparición de desequilibrios macroeconómicos en el país.

El deterioro de la situación social se acentuó en el contexto de la pandemia por COVID-19. Según las últimas estadísticas oficiales difundidas por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) correspondientes al segundo semestre del año 2021, el 37% de la población argentina obtiene ingresos inferiores a la Canasta Básica Total (CBT), lo que equivale a 10.8 millones de personas. Así, los elevados niveles de pobreza en Argentina y las fluctuaciones recientes motivan a estudiar en profundidad esta problemática e indagar en sus determinantes. El presente estudio busca realizar un aporte en esa dirección.

Este artículo se propone analizar los determinantes asociados a la evolución de la pobreza monetaria en Argentina durante los periodos 2003-2010 y 2010-2019. En particular, se estudia el impacto de las características demográficas, educativas,

laborales, el acceso a jubilaciones y pensiones y subsidios de los miembros del hogar. Para abordar este objetivo se utiliza la metodología de descomposición econométrica que combina las estimaciones de una distribución contrafactual, usando técnicas de reponderación, y la de modelos de función de influencia recentrada (RIF) (Firpo *et al*, 2011; 2018). En primer lugar, se realiza la descomposición agregada de la brecha en la tasa de pobreza entre los años extremos de los periodos estudiados, diferenciando los aportes realizados por el cambio en la dotación de atributos de los miembros del hogar y la modificación en sus retornos. Luego, mediante la implementación de la descomposición detallada, se cuantifica la contribución individual de los factores analizados con el fin de identificar los determinantes más influyentes en la evolución de la pobreza en Argentina. La fuente de datos de este estudio es la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) provista por el INDEC.

De acuerdo con los resultados, la modificación en la estructura de pagos a las características de los hogares presenta una importancia relativa mayor para explicar la reducción de la tasa de pobreza en el periodo 2003-2010 y su aumento entre los años 2010 y 2019. El análisis detallado señala que la edad, el nivel educativo, la región de residencia y la inserción laboral del jefe del hogar son las características que más contribuyeron a la evolución de este indicador en el periodo bajo estudio. Los resultados también sugieren que el proceso de formalización laboral y el incremento de hogares perceptores de ingresos por jubilaciones y pensiones aportaron a la caída de las privaciones monetarias entre 2003-2010. En el periodo 2010-2019 las mejoras se estancaron y el cambio en los retornos a estos atributos impulsaron el aumento de la pobreza. Los hallazgos son novedosos debido a que se obtienen a partir de una metodología poco aplicada hasta el momento en los estudios de pobreza.

El artículo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se realiza una reseña de las investigaciones que analizan los cambios distributivos recientes en Argentina y América Latina. En la tercera sección se describe la fuente de información utilizada y la metodológica aplicada. Posteriormente, se expone el análisis de los resultados de las descomposiciones econométricas junto con la evaluación de robustez. Finalmente, en la última sección del documento se presentan las conclusiones del estudio.

2. Antecedentes

Existe una extensa literatura para Argentina y América Latina que indaga en los factores que impulsaron la reducción de la pobreza desde inicios de los 2000 y el estancamiento en la década del 2010.

Los trabajos de Bracco *et al* (2019) y Navarrete *et al* (2017) dan cuenta de la influencia del crecimiento económico y la desigualdad sobre la pobreza en Argentina. Estos estudios encuentran que tanto la variación del ingreso -efecto crecimiento- como el cambio en el coeficiente de Gini -efecto distribución- contribuyeron al descenso de las carencias monetarias en el país. Entre el año 2003 y 2010, el efecto crecimiento fue de mayor importancia, mientras que durante el periodo 2011-2015 ambos operaron en direcciones contrapuestas, por un lado, la desigualdad se redujo lo que implicó una caída de la pobreza y, por el otro, el ingreso real se contrajo ocasionado una suba. Este último efecto predominó en este subperiodo, provocando un aumento de las privaciones monetarias.

Estos resultados van en línea con los hallazgos de Lustig *et al* (2013) para el plano regional quienes encuentran que la caída de la desigualdad explica el 50% de la merma de la pobreza durante la década de los 2000. Particularmente en Argentina - al igual que en México y Brasil- existen dos factores subyacentes a esta dinámica: la disminución de la prima al trabajo calificado y las transferencias gubernamentales más progresivas del periodo. También se resalta una marcada heterogeneidad en la respuesta de la pobreza al crecimiento económico y las variaciones de la desigualdad, por lo que se advierte que no existe una combinación única de políticas que permita desencadenar procesos sostenidos de disminución de la pobreza.

A su vez, la literatura atribuye parte de las mejoras sociales a las tendencias positivas de los mercados laborales latinoamericanos, traccionadas principalmente por el crecimiento del PIB. Se destacan tres hechos estilizados que resumen el comportamiento de los mercados laborales durante el periodo 2003-2012: el descenso de la tasa de desempleo regional (que pasó de 11.2% en 2002 a 6.4% en 2012), el aumento en la calidad del empleo (vinculada al proceso de formalización laboral y mejora salarial)³ y la reducción de la brecha de ingresos entre los trabajadores de alta y baja calificación (Weller, 2014).

En esta línea, se destacan trabajos como los de Azevedo *et al* (2013), Beccaria *et al* (2015), Cruces *et al* (2017) y Navarrete *et al* (2021), entre otros, que centran el análisis en el vínculo entre el mercado laboral y la pobreza. Cruces *et al* (2017) estudian la relación entre el crecimiento, el cambio en las condiciones de empleo y la reducción de la pobreza en 16 países de América Latina. Los resultados indican que durante la década de los 2000 la dinámica global positiva en los mercados laborales, asociadas al crecimiento económico, traccionaron las mejoras sociales. La pobreza se redujo durante la década a pesar de la crisis económica mundial del 2008 cuyos efectos negativos se revirtieron rápidamente. Para el caso específico de

³ La mayor calidad de los puestos de trabajo también es resultado de la mejor composición sectorial del empleo y el mayor nivel educativo de los trabajadores, entre otros (Weller, 2014).

Argentina, resaltan que la recuperación de la actividad económica luego de la crisis del 2001-2002 y la mejora generalizada de los indicadores laborales permitieron reducir sustancialmente la tasa de pobreza.

De la misma manera, Navarrete *et al* (2021) estudiando el periodo 1996-2018 en Argentina, encuentran que la tasa de pobreza tiende a disminuir ante el crecimiento del ingreso laboral de la ocupación principal, la disminución de la tasa de desempleo, la mayor participación de trabajadores con altos niveles educativos y la reducción de la desigualdad. Adicionalmente, al explorar la existencia de efectos no lineales, presentan evidencia que sugiere que la informalidad, el ingreso laboral y la tasa de desempleo tienen un efecto no lineal sobre la pobreza que depende del grado de desigualdad. Así, en las provincias con mayor índice de Gini se profundizan los efectos diferenciales de estos indicadores.

Azevedo *et al* (2013), por su parte, para una muestra de 16 países, mayoritariamente latinoamericanos⁴ encuentran que durante el periodo 2000-2010, el crecimiento de los ingresos laborales es el factor más importante detrás de la reducción de la pobreza. La tendencia decreciente de las tasas de dependencia, impulsadas por los cambios demográficos, también contribuyen a la baja de las privaciones, aunque con una importancia relativa menor. Adicionalmente, muestran que las transferencias juegan un rol importante para explicar los cambios en la indigencia en los países latinoamericanos.

