

Análisis de los micro determinantes de la pobreza monetaria en Argentina en el periodo 2003-2019

Luján Reyes

Universidad Nacional de Chilecito (UNdeC)

Becaria Doctoral CONICET

lreyes@undec.edu.ar

Resumen

A pesar de las mejoras en el bienestar evidenciadas desde inicios de la década de los 2000s, la pobreza sigue siendo elevada en Argentina y la preocupación por su erradicación ocupa el centro de la agenda económica y política del país. Este trabajo analiza la evolución de la pobreza monetaria en Argentina e indaga en sus principales micro determinantes durante los periodos 2003-2010 y 2010-2019. Para ello se aplica la metodología de descomposiciones RIF utilizando microdatos provistos por el INDEC. Los resultados indican que la modificación en los retornos a la dotación de características de los hogares es el efecto más relevante para explicar las variaciones de la tasa de pobreza. Además, se encuentra que los factores demográficos y laborales son los que más contribuyeron a la evolución de los niveles de privación monetaria en ambos periodos. La evidencia presentada es novedosa y realiza un aporte al entendimiento de las causas subyacentes a los cambios en las carencias de ingresos en Argentina en el periodo reciente.

Palabras clave: Pobreza, mercado laboral, descomposiciones RIF.

Clasificación JEL: I32; C14; D30; J20

1. Introducción

Los niveles de pobreza monetaria en Argentina descendieron rápidamente entrado el nuevo siglo. La tasa de pobreza se redujo en más del 25 % entre el año 2003 y 2010 en el país (Zack et al., 2020). Sin embargo, las mejoras en el bienestar comenzaron a estancarse a partir de entonces - la tasa de pobreza disminuyó cerca del 2 % entre 2010 y 2018 (Zack et al., 2020)- y en los últimos años el panorama se tornó preocupante. La desaceleración del crecimiento económico sumado a los desequilibrios macroeconómicos, revirtieron la tendencia a la baja de la pobreza. Esta problemática se profundizó en el contexto de la pandemia del COVID-19, tanto en Argentina como en el resto de los países de la región, por lo que el desafío de su erradicación es mayor. Particularmente en Argentina, el 37 % de la población obtiene ingresos inferiores a la Canasta Básica Total (CBT) según las últimas estadísticas oficiales difundidas por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) correspondientes al segundo semestre del año 2021, lo que equivale a 10,8 millones de personas viviendo en situación de pobreza. Así, los elevados niveles de pobreza en Argentina y las fluctuaciones recientes, reavivan la importancia de estudiar en profundidad la naturaleza de esta problemática y echar luz sobre sus principales determinantes. El presente estudio busca realizar un aporte en esa dirección.

El propósito de este trabajo es analizar la evolución de la pobreza monetaria en Argentina e indagar en sus principales micro determinantes durante los periodos 2003-2010 y 2010-2019. Particularmente, se examina el rol de las características demográficas, la tenencia de activos del hogar, el nivel educativo del jefe y su inserción en el mercado laboral. Para abordar este objetivo se utiliza la metodología de descomposición sugerida por Firpo et al. (2011, 2018) la cual combina las estimaciones de una distribución contrafactual, usando técnicas de reponderación, y la de modelos de función de influencia recentrada (RIF). Siguiendo esta metodología, se realiza una descomposición agregada del cambio en la pobreza con el propósito de establecer si dicha variación se atribuye a la diferencia en la dotación de características de los miembros del hogar o a la remuneración diferencial de estos atributos entre el momento inicial y final de los periodos estudiados. Luego, se profundiza el análisis por medio de una descomposición detallada para identificar los micro determinantes más influyentes en la evolución de las privaciones monetarias en Argentina. Los datos utilizados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) para el cuarto trimestre de los años 2003, 2010 y 2019.

Los resultados obtenidos muestran que la pobreza se reduce en el primer periodo considerado (2003-2019). Aquí, el efecto del cambio en los retornos a las características de los hogares destaca por su mayor importancia relativa. En el segundo periodo estudiado (2010-2019) se evidencia un alza en todos los indicadores de pobreza debido, exclusivamente, al cambio desfavorable en los

retornos. De esta manera, se observa que las ganancias de bienestar alcanzadas en los primeros años de los 2000 se diluyeron en la última década. El análisis detallado de los efectos estructura y composición señala que la edad, el nivel educativo, la región de residencia y la inserción laboral del jefe del hogar son los factores que mejor explican la evolución de la pobreza. 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. Mientras que en el periodo 2010-2019, estas mejoras se estancaron y los cambios en las retribuciones a dichos factores impulsaron el aumento de la tasa de pobreza. Así, la evidencia empírica presentada echa luz sobre los determinantes de la evolución reciente de las privaciones de ingresos en Argentina. Los resultados son novedosos debido a que se obtienen a partir de una metodología poco aplicada hasta el momento en los estudios de pobreza.

El documento se estructura en cinco apartados. Luego de esta introducción se presenta una revisión de las investigaciones que analizan los cambios distributivos recientes en Argentina y América Latina. En la siguiente sección se detalla la estrategia metodológica aplicada y la fuente de información utilizada. Posteriormente, se expone el análisis de los resultados de las descomposiciones econométricas. Finalmente, la última sección del documento contiene las conclusiones del estudio.

2. Antecedentes

Existe una extensa literatura que analiza la dinámica de la pobreza en América Latina y Argentina en las últimas décadas. En el plano regional, se destacan los estudios de Lustig, et al. (2013), Azevedo et al. (2013), Medina y Galván (2014), Beccaria et al. (2015) y Cruces et al. (2017), entre otros, los cuales indagan en los principales factores que impulsaron la fuerte reducción de las carencias de ingresos desde inicios de los 2000 y el estancamiento en la década del 2010.

Por un lado, las investigaciones señalan que los cambios en el crecimiento económico y la desigualdad son factores que influyeron de forma destacada en la pobreza. En esta línea, Medina y Galván (2014) descomponen la contribución del crecimiento y la desigualdad a los cambios en la pobreza en un conjunto de 18 países, durante 1997 y 2007, utilizando distintas metodologías. En este periodo, la pobreza se redujo en la mayoría de las economías latinoamericanas y si bien la contribución del crecimiento (79%) es mayor que la correspondiente a los cambios en la desigualdad (21%) en este proceso, se destaca que el componente redistributivo alcanza una relevancia creciente.

Estos resultados coinciden con los hallazgos de Lustig et al. (2013), quienes mediante la descomposición de Datt-Ravallion, encuentran que la caída de la desigualdad dio cuenta del 50% de la merma de la pobreza en la región durante la década de los 2000. Particularmente en Argentina -al igual que en México y Brasil- existen dos factores subyacentes a la evolución favorable de la pobreza: la disminución de la prima al trabajo calificado y las transferencias gubernamentales más progresivas del periodo. Estos estudios indican la presencia de una marcada heterogeneidad en la respuesta de la pobreza al crecimiento económico y las variaciones de la desigualdad entre los países de la región, por lo que advierten que no existe una combinación única de políticas que permita desencadenar procesos sostenidos de disminución de la pobreza.