El estudio de Beccaria *et al* (2015) indaga en los determinantes de la dinámica de la pobreza y la indigencia durante 2003-2012 para Argentina, Brasil, Ecuador, Costa Rica y Perú. A pesar del contexto macroeconómico favorable, encuentran altos niveles de rotación y movilidad de ingresos entre los años 2003 y 2012 que se vinculan a los altos niveles de informalidad laboral y las deficiencias de los sistemas de protección social de las economías de la región. La informalidad actúa como un obstáculo mayor para las salidas de la pobreza, en tanto que los programas de transferencias monetarias parecen tener un mayor efecto relativo en los flujos de salida de la indigencia. Particularmente para Argentina, los ingresos no laborales provenientes de las jubilaciones y pensiones tienen un papel relevante en las transiciones hacia fuera de la indigencia.

Respecto a la evolución de la desigualdad, la literatura advierte que la reducción de la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados fue el principal impulsor de la disminución en los 2000, explicando alrededor de dos tercios de la caída de la desigualdad del ingreso individual de los ocupados. A su vez, el estancamiento de la brecha salarial por calificación en la década del 2010 se

⁴ Los países de la región incluidos en el análisis son Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Panamá, Paraguay, Perú, Ecuador y Honduras.

corresponde con el freno en las mejoras distributivas en la región (Gasparini y Cruces, 2021). Para el caso de Argentina, Bracco *et al* (2019) indican que la merma de la desigualdad en el periodo 2003-2007 - factor de gran relevancia para explicar el descenso de la pobreza - estuvo impulsada por el aumento del salario horario y la recomposición del empleo en el segmento de menor calificación. El incremento en los ingresos ocasionados por la implementación de políticas públicas de protección social, como los programas de transferencias y de moratoria previsional, también contribuyeron a las mejoras en la pobreza mediante su impacto en la desigualdad, aunque con un aporte relativo menor. Asimismo, los autores destacan una desaceleración de la caída de la desigualdad entre 2007 y 2011. En este caso, el efecto igualador estuvo asociado mayoritariamente al recorte de la brecha de ingresos por educación, en tanto que los ingresos por jubilaciones y las transferencias estatales actuaron en el mismo sentido. Para en el periodo 2011-2015, resaltan un estancamiento de la desigualdad - debido a los pocos avances en el salario real, el empleo, las brechas salariales y la expansión de la política social - y un leve incremento en la tasa de pobreza.

Así, el menor dinamismo y la reversión de las tendencias positivas en el crecimiento, los indicadores laborales y la desigualdad en las últimas décadas, resultan preocupantes para el objetivo de erradicar la pobreza. A pesar de los avances, la elevada informalidad, los bajos ingresos y la baja productividad siguen siendo obstáculos para la reducción de las privaciones en Argentina (Beccaria y Maurizio, 2017).

710

3. Datos y metodología

3.a. Datos

La fuente de datos de este estudio es la EPH en su modalidad continua. En particular, se emplean los microdatos correspondientes al cuarto trimestre de los años 2003, 2010 y 2019⁵.

Para la medición de la pobreza se sigue el método indirecto que define una línea de pobreza indicativa del umbral mínimo de ingresos para no experimentar privaciones (Gasparini *et al*, 2013). Se considera la estrategia sugerida por Zack *et al* (2020) para obtener estimaciones metodológicamente homogéneas, en vistas de los numerosos cambios metodológicos introducidos por el INDEC durante el periodo analizado⁶. Los autores emplean la metodología oficial actual para obtener cifras

⁵ La EPH-C es la principal encuesta de hogares de Argentina. La misma se realiza de forma trimestral por el INDEC en 31 aglomerados urbanos del país y releva información acerca de las características demográficas, laborales y de ingresos de la población.

⁶ Para más detalles véase Tornarolli (2018) y Zack *et al* (2020).

comparables a lo largo del tiempo. Por consiguiente, se utiliza la escala de requerimientos energéticos en términos de adulto equivalente de cada individuo según edad y sexo actualizada por el INDEC en 2016. Adicionalmente, se introduce una CBT específica para cada región que se obtiene a partir de la Canasta Básica Alimentaria (CBA) y la inversa del coeficiente de Engel, ambos elaborados en base a la estructura de consumo definida por la ENAGHo 2004/2005. Luego, los autores ajustan la CBT tomando como bases índices de precios al consumidor (IPC) provinciales⁷.

Adicionalmente, Zack *et al* (2020) proponen ajustar las cifras para tener en cuenta las alteraciones metodológicas en la imputación de ingresos para los casos de no respuesta. Lo anterior implica corregir las estimaciones para los años 2003 y 2010 incrementándolas un 2.2%⁸ (Zack *et al*, 2020). En este trabajo no se realiza este ajuste debido a la complejidad de su implementación en la base de microdatos, no obstante, los valores estimados no difieren significativamente de los corregidos.

Para mantener la comparabilidad de los resultados se excluyen del análisis a los aglomerados San Nicolás-Villa Constitución, Rawson-Trelew y Viedma-Carmen de Patagones, que se incorporaron a la EPH-C en el año 2006, y a los miembros secundarios del hogar⁹, dado que se asume que estos no comparten los ingresos con los integrantes primarios del hogar.

711

3.b. Metodología

Para descomponer la tasa de pobreza se emplea la metodología sugerida por Firpo *et al* (2011, 2018), la cual extiende el ejercicio de descomposición tradicional de Oaxaca-Blinder¹⁰ para la media de dos grupos hacia otros estadísticos de la distribución del ingreso. Con esta metodología es posible realizar, por un lado, una descomposición agregada identificando los efectos composición y estructura a partir del método de reponderación propuesto por DiNardo *et al* (1996) y, por otro lado, una descomposición desagregada de estos efectos por medio de la estimación de regresiones de influencia recentrada (RIF) para el estadístico distributivo de interés (Firpo *et al*, 2009). A pesar de su incipiente aplicación para el análisis de la pobreza, la literatura señala el potencial de esta metodología en esta área de estudio (Grandín, 2021).

Formalmente, sea $P_t = P[F_t(Y)]$ la tasa de pobreza en el momento t , calculada sobre la distribución del ingreso total familiar $F_t(Y)$ y X el conjunto de

⁷ Emplean el IPC de San Luis, el de CABA -desde julio de 2012- y el de Córdoba -a partir de julio del 2013.

⁸ Este ajuste corrige las diferencias en las cifras de pobreza por utilizar dos métodos de imputación distintos: hot-deck aleatorio y reponderación (Zack *et al*, 2020).

⁹ Aquellas personas que viven en el hogar, pero son inquilinos o personal doméstico.