En cuanto a la evolución de la desigualdad, las investigaciones señalan que la reducción de las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados es el principal impulsor de la disminución en los 2000s, lo que explica dos tercios de la reducción de la desigualdad del ingreso individual de los ocupados en un promedio de 15 países. A su vez, el estancamiento de la brecha salarial por calificación en la década de los 2010s, se corresponde con el freno en la caída de la desigualdad en la región (Gasparini y Cruces, 2021). Por otro lado, la literatura atribuye gran 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 estos cambios durante el periodo 2003-2012: el fuerte 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 en la región)¹ y la reducción de la brecha de ingresos entre los trabajadores de alta y baja calificación (Weller, 2014).

Investigaciones como las de Azevedo et al. (2013), Beccaria et al. (2015) y Cruces et al. (2017) centran el análisis del vínculo entre los cambios en el mercado laboral y la evolución de la pobreza. Cruces et al. (2017) analiza la relación entre el crecimiento, el cambio en las condiciones de empleo y la reducción de la pobreza en 16 países de América Latina. Para el conjunto de la región los resultados indican que durante la década de los 2000 la dinámica global positiva en los mercados laborales latinoamericanos, impulsadas por el fuerte crecimiento económico de estos años, traccionaron la disminución de la pobreza. La pobreza se redujo durante la década a pesar de la crisis económica mundial del 2008 cuyos efectos negativos en el crecimiento y los indicadores laborales se revirtieron rápidamente.

Beccaria et al. (2015) en un estudio para cinco países de la región – Argentina, Brasil, Ecuador, Costa Rica y Perú- indagan en los determinantes de la dinámica de la pobreza y la indigencia durante 2003-2012. Los autores señalan que los factores más influyentes en las transiciones

¹El aumento en la 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).

-entradas y salidas- de la pobreza y la indigencia en el periodo, están asociadas con eventos positivos del mercado laboral. A pesar del contexto macroeconómico favorable, los resultados muestran altos niveles de rotación y movilidad de ingresos entre los años 2003 y 2012, los cuales se asocian con los elevados niveles de informalidad laboral y las deficiencias de los sistemas de protección social de las economías latinoamericanas. La informalidad actúa como un obstáculo mayor para las salidas de la pobreza que de la indigencia, 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 también se destaca que los ingresos no laborales provenientes de las jubilaciones y pensiones tienen un papel relevante en las transiciones hacia fuera de la pobreza.

Azevedo et al. (2013), por su parte, aplica una variante de la metodología de descomposición de la pobreza de Barros et al. (2006) en una muestra de 16 países, mayoritariamente latinoamericanos². Durante el periodo 2000-2010, el crecimiento de los ingresos laborales es el factor más importante detrás de la reducción de la pobreza, explicando más de la mitad de la caída. La tendencia decreciente de las tasas de dependencia, impulsadas por los cambios demográficos, también contribuyen a la baja de las privaciones monetarias, aunque con una importancia relativa menor. Así mismo, las transferencias juegan un rol importante en el periodo, fundamentalmente para explicar la caída de la pobreza extrema en los países de América Latina y el Caribe.

La evidencia específica para Argentina coincide con los hallazgos en el plano regional. En primer lugar, los estudios de Navarrete et al. (2017) y Bracco et al. (2019) dan cuenta de la influencia del crecimiento económico y los cambios en la desigualdad sobre la pobreza desde inicios de los 2000s hasta mediados de los 2010s. Estos estudios encuentran que tanto la variación del ingreso -efecto crecimiento- como el cambio en el coeficiente de Gini -efecto distribución- contribuyeron sustancialmente al descenso de los niveles de carencias monetarias en el país. Entre el año 2003 y 2010, el efecto crecimiento fue el factor de mayor importancia, mientras que durante 2011-2015 los dos efectos 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 de las privaciones. Este último efecto predominó en este subperiodo, traccionando un aumento de la pobreza.

En segundo lugar, los estudios en el plano nacional dan cuenta del vínculo estrecho entre el mercado laboral y la pobreza. En esta línea, Cruces et al. (2017), analizando el caso específico de Argentina, resaltan que la recuperación de la actividad económica luego de la crisis del año 2001-2002 y la mejora generalizada de los indicadores laborales permitieron reducir sustancialmente la tasa de pobreza en el país. De la misma manera, Navarrete et al., (2021) indagan en el efecto

²Los países de la región incluidos en el análisis son Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Panamá, Paraguay, Perú, Ecuador y Honduras.

de los indicadores laborales sobre la tasa de pobreza durante el periodo 1996-2018. Los autores 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, los autores exploran la existencia de efectos no lineales de ciertos factores sobre la pobreza. La evidencia presentada sugiere que la informalidad, el ingreso laboral y la tasa de desempleo tienen un efecto no lineal que depende del grado de desigualdad. Así, en las provincias con mayor índice de Gini se profundizan los efectos diferenciales de estas variables sobre la tasa de pobreza.

En Bracco et al. (2019), la aplicación de diversas metodologías de descomposición indican que la marcada caída 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 condicionadas y de moratoria previsional, también explicaron parte de las mejoras en la pobreza, aunque con una contribución relativamente menor. Por otra parte, los resultados muestran 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 contribuyeron en el mismo sentido. Por último, en el periodo 2011-2015, se resalta 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 las mejoras, los altos niveles de informalidad, los bajos ingresos y la baja productividad continúan siendo obstáculos para la reducción de las privaciones en Argentina (Beccaria y Maurizio, 2017).

3. Datos y Metodología

3.1. Datos

Los microdatos utilizados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) correspondiente al cuarto trimestre de los años 2003, 2010 y 2019. La EPH-C se realiza de manera trimestral por el INDEC en 31 aglomerados urbanos del país. La misma constituye la

principal encuesta de hogares de Argentina y provee información sobre las características demográficas, laborales y de ingresos de la población urbana. Es importante destacar que más del 90%³ de la población de Argentina es urbana, por lo que la encuesta posee una adecuada representatividad a nivel nacional.

Para la medición de la pobreza se sigue el método indirecto que define una línea de pobreza indicativa del umbral mínimo de ingreso para no caer en la pobreza (Gasparini et al., 2013). Las estimaciones se realizan con 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 bajo análisis⁴. Los autores utilizan la metodología oficial actual para obtener cifras comparables a lo largo del tiempo. De esta manera, 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 Canasta Básica Total (CBT) específica para cada región del país 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, la CBT se ajusta tomando como base los índices de precios al consumidor (IPC) de San Luis, CABA⁵ y Córdoba⁶. En la Tabla A1 se muestran las CBT por adulto equivalente para los cuartos trimestres de 2003, 2010 y 2019 especificadas por Zack et al. (2020).

Posteriormente, los autores proponen ajustar las cifras de pobreza 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%⁷, de modo de que resulten comparables con la del año 2019. En este trabajo no se realiza este ajuste debido a la complejidad de su implementación en la base de microdatos. Sin embargo, los valores estimados no difieren significativamente de los corregidos. Para mantener la comparabilidad de los resultados, se incluyen únicamente las observaciones correspondientes a los aglomerados urbanos comunes en todas las encuestas empleadas. Así, se excluyen del análisis a los aglomerados San Nicolás-Villa Constitución, Rawson-Trelew y Viedma-Carmen de Patagones, que se incorporaron a la EPH Continua en el año 2006. Por otra parte, para realizar los ejercicios de descomposición se excluyen a los miembros secundarios del hogar, debido a que se asume que estos no comparten los ingresos con los integrantes primarios del hogar.⁸

³CEPAL (2017)

⁴Para más detalles ver Zack et al. (2020) y Tornarolli (2018).