¹⁰ Para más detalles véase Blinder (1973), Firpo *et al* (2011) y Oaxaca (1973).

características observables de los miembros del hogar que la determinan. El cambio observado en P entre el año final ($t = 1$) y el año inicial ($t = 0$) de los periodos estudiados (2003-2010 y 2010-2019) está dado por:

$$\Delta_0^P = P[F_1(Y)] - P[F_0(Y)]$$

La descomposición agregada de Δ_0^P se implementa mediante la estimación de una distribución hipotética de Y denominada distribución contrafactual, la cual indica como se distribuiría el ingreso total familiar si la distribución de características observadas en $t = 0$ fuera remunerada con la estructura de pagos prevaleciente en $t = 1$. En términos formales, la distribución contrafactual puede escribirse como:

$$F_1^C(Y) = \int F_1(Y | X = x) dF_0(X)$$

Donde $F_1(Y | X = x)$ representa la distribución de Y condicionada en X en el año 1 y $dF_0(X)$ la distribución de X en el año 0. Los autores DiNardo *et al* (1996) proponen estimar la distribución utilizando un método semi-paramétrico que consiste en ponderar la distribución de X en $t = 1$ con el factor $\Psi(X)$, para que la misma se asemeje a la observada en $t = 0$ en cada punto de la distribución¹¹. Así, $F_1^C(Y)$ queda expresada como:

$$F_1^C(Y) = \int F_1(Y | X = x) \Psi(X) dF_1(X)$$

Donde el factor de ponderación está dado por $\Psi(X) = \frac{\Pr(t=0 | X) \Pr(t=1)}{\Pr(t=1 | X) \Pr(t=0)}$ ¹² y puede obtenerse mediante la estimación de un modelo Logit o Probit¹³. Es importante mencionar que la implementación de este método requiere la existencia de un soporte común en las probabilidades condicionales de que la observación pertenezca a ambos años.

Finalmente, Δ_0^P puede escribirse como:

$$\Delta_0^P = \{P[F_1(Y)] - P[F_1^C(Y)]\} + \{P[F_1^C(Y)] - P[F_0(Y)]\}$$

$$\Delta_0^P = \Delta_X^P + \Delta_S^P$$

Donde Δ_X^P y Δ_S^P denotan los efectos composición y estructura, respectivamente. El efecto composición cuantifica la porción de la brecha en la tasa de pobreza asociada a variaciones en la distribución de características observables de los hogares entre los años extremos del periodo analizado. Mientras que, el efecto

¹¹ Aquí, un supuesto clave es que la distribución condicional de Y no cambia ante modificaciones en la distribución de características (Firpo *et al*, 2011).

¹² Donde $\Pr(t = 0 | X)$ es la probabilidad de que un individuo sea observado en el momento 0 condicional al conjunto de covariables y $\Pr(t = 1 | X)$ su complemento.

¹³ Para computar el factor de ponderación se estima un modelo Logit donde las variables independientes son *dummies* que indican: la edad del jefe del hogar, su región de residencia, su máximo nivel educativo alcanzado, si es hombre y si se encuentra ocupado. Además, se incluyen el número de niños (de 0 a 17 años), de adultos entre 24 y 44 años (excluido el jefe) y el número de adultos mayores (más de 65 años) en el hogar junto con variables que indican si el hogar es unipersonal y si la vivienda donde habitan es propia o alquilada.

estructura mide la parte del cambio que se atribuye a la diferencia en los retornos a las covariables en cada momento del tiempo.

Posteriormente, para cuantificar el aporte aislado de las covariables a estos efectos, la metodología se extiende con el uso de las regresiones RIF (*recentered influence function*) desarrolladas por Firpo *et al* (2009). Estas permiten calcular el efecto parcial de un regresor sobre la tasa de pobreza. La particularidad de esta metodología es que, en lugar de usar la variable resultado como variable dependiente, se utiliza como tal la función de influencia recentrada del estadístico $P[F(Y)]$. La RIF se define como la transformación:

$$RIF(Y, P) = P[F(Y)] + IF(Y, P)^{14}$$

Por su parte, la esperanza de la RIF está dada por:

$$\int RIF(Y, P) dF(Y) = P[F(Y)]$$

Por la ley de esperanzas iteradas se verifica que $E\{E[RIF(Y, P) | X]\} = P[F(Y)]$. Luego, bajo el supuesto de existe una relación lineal entre la esperanza condicional de la RIF y las X, la esperanza condicional de la RIF se puede modelar como:

$$E[RIF(Y, P) | X] = X\lambda_t$$

De esta manera, los parámetros λ pueden estimarse usando el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Así, los efectos composición y estructura pueden expresarse en términos de la contribución de cada regresor:

$$\Delta_x = \sum_{k=1}^K [E(X | t = 1) - E(X | t = 0)]' \lambda_0^P + R^P^{15}$$

$$\Delta_s = \sum_{k=1}^K E(X | t = 1)' (\lambda_1^P - \lambda_c^P)$$

Siguiendo a Rios-Avila (2019), los modelos de regresión estimados consideran como variables explicativas un conjunto de atributos del hogar que son relevantes para determinar su condición de pobreza. Estos son: la edad del jefe, su máximo nivel educativo, su región de residencia, si es hombre y si se encuentra ocupado. Respecto de la composición y tamaño del hogar, se incorporan controles por la cantidad de niños (de 0 a 17 años), la cantidad de adultos en edad laboral (de 25 a 64 años) excluyendo al jefe y la cantidad de adultos mayores (de 65 años o más). Además, se tiene en cuenta si el hogar es unipersonal y si la vivienda que habitan es propia o alquilada. Posteriormente, se extiende el análisis para contemplar otros

¹⁴ La función $IF(Y, P)$ es una medida de robustez a las observaciones extremas del estadístico distributivo de interés y su esperanza matemática es igual a cero: $\int IF(Y, P) dF(Y) = 0$.

¹⁵ El término $R^P = E[X | t = 1]' (\lambda_c^P - \lambda_0^P)$ es el error de aproximación que surge por asumir una relación lineal entre la esperanza condicional de la RIF y las X.

factores como el sector de empleo y la categoría ocupacional del empleo principal que caracterizan el perfil laboral del jefe. En este sentido, se adicionan variables binarias que indican la rama de actividad de la ocupación principal -cuya clasificación se obtiene siguiendo a Cruces *et al* (2017)- y si el jefe es trabajador independiente no profesional, patrón o cuentapropista profesional, asalariado registrado o asalariado no registrado. También se incorporan variables que capturan la percepción de ingresos por jubilaciones, pensiones, subsidios y ayudas sociales. La Tabla 1 presenta la definición de las variables junto con el valor de su media y desviación estándar.

Tabla 1: Descripción de las variables y resumen estadístico

Variables	Definición	Año 2003		Año 2010		Año 2019	
		Media	D.E	Media	D.E	Media	D.E
Hogar unipersonal	Variable binaria. Asume valor 1 si el individuo reside en un hogar con un solo miembro	0.0463	0.2102	0.0556	0.2292	0.0658	0.2480
Tenencia de la vivienda							
Propietario	Variable binaria. Asume valor 1 si el individuo reside en un hogar que tiene la propiedad de la vivienda o de la vivienda y el terreno	0.7399	0.4387	0.7111	0.4532	0.7204	0.4488
Arrendatario	Variable binaria. Asume valor 1 si el individuo reside en un hogar con vivienda alquila	0.1299	0.3362	0.1611	0.3676	0.1644	0.3707
Sexo del jefe	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe del hogar es varón	0.7605	0.4268	0.70795	0.4547	0.6221	0.4849
Edad del jefe del hogar							
24-44	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe tiene entre 24 y 44 años	0.4219	0.4939	0.4141	0.4926	0.3942	0.4887
45-64	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe tiene entre 45 y 64 años	0.4054	0.4910	0.4058	0.4910	0.3987	0.4896
65+	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe del hogar tiene 65 años o más	0.1514	0.3584	0.1587	0.3654	0.1900	0.3923
Composición por edades del hogar							
# Niños	Cantidad de niños y/o adolescentes (entre 0 y 17 años) en el hogar	1.6901	1.7189	1.5021	1.5562	1.2970	1.4366
# Adultos	Cantidad de adultos (entre 25 y 64 años) en el hogar a excepción del jefe	2.2775	1.9980	2.0539	1.8349	1.7904	1.7001
# Adultos mayores	Cantidad de adultos mayores (65 años o más) en el hogar	0.2492	0.5507	0.2470	0.5578	0.3010	0.6098
Nivel educativo del jefe del hogar							
Primaria incompleta	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe no finalizó la educación primaria	0.1348	0.3415	0.1037	0.3049	0.0758	0.2648
Primaria completa	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe finalizó la educación primaria	0.3185	0.4659	0.2805	0.4493	0.2078	0.4057
Secundaria incompleta	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe no finalizó la educación secundaria	0.1677	0.3736	0.1574	0.3642	0.1760	0.3808
Secundaria completa	Categoría omitida						
Superior incompleta	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe no finalizó la educación superior	0.0838	0.2771	0.0984	0.2979	0.1032	0.3042
Superior completa	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe finalizó la educación superior	0.1223	0.3276	0.1460	0.3531	0.1938	0.3952
Jefe ocupado	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está ocupado	0.7524	0.4316	0.7326	0.4426	0.6940	0.4609
Categoría ocupacional							
Independiente no profesional	Variable binaria. Asume valor 1 si en la ocupación principal el jefe trabaja por cuenta propia y no es profesional	0.1599	0.3666	0.1333	0.3399	0.1388	0.3458

Patrón o cuentapropista profesional	Variable binaria. Asume valor 1 si en la ocupación principal el jefe es patrón o trabajador por cuenta propia profesional	0.0583	0.2343	0.0647	0.2459	0.0613	0.2399
Categoría ocupacional							
Asalariado registrado	Variable binaria. Asume valor 1 si en la ocupación principal el jefe es obrero o empleado con descuento jubilatorio	0.3203	0.4666	0.3850	0.4866	0.3696	0.4827
Asalariado no registrado	Variable binaria. Asume valor 1 si en la ocupación principal el jefe es obrero o empleado sin descuento jubilatorio	0.2111	0.4081	0.1270	0.3330	0.1217	0.3269
Rama de actividad							
Actividades primarias	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en una actividad primaria	0.0171	0.1296	0.0171	0.1295	0.0093	0.0961
Industria de baja calificación	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en una industria de baja calificación	0.0564	0.2306	0.0568	0.2315	0.0512	0.2203
Industria de alta calificación	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en una industria de alta calificación	0.0598	0.2371	0.0672	0.2504	0.0431	0.2032
Construcción	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en la construcción	0.0816	0.2738	0.0852	0.2792	0.0787	0.2692
Comercio	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en el comercio	0.1621	0.3686	0.1636	0.3699	0.1369	0.3437
Servicios públicos	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en el sector de servicios públicos	0.0788	0.2695	0.0754	0.2641	0.0593	0.2363
Servicios calificados	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en el sector de servicios calificados	0.0669	0.2498	0.0623	0.2417	0.0639	0.2446
Administración pública	Categoría omitida						
Educación y salud	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en el sector de educación o salud	0.1193	0.3241	0.0993	0.2991	0.1259	0.3317
Trabajos domésticos	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe está empleado en trabajos domésticos	0.0290	0.1679	0.0365	0.1875	0.0451	0.2075
Subsidios	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe es beneficiario de subsidios o ayudas sociales	0.0258	0.1585	0.0531	0.2242	0.0846	0.2782
Jubilaciones	Variable binaria. Asume valor 1 si al menos un miembro del hogar recibe ingresos por jubilación o pensión	0.2175	0.4125	0.2973	0.4571	0.3414	0.4742
Región							
GBA	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe reside en el Gran Buenos Aires	0.4113	0.4920	0.4105	0.4919	0.4393	0.4963
CABA	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe reside en la Ciudad de Buenos Aires	0.1278	0.3339	0.1213	0.3265	0.1069	0.3090
NOA	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe reside en el NOA	0.0948	0.2929	0.0986	0.2982	0.0968	0.2957
NEA	Categoría omitida						
Cuyo	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe reside en Cuyo	0.0633	0.2435	0.0643	0.2453	0.0637	0.2442
Pampeana	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe reside en la región Pampeana	0.2282	0.4197	0.2271	0.4189	0.2137	0.4099
Patagonia	Variable binaria. Asume valor 1 si el jefe reside en la Patagonia	0.0243	0.1541	0.0255	0.1575	0.0293	0.1687

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC.
Corresponde al cuarto trimestre de la EPH-C para 2003, 2010 y 2019.

4. Resultados

4.a. Descomposición agregada

Los resultados de la descomposición agregada muestran que entre 2003 y 2019 la caída de la tasa de pobreza en Argentina se ubica en torno a los 20 puntos. Este descenso se explica por la reducción observada en el periodo 2003-2010 (26.6 p.), la que se compensa parcialmente con un aumento entre 2010 y 2019 (6.5 p.). Tanto el efecto composición como el efecto estructura son estadísticamente significativos para dar cuenta de dicha evolución y los resultados revelan patrones diferenciados en cuanto a la importancia de estos efectos en los periodos estudiados (Tabla 2).

Tabla 2: Descomposición agregada de la tasa de pobreza. Argentina, 2003-2019

	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio Observado	-0.266*** (0.00460)	0.0652*** (0.00525)	-0.201*** (0.00525)
Efecto Composición	-0.0340*** (0.000854)	-0.0514*** (0.00145)	-0.0966*** (0.00252)
Efecto Estructura	-0.232*** (0.00481)	0.117*** (0.00540)	-0.104*** (0.00583)

Fuente: Estimaciones en base a INDEC.

Corresponde al cuarto trimestre de la EPH-C para 2003, 2010 y 2019.

Notas: * \$p < 0.05\$, ** \$p < 0.01\$, *** \$p < 0.001\$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

En el primero (2003-2010) el cambio en los retornos explica el 87% de la reducción de la pobreza. De manera que, suponiendo constante la composición de características de los hogares, la mejora en los pagos a dichos atributos ocasiona una reducción de la pobreza de alrededor de 23 puntos. El 13% (3.4 p.) restante está vinculado a una mejora en la dotación de características de los hogares.

En el segundo (2010-2019), en cambio, la suba se debe exclusivamente a una variación desfavorable en los retornos que provoca un incremento de 11.7 puntos en la tasa de pobreza. Este aumento es contrarrestado por el efecto composición, cuya mejora amortigua el incremento que tendría lugar si las características permanecen inalteradas y solamente opera el efecto estructura. Particularmente, este efecto reduce la pobreza en 5.1 puntos entre 2010 y 2019.

4.b. Regresiones RIF

Antes de analizar los resultados de la descomposición detallada, se presentan las estimaciones de las regresiones RIF para la tasa de pobreza siguiendo el modelo propuesto por Rios-Avila (2019). Las variables incluidas en el análisis captan

diversas características del hogar que se consideran relevantes para determinar su condición de privación monetaria y que son típicamente usadas en la literatura que indaga en los determinantes de la pobreza. Los coeficientes de las regresiones¹⁶ para 2003, 2010 y 2019, junto con los errores estándares robustos, se informan en la Tabla 3.