⁵Desde julio de 2012.

⁶Desde julio de 2013.

⁷Este porcentaje estimado por Zack et al. (2020) corrige las diferencias en las cifras de pobreza por utilizar dos métodos distintos de imputación: hot-deck aleatorio y reponderación.

⁸Aquellas personas que viven en el hogar pero son inquilinos o personal doméstico.

3.2. Metodología

Con el propósito de analizar la evolución de la pobreza en Argentina en las últimas décadas, se aplica la metodología de descomposiciones econométricas sugerida por Firpo, Fortin y Lemieux (2011-2018). La misma consiste en un procedimiento de dos etapas. En la primera, se realiza una descomposición agregada de los efectos composición y estructura por medio del método de reponderación propuesto por DiNardo, Fortín y Lemieux (1996). En la segunda, se obtiene la descomposición desagregada de dichos efectos a través de la estimación de regresiones de influencia recentrada (RIF) (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009). Esta metodología permite extender el ejercicio de descomposición tradicional para la diferencia en la media de dos grupos, propuesto por Oxaca (1973) y Blinder (1973), hacia otros estadísticos distributivos tales como la incidencia, la brecha y la severidad de la pobreza, el índice de Gini, los ratios intercuantílicos, entre otros. Hasta la fecha, los trabajos que utilizan el enfoque RIF para el análisis de la pobreza son escasos. Sin embargo, la literatura señala el gran potencial de esta metodología en esta área de estudio (Grandín, 2021).

La aplicación de este procedimiento para la descomposición de la familia de indicadores de Foster, Greer y Thorbecke (FGT) permite cuantificar la importancia relativa de un conjunto de factores referidos a las características del hogar en las variaciones observadas de la pobreza durante los años de interés. Particularmente, la descomposición agregada indica si dichas variaciones se originan por los cambios en la estructura de remuneraciones a las dotaciones del hogar (efecto estructura) y/o en la distribución de dichos atributos (efecto composición). Por su parte, la desagregación de estos efectos brinda información específica sobre la contribución relativa de cada factor en la evolución de los indicadores distributivos de interés. Las descomposiciones se realizan para los subperiodos 2003-2010 y 2010-2019 debido a que en dichos momentos las dinámicas macroeconómicas evidenciadas en Argentina son marcadamente distintas, resultando interesante comparar estos periodos para explorar en los micro determinantes de la pobreza en diferentes contextos.

De esta manera, sea Y la variable resultado de interés -en este caso el ingreso total familiar- y X el conjunto de características observables de los miembros del hogar que determinan Y . Considerando dos momentos del tiempo, la variable binaria D asume el valor de 1 para el año final y 0 para el año inicial del periodo analizado. La distribución no condicional de Y en el momento D está dada por:

$$F_D(Y) = \int F_D(Y | X) dF_D(X)$$

Donde $F_D(Y | X)$ representa la distribución de la variable resultado de interés condicional en las características observables en el momento D y $dF_D(X)$ la distribución de dichos atributos

en D . Para implementar la descomposición es necesario computar una distribución hipotética de Y , denominada distribución contrafactual, que refleja cuál sería la distribución del ingreso total familiar si la distribución de características observadas en el año 0 fuera remunerada con la estructura del año 1. Formalmente, 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 del ingreso total familiar en el año 1 condicional en la distribución de características de dicho año, y $dF_0(X)$ la distribución de características del año 0. DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) proponen un método semi-paramétrico para estimar la distribución contrafactual que consiste en reponderar la distribución de características observadas en el año 1 con el factor $\Psi(X)$ para que la misma se asemeje a la distribución observada en el año 0. Un supuesto clave es que la distribución condicional de Y no cambia ante modificaciones en la distribución de características (Fortin et al., 2011). De esta manera, la distribución contrafactual queda expresada como:

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

Donde el factor de ponderación es igual a $\Psi(X) = \frac{dF_0(X)}{dF_1(X)}$. Utilizando la regla de Bayes, se puede escribir como $\Psi(X) = \frac{Pr(D = 0 | X)Pr(D = 1)}{Pr(D = 1 | X)Pr(D = 0)}$.⁹ Esta expresión se obtiene fácilmente por medio de un modelo Logit o Probit que estime la probabilidad condicional de que cada observación pertenezca al año final o inicial del periodo considerado¹⁰. La implementación de este método requiere la existencia de un soporte común en las probabilidades condicionales de que la observación pertenezca a ambos años.

Luego, es posible computar algún estadístico $v_D = v[F_D(Y)]$ de las distribuciones observadas para cada año y la contrafactual. El cambio observado en v entre el año final y el año inicial del periodo de interés está dado por:

$$\Delta_O^v = v[F_1(Y)] - v[F_0(Y)]$$

Y se puede descomponer de la siguiente manera:

$$\Delta_O^v = (v_1 - v_1^C) + (v_1^C - v_0)$$

⁹Donde $Pr(D = 0 | X)$ es la probabilidad de que un individuo sea observado en el momento 0 condicional al conjunto de características o covariables y $Pr(D = 1 | X)$ su complemento.

¹⁰Para computar el factor de ponderación se estimará 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 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 alquilada.

$$= \Delta_X^v + \Delta_S^v$$

Donde Δ_X^v y Δ_S^v son los efectos composición y estructura, respectivamente. El primer componente, mide la porción del cambio asociado a diferencias en la distribución de características observables de los hogares entre ambos años. El segundo componente, cuantifica la parte del cambio en el estadístico de interés que se atribuye a diferencias en los retornos a las covariables en cada momento del periodo. Posteriormente, con el fin de cuantificar el aporte aislado de los atributos de los hogares sobre dichos efectos, se implementa la descomposición detallada utilizando la metodología basada en las regresiones RIF (recentered influence function) desarrolladas por Firpo, Fortin y Lemieux (2009). La misma permite desagregar el efecto estructura y composición para cualquier estadístico distributivo de la variable de interés para el que sea posible computar su función de influencia (IF).

Las regresiones RIF permiten calcular el efecto parcial de un regresor sobre el indicador distributivo v de la variable resultado de interés Y . 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 $v(F_Y)$.