Se encuentra una relación negativa y creciente entre la edad del jefe del hogar y la tasa de pobreza. El efecto reductor de las carencias de ingresos conforme aumenta la edad del jefe se intensifica cuando este supera los 64 años. El tamaño y la composición del hogar también influyen en las privaciones monetarias debido a su importancia en la dinámica del ingreso familiar. En general, un incremento en el número de niños y adultos en edad laboral (entre 25 y 64 años) está vinculado con un aumento de la tasa de pobreza. Para los adultos mayores, en cambio, se observa el efecto opuesto.

Tabla 3: Regresiones RIF. Argentina, 2003, 2010 y 2019.

Años	2003	2010	2019
Valor estimado de la tasa de pobreza	.5862	.3199	.3851
Hogar unipersonal	-0.153*** (0.00957)	0.0474*** (0.00782)	0.0456*** (0.00799)
Tenencia de la vivienda			
Propietario	-0.0916*** (0.00580)	-0.117*** (0.00525)	0.0649*** (0.00601)
Arrendatario	-0.127*** (0.00750)	-0.129*** (0.00641)	-0.102*** (0.00730)
Jefe hombre	-0.0083 (0.00463)	0.0135*** (0.00395)	-0.0038 (0.00397)
Edad del jefe del hogar			
24-44	-0.0478*** (0.0136)	-0.143*** (0.0120)	0.0575*** (0.0148)
45-64	-0.0789*** (0.0136)	-0.188*** (0.0120)	-0.118*** (0.0148)
65+	-0.194*** (0.0161)	-0.266*** (0.0141)	-0.231*** (0.0168)
Composición por edades del hogar			
# Niños (0-17 años)	0.0481*** (0.00275)	0.0546*** (0.00259)	0.0353*** (0.00298)
# Adultos (25-64 años)	0.0377*** (0.00233)	0.0501*** (0.00218)	0.0763*** (0.00250)
# Adultos mayores (65 años o más)	-0.0064	-	-

¹⁶ Los coeficientes indican como un cambio marginal en la distribución de los regresores afecta al estadístico de interés (Firpo *et al*, 2011). En este caso, proveen una aproximación de los efectos directos -de equilibrio parcial- del cambio de una variable *X* sobre la tasa de pobreza.

		0.0636***	0.0650***
	(0.00567)	(0.00509)	(0.00543)
Nivel educativo del jefe del hogar			
Primaria incompleta	0.259***	0.156***	0.190***
	(0.00711)	(0.00661)	(0.00799)
Primaria completa	0.197***	0.117***	0.145***
	(0.00571)	(0.00496)	(0.00570)
Secundaria incompleta	0.153***	0.0618***	0.136***
	(0.00646)	(0.00562)	(0.00584)
Superior incompleta	-0.113***	0.0904***	-0.117***
	(0.00798)	(0.00653)	(0.00696)
Superior completa	-0.211***	-0.136***	-0.185***
	(0.00712)	(0.00578)	(0.00579)
Jefe ocupado	-0.130***	-0.160***	-0.173***
	(0.00538)	(0.00487)	(0.00501)
Región			
GBA	-0.0471***	-0.114***	0.0199*
	(0.00890)	(0.00778)	(0.00873)
CABA	-0.164***	-0.123***	0.0551***
	(0.0101)	(0.00896)	(0.0102)
NOA	-0.0236*	0.0765***	-0.0211*
	(0.0104)	(0.00904)	(0.0102)
Cuyo	0.0078	-0.0084	-0.0183
	(0.0112)	(0.00986)	(0.0111)
Pampeana	-0.0284**	0.0734***	-0.0115
	(0.00929)	(0.00814)	(0.00920)
Patagonia	-0.104***	-0.188***	-0.103***
	(0.0147)	(0.0128)	(0.0136)
Constante	0.661***	0.623***	0.510***
	(0.0173)	(0.0152)	(0.0177)
Observaciones	46693	54592	45087
R ²	0.325	0.299	0.350

Fuente: Estimaciones en base a INDEC.

Corresponde al cuarto trimestre de la EPH-C para 2003, 2010 y 2019.

Notas: * \$p < 0.05\$, ** \$p < 0.01\$, *** \$p < 0.001\$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Los coeficientes asociados a las variables de nivel educativo indican que cambios en la educación del jefe tienen efectos significativos sobre las carencias de ingresos. El incremento en la proporción de jefes que poseen un nivel educativo inferior a la secundaria completa provoca un aumento de la tasa de pobreza que se profundiza para los niveles de instrucción más bajos. Mientras que el efecto reductor de la pobreza sucede para logros educativo más elevados. Así, una mayor proporción de jefes con educación universitaria -ya sea completa o incompleta-

contribuye a reducir la pobreza. Además, la magnitud de este efecto es mayor cuando el jefe culmina su formación superior respecto de si no lo hace. Los resultados también sugieren una caída de los retornos a la educación a lo largo de los años, lo que coincide con el achicamiento de la brecha de ingresos entre calificados y no calificados documentado en investigaciones previas.

Por otra parte, las estimaciones señalan que la condición de ocupado del jefe influye de manera significativa en las carencias de ingresos. Un aumento de los jefes ocupados impulsa la reducción de la pobreza, lo que coincide con los resultados típicos de la literatura empírica. A su vez, un incremento en los hogares unipersonales y los que habitan en una vivienda propia o alquilada están asociados a una caída de la tasa de pobreza. El género del jefe tiene un impacto significativo solamente en la estimación correspondiente al año 2010. Aquí, se observa que un incremento en la cantidad de jefes de hogar hombres está asociado con una disminución de las privaciones monetarias respecto de las jefas de hogar. Por último, el comportamiento de los coeficientes de las variables regionales indica que en la Patagonia y CABA los niveles de pobreza son menores que en el resto de las regiones de Argentina.

4.c. Descomposición detallada

En este apartado se presenta la descomposición detallada de los efectos composición y estructura. Estos resultados exploran los determinantes de la pobreza en Argentina, brindando detalles sobre las fluctuaciones observadas a lo largo del periodo. En particular, cuantifican el efecto de un cambio marginal en una variable desde su nivel en el año inicial al nivel del año final sobre la tasa de pobreza, manteniendo constante la distribución del resto. En este sentido, es importante remarcar que el enfoque de equilibrio parcial, típico de los ejercicios de descomposición econométrica, limita el alcance del estudio dado que impide arribar a una interpretación causal de las relaciones estudiadas. A pesar de ello, es posible identificar los determinantes cuantitativamente más importantes para explicar los cambios en el estadístico distributivo estudiado (Firpo *et al*, 2018).

Siguiendo la recomendación de Firpo *et al* (2018), para facilitar la exposición y el análisis, se obtiene el aporte de cada determinante a partir de la suma de la contribución de los regresores relevantes. Así, por ejemplo, la participación de la educación en el efecto estructura es la suma de la contribución de las categorías de nivel educativo.

La porción de los efectos composición y estructura que no es totalmente explicada por el modelo la captan los errores de especificación y reponderación, respectivamente. Como se muestra en la Tabla 4, estos no resultan estadísticamente

significativos en las descomposiciones que siguen el modelo propuesto por Rios-Avila (2019), indicando así que el modelo de la regresión RIF ofrece estimaciones precisas de los efectos composición y estructura y que el proceso de reponderación es adecuado (Firpo *et al*, 2018).

Tabla 4: Errores de especificación y reponderación de la descomposición de la tasa de pobreza, Argentina, 2003, 2010 y 2019.

	Modelo Resumido			Modelo Ampliado		
	2003-2010	2010-2019	2003-2019	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio Total	-0.266*** (0.00460)	0.0652*** (0.00525)	- 0.201*** (0.00525)	-0.267*** (0.00462)	0.0725*** (0.00529)	- 0.195*** (0.00530)
Efecto composición total	- 0.0339*** (0.000854)	- 0.0514*** (0.00145)	- 0.097*** (0.00252)	- 0.0466*** (0.00157)	- 0.0350*** (0.00166)	- 0.091*** (0.00332)
Efecto composición puro	- 0.0341*** (0.000891)	- 0.0503*** (0.00150)	- 0.095*** (0.00275)	- 0.0451*** (0.00158)	- 0.0338*** (0.00172)	- 0.087*** (0.00347)
Error de especificación	0.000196 (0.000245)	-0.00111 (0.000557)	-0.00200 (0.00108)	- 0.00146** (0.000490)	-0.00118* (0.000544)	- 0.00360* (0.00144)
Efecto estructura total	-0.232*** (0.00481)	0.117*** (0.00540)	- 0.104*** (0.00583)	-0.220*** (0.00499)	0.107*** (0.00550)	- 0.104*** (0.00633)
Efecto estructura puro	-0.233*** (0.00401)	0.118*** (0.00447)	- 0.105*** (0.00456)	-0.210*** (0.00411)	0.110*** (0.00450)	- 0.098*** (0.00494)
Error de reponderación	0.000689 (0.00261)	-0.00174 (0.00329)	0.000827 (0.00376)	- 0.0103*** (0.00297)	-0.00296 (0.00342)	-0.00606 (0.00425)

Fuente: Estimaciones en base a INDEC.

Corresponde al cuarto trimestre de la EPH-C para 2003, 2010 y 2019.

Notas: * \$p < 0.05\$, ** \$p < 0.01\$, *** \$p < 0.001\$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

En la Tabla 5 se exponen los resultados de la descomposición detallada. Por un lado, la desagregación del efecto estructura, el principal impulsor de los cambios en la tasa pobreza en los años bajo estudio, indica que las modificaciones en los retornos a la edad, el nivel educativo y la región de residencia del jefe del hogar son las que mejor capturan los cambios en la estructura de remuneraciones a los atributos de los hogares.

En primer lugar, la variación en los pagos a la edad del jefe representa más del 45% (10.1 puntos) de la reducción de la tasa de pobreza atribuida al efecto estructura entre los años 2003 y 2010 (23.2 puntos) y el 61% (6.7 puntos) del aumento entre los

años 2010 y 2019 (11.7 puntos). En segundo lugar, resalta la importancia de la estructura de pagos a la educación. Se observa que el cambio en los retornos a la educación explica el 20% de la disminución de las carencias de ingresos asociada al efecto estructura en el primer periodo y el 21% de la suba en el segundo.

En cuanto a las modificaciones en los retornos regionales estas son relevantes, sobre todo en el segundo periodo (2010-2019) donde dan cuenta de más del 80% (8.9 puntos) del aumento en las privaciones por el efecto estructura. En este periodo también se destaca el aporte de las variables de tenencia de la vivienda las que, en conjunto, explican el 44% (4.8 puntos) del aumento de la pobreza ocasionado por la variación en la estructura de pagos a los atributos de los hogares. En el primer periodo (2003-2010), en cambio, su contribución es menor (10.8 %).

El efecto estructura referido a los jefes ocupados y a los hogares unipersonales resultan menos importantes para dar cuenta de la modificación en los retornos. El primer factor es significativo en el tramo 2003-2010 y opera a favor de la reducción de la pobreza (1.9 puntos). Por su parte, el signo positivo del efecto parcial del segundo factor indica que este impulsa la suba de la tasa de pobreza entre 2003 y 2010, mientras que para el segundo periodo no resulta estadísticamente significativo. Finalmente, el efecto estructura asociado a los jefes de hogar hombres no tiene un impacto estadísticamente significativo en ninguno de los periodos estudiados.

Tabla 5: Descomposición detallada de la tasa de pobreza, Argentina, 2003, 2010 y 2019.

	2003-2010	2010-2019
Cambio total	-0.266***	0.0652***
Efecto composición	-0.0339***	-0.0514***
Efecto estructura	-0.232***	0.117***
Descomposición efecto composición		
Hogar unipersonal	-0.0004***	-0.0004***
Tenencia de la vivienda	-0.0007*	-0.0009***
Jefe hombre	0.0008*	0.0003
Edad del jefe	-0.0010***	-0.0048***
Composición del hogar	-0.0216***	-0.0293***
Nivel educativo del jefe	-0.0145***	-0.0226***
Jefe ocupado	0.0030***	0.0061***
Región	0.0003***	0.0013***
Descomposición efecto estructura		
Hogar unipersonal	0.0045***	-0.0001
Tenencia de la vivienda	-0.0235*	0.0480***
Jefe hombre	-0.0042	0.0092

Edad del jefe	-0.101***	0.0667*
Composición del hogar	0.0135*	0.0068
Nivel educativo del jefe	-0.0435***	0.0231**
Jefe ocupado	-0.0193*	-0.0064
Región	-0.0473***	0.0892***
Constante	-0.0123	-0.118***

Fuente: Estimaciones en base a INDEC.

Corresponde al cuarto trimestre de la EPH-C para 2003, 2010 y 2019.

Notas: * \$p < 0.05\$, ** \$p < 0.01\$, *** \$p < 0.001\$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Por otro lado, la desagregación del efecto composición señala que los cambios en el tamaño y la conformación del hogar y el nivel educativo del jefe son determinantes importantes de las modificaciones en el bienestar. En el periodo 2003-2010, la composición más favorable de los integrantes del hogar contribuye con el 63% (2.2 puntos) de la caída de la pobreza provocada por la modificación del perfil de atributos de los hogares. Para el periodo 2010-2019, el aporte de este factor al efecto composición supera el 55% (2.9 puntos) e impulsa una reducción de la tasa de pobreza amortiguando, en parte, el incremento en las privaciones que tiene lugar entre estos años.

Una dinámica similar se encuentra para el nivel educativo del jefe. En ambos periodos, el mayor nivel de formación adquirido por los jefes explica más del 40% de la caída de la pobreza motivada por efecto composición (1.5 y 2.3 puntos para 2003-2010 y 2010-2019, respectivamente). En el mismo sentido, aunque con una importancia más reducida, los cambios en las dotaciones de edad de los jefes, tenencia de la vivienda y hogares unipersonales tienen un efecto reductor de la pobreza.

El estado de ocupado del jefe en el mercado laboral tiene un impacto significativo pero pequeño en el efecto composición. Para el periodo 2003-2010 se evidencia que el cambio en la proporción de jefes ocupados actúa aumentando la tasa de pobreza y contrarrestando, parcialmente, las mejoras ocasionadas por el resto de los factores. Mientras que en el periodo 2010-2019 la dotación más desfavorable de este atributo motiva un aumento de la pobreza. El efecto asociado a los jefes de hogar hombres es pequeño y solo tiene un impacto significativo en el primer periodo, donde impulsa una pequeña suba de la tasa de pobreza.