A partir de la función $IF(y, v)$ es posible notar la influencia que tiene cada observación en el valor de v . La IF es una medida de robustez del indicador v a las observaciones extremas. Una propiedad conveniente de esta función es que su esperanza matemática es igual a cero:

$$\int IF(y, v) dF_Y = 0 \quad (1)$$

Por su parte, la RIF se define como la transformación:

$$RIF(y, v) = v(F_Y) + IF(y, v)$$

Teniendo en cuenta (1), la esperanza de la RIF está dada por:

$$\int RIF(y, v) dF(y) = v(F_Y)$$

Usando la ley de esperanzas iteradas se puede verificar que $E\{E[RIF(Y, v) | X]\} = v(F_Y)$. Este método supone la existencia de una relación lineal entre la esperanza condicional de la RIF y las covariables, de modo que:

$$E[RIF(Y, v) | X] = X\lambda$$

Donde los parámetros λ de esta ecuación pueden estimarse por medio del Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Posteriormente, los componentes de la descomposición agregada se pueden reescribir en términos de la contribución de cada covariable. De esta manera, el efecto estructura y composición están dados, respectivamente, por:

$$\Delta_S = \sum_{k=1}^K E(X | D = 1)'(\lambda_1^v - \lambda_C^v)$$

$$\Delta_X = \sum_{k=1}^K [E(X | D = 1) - E(X | D = 0)]' \lambda_0^v + R^v \quad 11$$

Siguiendo a Rios-Avila (2019), en los modelos de regresión se incluyen como variables explicativas un conjunto de características socioeconómicas del hogar que se consideran relevantes para determinar su condición de pobreza. Específicamente, se consideran: la edad del jefe, su máximo nivel educativo, su región de residencia y si se encuentra ocupado. Respecto de la composición 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 (mayores de 65 años). Además, se considera si el hogar es unipersonal y si la vivienda que habitan es propia o alquilada. Posteriormente, se extiende el análisis para contemplar otros factores como el sector de empleo y la categoría ocupacional del empleo principal que permiten caracterizar el perfil de inserción laboral del jefe del hogar. Para ello se adicionan variables binarias que indican la rama de actividad de la ocupación principal -cuya clasificación se obtiene siguiendo la propuesta de 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 captan la percepción de ingresos por jubilaciones, pensiones, subsidios y ayudas sociales en el hogar. La Tabla 1 presenta la definición de las variables incluidas junto con el valor de la media y la desviación estándar.

Inicialmente se obtiene la descomposición agregada del cambio en la incidencia, la brecha y la severidad de la pobreza. Luego, se estiman las regresiones RIF de dichos indicadores para los años 2003, 2010 y 2019. Posteriormente, se realiza la descomposición detallada del conjunto de estadísticos de pobreza con el propósito de evaluar la contribución individual de los factores considerados a los efectos estructura y composición. Dada la extensión del periodo analizado y la diferencia en las dinámicas macroeconómicas de las últimas décadas, los ejercicios de descomposición se realizan para el periodo completo 2003-2019 y los subperiodos 2003-2010 y 2010-2019. Lo anterior permite explorar las diferencias en los procesos experimentados en dichos momentos e identificar los factores que más contribuyeron a la evolución de las privaciones monetarias en cada subperiodo.

¹¹ $R^v = E[X | D = 1]'(\lambda_C^v - \lambda_0^v)$ es el error de aproximación que surge por asumir una relación lineal entre la esperanza condicional de la RIF y los regresores.

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 dummy que 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 dummy que asume valor 1 si el individuo reside en un hogar que tiene la propiedad de la vivienda o la propiedad de la vivienda y el terreno	0.7399	0.4387	0.7111	0.4532	0.7204	0.4488
Arrendatario	Variable dummy que asume valor 1 si el individuo reside en un hogar con vivienda alquilada	0.1299	0.3362	0.1611	0.3676	0.1644	0.3707
Edad del jefe del hogar							
24-44	Variable dummy que asume valor 1 si el jefe del hogar tiene entre 24 y 44 años	0.4219	0.4939	0.4141	0.4926	0.3942	0.4887
45-64	Variable dummy que asume valor 1 si el jefe del hogar tiene entre 45 y 64 años	0.4054	0.4910	0.4058	0.4910	0.3987	0.4896
65+	Variable dummy que asume el 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) que residen en el hogar	1.6901	1.7189	1.5021	1.5562	1.2970	1.4366
# Adultos	Cantidad de adultos (entre 25 y 64 años) que residen en el hogar a excepción del jefe del hogar	2.2775	1.9980	2.0539	1.8349	1.7904	1.7001
# Adultos mayores	Cantidad de adultos mayores (65 años o más) que residen en el hogar	0.2492	.5507	0.2470	0.5578	0.3010	0.6098
Nivel educativo del jefe del hogar							
Primaria incompleta	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar no finalizó el nivel de educación primaria	0.1348	0.3415	0.1037	0.3049	0.0758	0.2648
Primaria completa	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar finalizó el nivel de educación primaria	0.3185	0.4659	0.2805	0.4493	0.2078	0.4057
Secundaria incompleta	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar no finalizó el nivel de educación secundaria	0.1677	0.3736	0.1574	0.3642	0.1760	0.3808
Superior incompleta	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar no finalizó el nivel de educación superior	0.0838	0.2771	0.0984	0.2979	0.1032	0.3042
Superior completa	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar finalizó el nivel de educación superior	0.1223	0.3276	0.1460	0.3531	0.1938	0.3952
Jefe ocupado	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar está ocupado	0.7524	0.4316	0.7326	0.4426	0.6940	0.4609
Categoría ocupacional							
Independiente no profesional	Variable dummy que asume el 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 dummy que asume el 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

Continúa en la página siguiente

Variables	Definición	Año 2003		Año 2010		Año 2019	
		Media	D.E	Media	D.E	Media	D.E
Categoría ocupacional							
Asalariado registrado	Variable dummy que asume el 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 dummy que asume el 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 dummy que asume el 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 dummy que asume el valor 1 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 dummy que asume el valor 1 el jefe está empleado en una industria de alta calificación	0.0598	0.2371	0.0672	0.2504	0.0431	0.2032
Construcción	Variable dummy que asume el valor 1 el jefe está empleado en la construcción	0.0816	0.2738	0.0852	0.2792	0.0787	0.2692
Comercio	Variable dummy que asume el valor 1 el jefe está empleado en el comercio	0.1621	0.3686	0.1636	0.3699	0.1369	0.3437
Servicios públicos	Variable dummy que asume el valor 1 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 dummy que asume el valor 1 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 dummy que asume el valor 1 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 dummy que asume el valor 1 el jefe está empleado en trabajos domésticos	0.0290	0.1679	0.0365	0.1875	0.0451	0.2075
Subsidios	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar es beneficiario de subsidios o ayudas sociales	0.02579	0.1585	0.05311	0.2242	0.0846	0.2782
Jubilaciones	Variable dummy que asume el 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 de residencia							
GBA	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar reside en el Gran Buenos Aires	0.4113	0.4920	0.4105	0.4919	0.4393	0.4963
CABA	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar reside en la Ciudad de Buenos Aires	0.1278	0.3339	0.1213	0.3265	0.1069	0.3090
NOA	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar reside en la región del NOA	0.09477	0.2929	0.0986	0.2982	0.0968	0.2957
Cuyo	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar reside en la región de Cuyo	0.0633	0.2435	0.0643	0.24532	0.0637	0.2442
Pampeana	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar reside en la región Pampeana	0.2282	0.4197	0.2271	0.4189	0.2137	0.4099
Patagonia	Variable dummy que asume el valor 1 si el jefe del hogar reside en la región de la Patagonia	0.0243	0.1541	0.0255	0.1575	0.0293	0.1687

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC
Corresponde al cuarto trimestre de la EPH Continua para los años 2003, 2010 y 2019

4. Resultados

A continuación, se exponen los resultados de los ejercicios de descomposición obtenidos a partir de la implementación de la metodología detallada en la sección previa. El objetivo de esta sección es caracterizar la evolución de la pobreza y examinar el rol cumplido por el cambio en las dotaciones y los retornos. A su vez, se busca avanzar en la identificación de los micro determinantes más influyentes para explicar la dinámica de la pobreza en Argentina en las últimas décadas. En este sentido, es importante remarcar que el enfoque de equilibrio parcial que sigue la identificación de los efectos en los ejercicios de descomposición econométrica actúa como una limitación relevante del alcance del estudio, dado que impide captar efectos de segundo orden. Si bien esto limita la posibilidad de lograr una comprensión profunda de los mecanismos subyacentes en las relaciones estudiadas a partir de la interpretación causal, permite identificar los efectos y factores cuantitativamente más importantes en la variación de los estadísticos de interés (Firpo et al., 2011). En primer lugar, se presentan los resultados de la descomposición agregada de la familia de indicadores de Foster, Green y Thorbecke. En segundo lugar, se analizan los resultados de la regresión RIF de dichos indicadores para los años 2003, 2010 y 2019 y la descomposición detallada, cuantificando la contribución individual a los efectos estructura y composición del conjunto de características del hogar consideradas en el análisis.

4.1. 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 porcentuales. Este descenso se explica por la fuerte reducción evidenciada en el periodo 2003-2010 (26.6 p.p), la que se compensa parcialmente con un aumento (6.5 p.p) entre 2010 y 2019. Así, luego de una década de resultados alentadores en materia de pobreza, se observa una pérdida de bienestar reflejada en un aumento de las privaciones monetarias en los años más recientes (Tabla 2).

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

	FGT (0)		
	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio Observado	-0.266*** (0.00460)	0.0652*** (0.00525)	-0.201*** (0.00525)
Efecto Composición	-0.0340*** (0.000765)	-0.0520*** (0.00131)	-0.0954*** (0.00215)
Efecto Estructura	-0.232*** (0.00479)	0.117*** (0.00534)	-0.106*** (0.00565)

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tanto el efecto composición como el efecto estructura resultan estadísticamente significativos para dar cuenta de dicha evolución. La mitad de la disminución de la tasa de pobreza entre 2003 y 2019 se atribuye al efecto estructura. De manera que, suponiendo constante la composición de características observables de los hogares, la mejora en la retribución a dichos atributos ocasiona una reducción de la pobreza de alrededor de 10 puntos porcentuales (p.p). El cambio favorable en la distribución de las características realiza un aporte relevante, explicando la otra mitad de la caída (9,5 p.p).

Al dividir el periodo completo en dos tramos se observan patrones diferentes en cuanto a la importancia de estos efectos. En el primer tramo (2003-2010) el cambio en los retornos explica el 87 % (23,2 p.p.) de la reducción de la tasa de pobreza, mientras que el 13 % (3,4 p.p.) restante está vinculado a una mejora en la dotación de características de los hogares. En el segundo tramo (2010-2019), en cambio, la suba observada se debe exclusivamente a una modificación desfavorable en los retornos que ocasiona 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 5,2 puntos entre 2010 y 2019.

Los resultados son similares para los indicadores FGT (1) y FGT (2) (Tabla A 2). En ambos casos, la disminución entre los años 2003 y 2010 es traccionada por el efecto estructura, mientras que el efecto composición tiene una influencia relativa menor en la mejora de bienestar. Para el periodo 2010-2019, también se destaca el rol del efecto estructura para explicar el aumento en la brecha y la severidad de la pobreza, en tanto que el efecto composición contribuye en sentido opuesto contrarrestando la suba de las privaciones.

4.2. Regresiones RIF

Antes de mostrar los resultados de la descomposición detallada, se presentan las estimaciones de las regresiones RIF para la familia de indicadores FGT siguiendo el modelo propuesto por Rios-Ávila (2019). Las variables incluidas en el análisis captan diversas características socioeconómicas 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 la regresión¹² para la tasa de pobreza en 2003, 2010 y 2019, junto con los errores estándares robustos, se informan en la Tabla 3.

En línea con los hallazgos de Rios-Ávila (2019), 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 influye 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) en el hogar está vinculado con un aumento de la tasa de pobreza, mientras que para los adultos mayores se observa el efecto opuesto.

Los coeficientes asociados a las variables de nivel educativo indican que cambios en la educación del jefe tienen efectos significativos sobre las privaciones monetarias. Particularmente, el incremento en la proporción de hogares cuyo jefe posee 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 cuando se alcanza un logro educativo más elevado. Así, una mayor proporción de jefes con educación universitaria -ya sea completa o incompleta- contribuye a reducir la pobreza. Además, este efecto se intensifica si el jefe culmina su formación superior respecto de si no lo hace. Los resultados también sugieren una caída de los retornos a la educación lo largo de los años, lo que coincide con el efecto positivo del achicamiento de la brecha de ingresos entre calificados y no calificados sobre las privaciones monetarias documentado en investigaciones previas (Bracco et al., 2019; Lustig et al., 2013).

Por otra parte, las estimaciones muestran que la participación en el mercado laboral, aproximada por el estado ocupacional 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. Además, se observa que este efecto es creciente entre 2003 y 2019. Por último, un incremento en los hogares unipersonales y los que habitan

¹²Los coeficientes de las regresiones RIF indican como un cambio marginal en la distribución de los regresores afecta al estadístico de interés (Firpo et al. 2011). Dicho de otra manera, proveen una aproximación de los efectos directos -de equilibrio parcial- del cambio de un factor X sobre el indicador $FGT(\alpha)$.

Tabla 3: Regresiones RIF. Argentina, 2003-2019.