De esta manera, se observa que los componentes composición y estructura tienen efectos dispares sobre la evolución de la tasa de pobreza, que se refuerzan o compensan entre sí. Así pues, el aporte individual de cada factor surge de la suma de ambos efectos parciales (Firpo *et al*, 2018). Los resultados revelan que la edad, el

nivel educativo y la región de residencia del jefe del hogar son los determinantes que mejor explican el descenso de la pobreza entre 2003 y 2010. En conjunto, ocasionan una caída de 20.7 puntos en la tasa de pobreza (77% del cambio total). La tenencia de la vivienda, la condición de ocupado del jefe y la composición del hogar también contribuyen en esta dirección, aunque con un peso menor (4.8 puntos), mientras que los cambios conjuntos de los efectos composición y estructura para el género del jefe y los hogares unipersonales motivan una suba del nivel de privación inferior a 1 punto.

Por otra parte, la región de residencia, la edad y la condición de tenencia de la vivienda representan la mayor parte del incremento de la pobreza en Argentina durante los años 2010 y 2019. El efecto total de estos factores implica un incremento de 19.9 puntos en la tasa de pobreza, sobre explicando el aumento de las carencias monetarias en este periodo y superando con creces el impacto reductor que ejercieron la composición de miembros del hogar y hogares unipersonales. Para el caso del nivel educativo del jefe los efectos estructura y composición se compensan, resultando en un impacto total reducido a la suba de la pobreza (0.77%).

4.d. Modelo ampliado

En este apartado se amplía el análisis para contemplar otros factores que son resaltados por la literatura debido a su impacto en el ingreso familiar durante el periodo analizado (Beccaria *et al*, 2015; Bracco *et al*, 2019; Lustig *et al*, 2013, Navarrete *et al*; 2021, entre otros). Específicamente, se agregan variables relacionadas al perfil laboral del jefe, como la rama de actividad y la categoría ocupacional del empleo principal, junto con otras que dan cuenta del alcance de las políticas de protección social implementadas durante el periodo. Los errores de especificación y reponderación de este modelo resultan estadísticamente significativos, sin embargo, alcanzan valores próximos a cero indicando que las estimaciones del modelo RIF y el proceso de reponderación son adecuados (Tabla 4). Los resultados de este ejercicio de descomposición, exhibidos en la Tabla 6, señalan que el efecto de estos factores es de menor orden de magnitud que los incluidos en el modelo resumido. A pesar de ello, su incorporación brinda un primer acercamiento a la comprensión de la relación que mantienen con los cambios en la pobreza, al tiempo que invitan a profundizar las investigaciones sobre su influencia en los ingresos de los hogares pobres.

Por un lado, se encuentra que la categoría de empleo del jefe aporta a la caída de la tasa de pobreza durante los años 2003 y 2010 a través de su aporte al efecto composición. Este resultado puede vincularse a la mejor composición del empleo producto del proceso de formalización laboral evidenciado desde inicios de los 2000.

Más aún, el coeficiente no significativo del efecto estructura da indicios de que la reducción de la informalidad impactó en la pobreza debido a la mayor disponibilidad de empleos de calidad y no por un cambio en los retornos a este factor. Entre los años 2010 y 2019, la dinámica se revierte. Aquí, el efecto composición de este atributo genera un alza de la pobreza que es compensada totalmente por el cambio favorable en los pagos a este factor. Así, el aporte total provoca la caída de la tasa de pobreza.

Tabla 6: Descomposición detallada de la tasa de pobreza. Análisis ampliado.
 Argentina, 2003-2019

	2003-2010	2010-2019
Descomposición efecto composición		
Categoría de empleo	-0.0169***	0.0116***
Rama de actividad	0.0012***	-0.0010
Subsidios	0.0037***	0.0047***
Jubilaciones	-0.0083***	-0.0042***
Descomposición efecto estructura		
Categoría de empleo	0.0726	-0.125*
Rama de actividad	0.0037	0.0515***
Subsidios	0.0047***	-0.0010
Jubilaciones	0.00695*	0.0116**

Fuente: Estimaciones en base a INDEC.

Corresponde al cuarto trimestre de la EPH-C para 2003, 2010 y 2019.

Notas: * \$p < 0.05\$, ** \$p < 0.01\$, *** \$p < 0.001\$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Por otra parte, el efecto total asociado a la rama de actividad de la ocupación principal del jefe ocasiona un aumento de los niveles de privación monetaria en ambos periodos. En el primero, a causa de una modificación desfavorable en la composición sectorial del empleo. En el segundo, debido a que la estructura de remuneraciones a las ramas de actividad en su conjunto se torna más desventajosa.

Las jubilaciones tienen un efecto heterogéneo. Por un lado, el aumento en la proporción de hogares que perciben estos ingresos impulsa la disminución de la tasa de la pobreza, principalmente durante el periodo 2003-2010, mientras que los retornos asociados a este factor actuaron en la dirección opuesta empujando la suba de las carencias monetarias en ambos periodos. Así, la suma de ambos componentes resulta en una ligera caída de la pobreza entre 2003 y 2010 y en una suba en el periodo 2010-2019.

Por último, el efecto vinculado a los hogares beneficiarios de subsidios se destaca por su impacto en el aumento de la pobreza, lo que resulta llamativo dado que estudios previos señalan que la implementación de políticas sociales de amplia cobertura desde inicios de la década de los 2000 actuaron en sentido opuesto,

contribuyendo a la mejora de los niveles de bienestar en el país. A pesar de que los resultados indican que la influencia de este factor es cuantitativamente menos relevante, motivan a estudiar con mayor detenimiento su relación con la pobreza.

4.e Análisis de robustez

Para evaluar la robustez de los resultados se replicaron las descomposiciones utilizando los microdatos de la EPH-C correspondientes al tercer trimestre de los años 2003, 2010 y 2019¹⁷. En primer lugar, se comprueba que el signo y la magnitud del cambio en los indicadores de pobreza para los periodos 2003-2010 y 2010-2019 son consistentes con los obtenidos para el cuarto trimestre. La principal diferencia ocurre en el periodo 2010-2019, donde la suba es la mitad de la observada con la información del cuarto trimestre. Asimismo, se confirma la significancia de los efectos estructura y composición para dar cuenta de las variaciones en los niveles de la pobreza, junto con la mayor importancia relativa del cambio en los retornos que se destaca como el principal impulsor de las alteraciones en el bienestar.

En segundo lugar, las estimaciones de las regresiones RIF para los indicadores de pobreza no presentan grandes diferencias con las obtenidas para el cuarto trimestre. La significancia estadística de las covariables se mantiene como así también la dirección de los efectos. Sin embargo, la bondad del ajuste del modelo empeora ligeramente al usar los microdatos del tercer trimestre.

Finalmente, en la desagregación de los componentes estructura y composición es donde se presentan las mayores disimilitudes entre los resultados. El poder explicativo del conjunto de factores analizados disminuye al utilizar la información de la EPH-C del tercer trimestre, principalmente en el caso del efecto estructura donde la constante captura una porción destacada de los cambios en la pobreza en el primer periodo. Para el segundo periodo ocurre lo contrario, ya que los factores explican mejor la variación en la tasa de pobreza. Sin embargo, se mantiene que el efecto total de la edad, el nivel educativo y la región de residencia del jefe del hogar son los factores que mejor explican la evolución de la pobreza.

6. Conclusiones

El artículo se propuso como objetivo analizar los determinantes asociados a la evolución de la pobreza monetaria en Argentina durante los periodos 2003-2010 y 2010-2019. En especial, se estudió el impacto de las características demográficas, educativas, laborales, la percepción de ingresos por jubilaciones y pensiones y subsidios de los integrantes del hogar.