Años	2003	2010	2019
Indicador de pobreza	FGT (0)		
Valor estimado	.5862	.3199	.3851
Hogar unipersonal	-0.150*** (0.00944)	-0.0443*** (0.00776)	-0.0449*** (0.00796)
Tenencia de la vivienda			
Propietario	-0.0918*** (0.00580)	-0.117*** (0.00525)	-0.0650*** (0.00601)
Arrendatario	-0.127*** (0.00750)	-0.129*** (0.00641)	-0.102*** (0.00730)
Edad del jefe del hogar			
24-44	-0.0479*** (0.0136)	-0.143*** (0.0120)	-0.0576*** (0.0148)
45-64	-0.0790*** (0.0136)	-0.188*** (0.0120)	-0.118*** (0.0148)
65+	-0.193*** (0.0161)	-0.267*** (0.0142)	-0.231*** (0.0168)
Composición por edades del hogar			
# Niños (0-17 años)	0.0480*** (0.00275)	0.0541*** (0.00258)	0.0352*** (0.00298)
# Adultos (25-64 años) excluyendo al jefe	0.0380*** (0.00233)	0.0504*** (0.00218)	0.0764*** (0.00249)
# Adultos mayores (65 años o más)	-0.00700 (0.00566)	-0.0648*** (0.00507)	-0.0653*** (0.00542)
Nivel educativo del jefe del hogar			
Primaria incompleta	0.260*** (0.00710)	0.156*** (0.00661)	0.190*** (0.00798)
Primaria completa	0.197*** (0.00571)	0.117*** (0.00496)	0.145*** (0.00570)
Secundaria incompleta	0.153*** (0.00646)	0.0618*** (0.00563)	0.136*** (0.00584)
Superior incompleta	-0.113*** (0.00798)	-0.0903*** (0.00653)	-0.117*** (0.00696)
Superior completa	-0.211*** (0.00712)	-0.135*** (0.00577)	-0.184*** (0.00577)
Jefe ocupado	-0.132*** (0.00527)	-0.165*** (0.00464)	-0.174*** (0.00487)
Región de residencia			
GBA	-0.0474*** (0.00890)	-0.115*** (0.00778)	0.0198* (0.00873)
CABA	-0.164*** (0.0101)	-0.123*** (0.00896)	-0.0551*** (0.0102)
NOA	-0.0235* (0.0104)	-0.0764*** (0.00904)	-0.0209* (0.0102)
Cuyo	0.00744 (0.0112)	-0.00921 (0.00986)	-0.0184 (0.0111)
Pampeana	-0.0286** (0.00929)	-0.0735*** (0.00814)	-0.0115 (0.00920)
Patagonia	-0.105*** (0.0147)	-0.189*** (0.0128)	-0.103*** (0.0136)
Constante	0.656*** (0.0171)	0.618*** (0.0151)	0.509*** (0.0177)
Observaciones	46693	54592	45087
R2	0.325	0.299	0.350

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.
Errores estándares robustos entre paréntesis.

en una vivienda propia o alquilada están asociados a una caída de la tasa de pobreza. El comportamiento de los coeficientes de las variables regionales indican que en la Patagonia y CABA los niveles de pobreza son menores que en el resto de las regiones de Argentina. Los resultados de las regresiones RIF para los indicadores FGT (1) y FGT (2) se presentan en el Anexo (Tabla A3). Los coeficientes estimados para la brecha y la severidad de la pobreza coinciden con los expuestos.

4.3. Descomposición Detallada

En la Tabla 4 se presenta la descomposición detallada de los efectos composición y estructura para el periodo 2003-2019 y los subperiodos 2003-2010 y 2010-2019. Estos resultados permiten indagar en los determinantes de la evolución de la pobreza en Argentina, brindando detalles más interesantes de la dinámica observada en los años bajo análisis. En particular, es posible cuantificar el efecto de un cambio marginal en la distribución de una variable de su nivel en el año inicial ($T=0$) al nivel del año final ($T=1$) sobre el indicador de pobreza, manteniendo constante la distribución del resto.

Para facilitar la exposición y el análisis, se obtiene el aporte de cada determinante a los efectos estructura y composición a partir de la suma de la contribución de los regresores relevantes, siguiendo la recomendación de Firpo et al. (2018). Así, por ejemplo, la participación de la educación en el componente estructura es la suma de la contribución de las cinco categorías de nivel educativo consideradas.

La porción de los efectos composición y estructura que no es totalmente explicada por el modelo es captada por los errores de especificación y reponderación, respectivamente. Estos no resultan estadísticamente significativos en las descomposiciones que siguen el modelo propuesto por Ríos-Ávila (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). En la Tabla A 4 se muestra el valor de los errores y su significancia estadística para las descomposiciones de la tasa de pobreza.

Tabla 4: Descomposición detallada de la tasa de pobreza. Argentina, 2003-2019.

	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio total	-0.266***	0.0652***	-0.201***
Efecto composición	-0.0340***	-0.0520***	-0.0954***
Efecto estructura	-0.232***	0.117***	-0.106***
Descomposición efecto composición			
Hogar unipersonal	-0.0004***	-0.0004***	-0.0009***
Tenencia de la vivienda	-0.0006*	-0.0009***	-0.0021***
Edad del jefe	-0.0010***	-0.0049***	-0.0062***
Composición del hogar	-0.0209***	-0.0300***	-0.0540***
Nivel educativo del jefe	-0.0143***	-0.0225***	-0.0411***
Jefe ocupado	0.0028***	0.0065***	0.0092***
Región	0.0003***	0.0014***	0.0015***
Descomposición efecto estructura			
Hogar unipersonal	0.0043***	-0.0008	0.0035***
Tenencia de la vivienda	-0.0208	0.0459***	0.0356**
Edad del jefe	-0.0977***	0.0708*	-0.0266
Composición del hogar	0.0132*	0.0055	0.0145*
Nivel educativo del jefe	-0.0426***	0.0211*	-0.0099
Jefe ocupado	-0.0188*	0.0028	-0.0149
Región	-0.0477***	0.0869***	0.0495***
Constante	-0.0224	-0.114***	-0.157***

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Los factores incluidos en el análisis tienen un bajo poder explicativo de los cambios ocurridos en el periodo completo. En conjunto dan cuenta solamente de 14,75 p.p (73 %) de la caída de 20,1 p.p en la tasa de pobreza entre 2003 y 2019¹³. Lo que puede estar vinculado a los escenarios macroeconómicos distintos que sucedieron a lo largo de dichos momentos del tiempo. Así, el poder explicativo de los factores aumenta al dividir el periodo completo en dos tramos: 2003-2010 y 2010-2019, dando cuenta del 84 % de la reducción de la pobreza en el primer tramo y del 91 % de la suba del segundo. Teniendo esto en cuenta, en las subsecciones posteriores se presenta el análisis de la desagregación de los efectos composición y estructura para los periodos 2003-2010 y 2010-2019.

¹³Para el cálculo se considera la suma de los efectos composición y estructura de los factores que resultaron estadísticamente significativos.

4.3.1. Descomposición del Efecto Estructura

Los resultados presentados con anterioridad en esta sección señalan que tanto las modificaciones en el perfil de características de los hogares como el cambio en la estructura de pagos a dichos atributos resultan significativos para explicar la evolución de la pobreza, no obstante, el efecto estructura resalta por ser el principal impulsor de las variaciones en las privaciones monetarias en Argentina durante el periodo bajo análisis.

Al desagregar este componente se encuentra que las variables referidas a la edad del jefe son las que mejor capturan los cambios en la estructura de remuneraciones a las características observables de los hogares. Representan más del 50% (9,7 p.p.) de la disminución de la pobreza atribuida al efecto estructura entre 2003 y 2010 (23,2 p.p.) y el 64% (7.1 p.p) del aumento entre 2010 y 2019 (11,7 p.p). A su vez, la variación en los retornos a la educación explican más del 20% (4,3 p.p.) de la caída de las carencias de ingresos impulsada por el efecto estructura entre 2003-2010 y el 19% (2,1 p.p.) de la suba en el periodo 2010-2019.

La porción del efecto estructura asociada a los retornos regionales son relevantes en la evolución de las carencias monetarias, sobre todo en el segundo subperiodo donde dan cuenta de más del 75% (8,7 p.p.) del aumento en las privaciones. Durante 2003-2010, en cambio, la contribución a la caída de la tasa de pobreza es del 25% (4,8 p.p.). Por su parte, el efecto estructura referido a los jefes ocupados sólo resulta significativo para el tramo 2003-2010, operando a favor de la reducción de la pobreza, pero con una importancia relativa menor (1,9 p.p).

Los retornos a los hogares unipersonales resultan menos importantes para dar cuenta de la modificación en la estructura de pagos. Entre 2003 y 2010, el signo positivo del efecto parcial de este factor indica que aporta a la suba del nivel de pobreza, mientras que para el periodo 2010-2019 no resulta estadísticamente significativo. Las variables de tenencia de la vivienda realizan una contribución positiva al efecto estructura durante los años 2010-2019, explicando 4,5 p.p del aumento de la pobreza traccionado por la variación desfavorable en la estructura de pagos durante este periodo. En el primer periodo (2003-2010), en cambio, el aporte de este factor no es significativo estadísticamente.

4.3.2. Descomposición del Efecto Composición

La desagregación del efecto composición indica 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 ho-

gar contribuye con el 60 % (2,09 p.p.) de la caída de la pobreza provocada por las modificaciones en el perfil de características de los hogares (3,4 p.p). Para el periodo 2010-2019, el aporte de este factor al efecto composición supera el 55 % (3 p.p) e impulsa una reducción de la tasa de pobreza amortiguando, en parte, el incremento en las privaciones que tiene lugar entre esos años.

Una dinámica similar se encuentra para el nivel educativo del jefe. Tanto en el primero como en el segundo periodo analizado, el mayor nivel de formación adquirido por los jefes explica más del 40 % de la caída de la pobreza motivada por efecto composición (1,4 p.p y 2,2 p.p para los periodos 2003-2010 y 2010-2019, respectivamente). En el mismo sentido, aunque con una contribución menor, los cambios en las dotaciones de edad de los jefes, tenencia de la vivienda y hogares unipersonales presentan un efecto reductor de la pobreza en ambos periodos.

La participación del jefe en el mercado laboral tiene un impacto significativo pero pequeño en el efecto composición, sin embargo, los resultados resultan llamativos para el periodo 2003-2010 donde se evidencia un aumento del empleo en el país. Aquí, el cambio en la proporción de jefes ocupados actúa en sentido opuesto al esperado aumentando la tasa de pobreza y contrarrestando, parcialmente, las mejoras ocasionadas por el resto de factores. En cambio, entre 2010-2019, la dotación más desfavorable de esta característica en los hogares motiva un aumento de la pobreza.

4.3.3. Efecto Total

Los componentes composición y estructura tienen efectos dispares sobre la evolución del estadístico de interés, que terminan reforzándose o compensándose entre sí. Por lo tanto, el aporte individual de cada factor a la dinámica de la pobreza surge de la suma de ambos efectos parciales (Firpo, et al. 2018). En este sentido, 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 20,3 p.p. en el indicador FGT(0) (76 % del cambio total en la tasa de pobreza). La composición del hogar, la tenencia de la vivienda, la región de residencia del jefe y su condición de ocupado también contribuyen en esta dirección, aunque con una importancia menor (7,2 p.p.), mientras que los cambios conjuntos de los efectos composición y estructura para los hogares unipersonales motivan una suba del nivel de privación inferior a 1 p.p..

Por su 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 implican un incremento de 19,9 p.p. en la tasa de pobreza, sobre explicando el aumento de las carencias monetarias en este periodo y superando con creces el im-

pacto reductor que ejercieron la composición de miembros del hogar, hogares unipersonales y el nivel educativo del jefe.

4.3.4. Modelo Ampliado

En este apartado se amplía el análisis para contemplar otros factores que son identificados como relevantes por la literatura empírica debido a su impacto en el ingreso familiar durante el periodo analizado (Bracco, et al. 2019; Navarrete et al; 2018 y 2021; Lustig et al., 2013, entre otros). Específicamente, se incluyen variables que caracterizan el perfil de inserción laboral del jefe, como la rama de actividad y la categoría ocupacional del empleo principal, junto con otras referidas al alcance de las políticas de protección social implementadas durante el periodo como jubilaciones y subsidios¹⁴. 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 siguen siendo adecuados (Tabla A4). Los resultados de este ejercicio de descomposición para el indicador FGT(0) se muestran en la Tabla A5 del anexo.

Los factores vinculados a la inserción laboral son significativos para explicar la evolución de la tasa de pobreza. Por un lado, la categoría de empleo del jefe impulsa la reducción del nivel de privaciones durante el periodo 2003-2010 a partir de su contribución al efecto composición. Esta mejora en las dotaciones referidas al tipo de empleo puede estar vinculada con el proceso de formalización laboral que tuvo lugar en este periodo; a su vez, la contribución no significativa de este factor al efecto estructura sugiere que los beneficios de este proceso operaron a través de una mayor disponibilidad de empleos formales y no por una mejora en los retornos. Entre los años 2010 y 2019, la dinámica se revierte. Aquí, la desmejora en las dotaciones 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 pobreza. Estos resultados concuerdan con los obtenidos en estudios previos para Argentina.

Por otra parte, el efecto total asociado a la rama de actividad de la ocupación principal del jefe ocasiona un aumento en los niveles de privación monetaria en ambos subperiodos. 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.

¹⁴Se incorporan dos variables binarias que indican si al menos un miembro del hogar percibe ingresos por jubilación o pensión y si el jefe es beneficiario de subsidios o ayudas sociales.

Las jubilaciones tienen un efecto heterogéneo sobre la tasa de pobreza. Por un lado, el aumento en la proporción de hogares que perciben estos ingresos impulsaron la disminución de la tasa de la pobreza, principalmente durante el periodo 2003-2010, mientras que los pagos asociados a este factor actuaron en la dirección opuesta, empujando la suba de las carencias monetarias en ambos subperiodos. Así, la suma de ambos componentes resuta en una ligera caída de la pobreza entre 2003 y 2010, lo que va en línea con los hallazgos de la literatura empírica previa, y una suba en periodo 2010-2019. Sin embargo, la comparación con el resto de determinantes, muestra que la contribución de este factor fue de menor importancia relativa.

Por último, el efecto composición y estructura 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. Los resultados indican que la influencia de este factor es cuantitativamente menos relevante en la dinámica de la pobreza.

5. Robustez de los resultados

Para determinar la robustez de los resultados se replican las descomposiciones utilizando los microdatos de la EPH-C correspondientes al tercer trimestre de los años 2003, 2010 y 2019. En primer lugar, se comprueba que el signo y la magnitud del cambio en los indicadores de pobreza para el periodo 2003-2019 y los subperiodos 2003-2010 y 2010-2019 no presentan alteraciones relevantes. 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 (Tabla A5).

En segundo lugar, las estimaciones de las regresiones RIF para los indicadores de pobreza son consistentes con las obtenidas para el cuarto trimestre. La significancia estadística de las covariables se mantiene como así también la magnitud y la dirección de los efectos. Sin embargo, la bondad del ajuste del modelo empeora ligeramente al usar los microdatos del tercer trimestre (Tabla A6).

Finalmente, en la desagregación de los componentes estructura y composición es donde se presentan las mayores disimilitudes entre los resultados. Por un lado, 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 periodo completo y el primer subperiodo. 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 (Tabla A7).