¹⁷ Los resultados están disponibles por pedido al autor.

Se efectuaron descomposiciones econométricas de la tasa de pobreza empleando la metodología de descomposiciones RIF, la cual combina el uso de técnicas de reponderación para la estimación de una distribución contrafactual con la estimación de modelos de influencia recentrada (*recentered influence function*) (Firpo *et al*, 2011; 2018). Se emplearon los microdatos de la EPH-C correspondientes al cuarto trimestre de los años 2003, 2010 y 2019.

Los resultados de la descomposición agregada señalan que la reducción de la pobreza entre los años 2003 y 2010 se explicó, principalmente, por la mejora en la estructura de pagos a los atributos de los hogares. El efecto composición, por su parte, tuvo un menor protagonismo para dar cuenta del aumento en el bienestar en este periodo. En el periodo 2010-2019, a pesar que la dotación de características de los hogares se tornó más favorable, se evidenció un aumento de la tasa de pobreza debido al deterioro de los retornos.

La descomposición detallada permitió establecer ordenes de magnitud del impacto de los factores considerados en el análisis, brindando detalles interesantes sobre las variaciones en los niveles de pobreza en Argentina en las últimas décadas. Específicamente, se encontró que entre 2003 y 2010 la edad, el nivel educativo y la región de residencia del jefe del hogar fueron los factores cuantitativamente más importantes para explicar la evolución de la pobreza. En conjunto dieron cuenta de más del 80% del descenso en las privaciones por ingresos. Entre 2010 y 2019, en cambio, se encontró que la región de residencia, la edad y la condición de ocupado del jefe del hogar provocaron el aumento de las carencias monetarias en este periodo.

La ampliación del análisis para considerar otros determinantes importantes en la dinámica del ingreso familiar reveló que hubo una mejora en la composición del empleo del jefe del hogar que operó a favor de la caída de las carencias de ingresos entre los años 2003 y 2010. Posiblemente, este efecto se vincula con el proceso de formalización laboral evidenciado en la década de los 2000. Además, se encontró que el efecto total vinculado a la rama de actividad de la ocupación principal del jefe empujó hacia arriba la tasa de pobreza en ambos periodos.

Las jubilaciones y pensiones, por su parte, ocasionaron una ligera caída de la tasa de pobreza entre 2003 y 2010, debido al incremento en la proporción de hogares que accedieron a estos ingresos. Al contrario, en el periodo 2010-2019 las jubilaciones y pensiones impulsaron una suba en los niveles de privación producto de la desmejora en las retribuciones a este factor. Finalmente, resultaron llamativos los resultados encontrados para el caso de los subsidios. Aunque su aporte es pequeño, la evidencia encontrada sugiere que este factor tuvo un rol aumentador de la pobreza en ambos periodos.

Estos hallazgos motivan a investigar con mayor detenimiento la influencia sobre la pobreza del perfil laboral de los hogares de bajos ingresos, en términos del tipo de empleo a los que acceden y los sectores a donde se ocupan y su relación con los niveles de educación. Asimismo, se debe profundizar el estudio del impacto de los subsidios indagando en la dirección de causalidad de la relación con la pobreza.

El análisis presentado en este trabajo realizó una contribución a la literatura que indaga en los determinantes de las privaciones de ingreso en Argentina en los últimos decenios. La evidencia es novedosa debido a que se utilizó una metodología poco aplicada en los estudios de pobreza y gana relevancia por echar luz acerca de las razones subyacentes a la dinámica de las carencias de ingresos.

Referencias bibliográficas

- Azevedo, J.P., Inchauste, G., Olivieri, S., Sanfelice, V., Saavedra, J. y Winkler, H. (2013). *Is Labor Income Responsible for Poverty Reduction? A Decomposition Approach* (World Bank Policy Research Working Paper N° 6414), World Bank.
- Beccaria, L, Maurizio, R., Vázquez, G. y Espro, M. (2015). Factors associated with poverty and indigence mobility in five Latin American countries. En T. Garner y K. Short (Eds.), *Measurement of Poverty, Deprivation and Economic Mobility* (71-107). Emerald Group Publishing. <https://doi.org/10.1108/S1049-258520150000023003>
- Beccaria, L. y Maurizio, R. (2017). Mercado de trabajo y desigualdad en la Argentina. Un balance de las últimas tres décadas. *Revista Sociedad*, (37), 15–41.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4),436–455.
- Bracco, J., Gasparini, L. y Tornarolli, L. (2019). Explorando los cambios de la pobreza en Argentina: 2003-2015. *Económica*, 65, 69-124. <https://doi.org/10.24215/18521649e009>
- Cruces, G., Fields, G., Jaume, D. y Viollaz, M., (2017). *Growth, Employment, and Poverty in Latin America*, Oxford University Press.
- DiNardo, J., Fortin, N. y Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64 (5), 1001-1044.
- Firpo, S., Fortin N. y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.

- Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2011). Decomposition Methods in Economics. En O. Ashenfelter y D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (1-97). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
- Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2018). Descomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6 (2), 1-40. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>
- Gasparini, L., Cicowiez, M. y Sosa Escudero, W. (2013). *Pobreza y desigualdad en América Latina. Conceptos, herramientas y aplicaciones*. Temas Grupo Editorial.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2021). *The Changing Picture of Inequality in Latin America: Evidence for Three Decades* (UNDP LAC Working Paper Series N°1), UNDP LAC Regional Human Development Report.
- Gasparini, L., Santos E. y Tornarolli, L. (2021). *Poverty in Latin America* (Documento de Trabajo N° 284), CEDLAS.
- Grandín, C. (2021). *The recentered influence function and unidimensional poverty measurement* (WIDER Working Paper N° 2021/142), UNU-WIDER. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/082-5>
- Lustig, N., Lopez-Calva L.F. y Ortiz-Juarez E. (2013). Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil and Mexico. *World Development*, 44, 129-141. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2012.09.013>
- Navarrete, J. L., Cristina, D. A., Blanco, V. J. y Reyes, L. (2021). Mercado Laboral y Pobreza en Argentina. *Revista De Economía y Estadística*, 59 (1), 85-123. <https://doi.org/10.55444/2451.7321.2021.v59.n1.36337>
- Navarrete, J. L., Starobinsky, G., Lurgo, F., Lorenzetti, C. y Reyes, L. (2017). El rol del Crecimiento y la Desigualdad en la Reducción de la Pobreza en Argentina 2005-2014. LII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693-709.
- Tornarolli, L. (2018). *Series Comparables de Indigencia, Pobreza y Desigualdad. Una Propuesta Metodológica* (Documento de Trabajo N°226), CEDLAS.
- Rios-Avila, F. (2019). *Recentered Influence Functions in Stata: Methods for Analyzing the Determinants of Poverty and Inequality* (Working Paper N° 927), Levy Economics Institute. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3378811>
- Weller, J. (2014). Aspects of Recent Developments in the Latin American and Caribbean Labour Markets. *Revista CEPAL*, 114, 8-28.
- Zack, G., Schteingart, D. y Favata, F. (2020). Pobreza e indigencia en Argentina: construcción de una serie completa y metodológicamente homogénea. *Sociedad y economía*, (40), 69-98. <https://doi.org/10.25100/sye.v0i40.8020>