6. Conclusiones

El presente trabajo se propuso como objetivo analizar la evolución de la pobreza monetaria en Argentina e indagar en sus principales micro determinantes durante los periodos 2003-2010 y 2010-2019. En especial, se enfatizó en el impacto de las características demográficas, la tenencia de activos del hogar, la inserción del jefe en el mercado laboral y la protección social en la evolución de la pobreza.

Se realizaron descomposiciones econométricas a partir de la metodología que 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) propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2011; 2018). Los indicadores distributivos analizados fueron la incidencia, la brecha y la severidad de la pobreza. Los microdatos utilizados fueron provistos por la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) publicada por el INDEC para el cuarto trimestre de los años 2003, 2010 y 2019.

Los resultados de la descomposición agregada señalan que la pobreza se redujo en la primera mitad del periodo analizado (2003-2010). Aquí, el efecto del cambio en los retornos a las características de los hogares tuvo un mayor protagonismo para explicar la reducción de las privaciones monetarias, mientras que el aporte del efecto composición fue pequeño. Esta dinámica contrasta con la del segundo subperiodo estudiado (2010-2019), donde se evidenció un alza en todos los indicadores de pobreza debido a la desmejora de los retornos que fue contrarrestada por el efecto composición. La mejora en la dotación de características de los hogares amortiguó, aunque de manera reducida, el incremento de la pobreza que hubiera tenido lugar si solamente operaba el cambio desfavorable en la estructura de retribuciones.

La descomposición detallada de estos efectos 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. Los resultados desagregados indicaron 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. Por otra parte, la ampliación del análisis para incluir determinantes importantes en la dinámica del ingreso familiar según los estudios previos, reveló que hubo una mejora en la composición de la categoría ocupacional del jefe del hogar que operó a favor de las mejoras de bienestar entre los años 2003 y 2010. Este resultado puede estar asociado al fuerte proceso de formalización laboral que tuvo lugar en Argentina durante este periodo. 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 subperiodos. 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. En el periodo 2010-2019, no obstante, 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. Dado que mostraron un rol aumentador de los niveles de pobreza en ambos periodos, aunque su efecto fue pequeño.

El análisis microeconómico presentado en este trabajo realizó una contribución a la literatura que indaga en los determinantes de la evolución de las privaciones monetarias en Argentina en los últimos decenios. Los hallazgos resultan novedosos debido a que se utilizó una metodología poco aplicada en los estudios de pobreza y ganan relevancia por echar luz acerca de las razones subyacentes a la dinámica de las carencias de ingresos.

7. Bibliografía

Amarante, V. y Arim, R. (Eds.) (2015). “Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas”. Libros de la CEPAL -Desarrollo Social N°133, Santiago de Chile.

Azevedo, J.P., Inchauste, G., Olivieri, S., Sanfelice, V., Saavedra, J. y Winkler, H. (2013a). Is Labor Income Responsible for Poverty Reduction? A Decomposition Approach. World Bank Policy Research Working Paper, 6414.

Azevedo, J.P., Inchauste, G., y Sanfelice, V. (2013b). Decomposing the Recent Inequality Decline in Latin America. World Bank Policy Research Working Paper, 6715.

Beccaria, L, Maurizio, R., Fernandez, A. L. y Monsalvo, A. L. (2011). Dynamics of Poverty, labor Market an Public Policies in Latin America. Poverty and Economic Policy Working Paper.

Bracco, J., Gasparini, L. y Tornarolli, L. (2019). Explorando los cambios de la pobreza en Argentina: 2003-2015. *Económica, La Plata*, 65(1): 69-124.

Cruces, G., Fields, G., Jaume, D. y Viollaz, M., (2017). “Growth, Employment, and Poverty in Latin America”, Oxford University Press.

DiNardo, J., N., Fortin, T. y Lemieux (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. Handbook of Labor Economics, 4:1-97.

Gasparini, L., Santos E. y Tornarolli, L. (2021).Poverty in Latin America. Documento de Trabajo del CEDLAS, 284.

Grandín, C. (2021). The recentered influence function and unidimensional poverty measurement. WIDER Working Paper 2021/142).

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, Asociación Argentina de Economía Política.

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>

Tornarolli, L., Ciaschi, M., y Galeano, L. (2018). Income Distribution in Latin America: The Evolution in the Last 20 Years: A Global Approach. Documento de Trabajo del CEDLAS, 234.

Tornarolli, L. (2018). Series Comparables de Indigencia, Pobreza y Desigualdad. Una Propuesta Metodológica. Documento de Trabajo N°226, CEDLAS. Rios-Avila, F. (2019). Recentred Influence Functions in Stata: Methods for Analyzing the Determinants of Poverty and Inequality. Levy Economics Institute, Working Paper 927.

Weller, J. (2014). Aspects of Recent Developments in the Latin American and Caribbean Labour Markets. *CEPAL Review*, 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.

8. Anexos

Tabla A 1: Canastas Básicas Totales por adulto equivalente. Argentina. Cuarto trimestre de 2003, 2010 y 2019.

Trimestre	GBA	Cuyo	NEA	NOA	Pampeana	Patagónica
T4 2003	305.89	293.44	257.74	248,31	305.98	359.63
T4 2010	866.16	824.65	736.12	710.01	866.41	1003.53
T4 2019	12103.99	11499.72	10177.86	9821.87	11990.52	14287.89

Fuente: Zack et al. (2020) e INDEC.

Tabla A 2: Descomposición agregada de los indicadores FGT(1) y FGT(2). Argentina, (2003-2019)

	FGT (1)			FGT (2)		
	2003-2010	2010-2019	2003-2019	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio Observado	-0.175*** (0.00271)	0.0294*** (0.00264)	-0.145*** (0.00296)	-0.125*** (0.00215)	0.0168*** (0.00189)	-0.108*** (0.00227)
Efecto Composición	-0.0148*** (0.000386)	-0.0240*** (0.000679)	-0.0459*** (0.00117)	-0.0081*** (0.000268)	-0.0133*** (0.000474)	-0.0258*** (0.000819)
Efecto Estructura	-0.160*** (0.00282)	0.0534*** (0.00277)	-0.0996*** (0.00333)	-0.117*** (0.00223)	0.0302*** (0.00199)	-0.0820*** (0.00254)

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tabla A 3: Regresiones RIF de los indicadores de pobreza. Argentina, 2003, 2010 y 2019

Años	2003	2010	2019	2003	2010	2019
Indicador de pobreza	FGT(1)			FGT(2)		
Valor estimado	.2988	.1239	.1533	.1918	.0671	.0840
Hogar unipersonal	-0.0275*** (0.00598)	0.00326 (0.00388)	0.0146*** (0.00399)	0.0115* (0.00518)	0.0113*** (0.00287)	0.0205*** (0.00303)
Tenencia de la vivienda						
Propietario	-0.0639*** (0.00368)	-0.0576*** (0.00262)	-0.0440*** (0.00301)	-0.0481*** (0.00318)	-0.0370*** (0.00194)	-0.0293*** (0.00229)
Arrendatario	-0.0876*** (0.00475)	-0.0554*** (0.00320)	-0.0693*** (0.00366)	-0.0640*** (0.00411)	-0.0324*** (0.00237)	-0.0450*** (0.00278)
Edad del jefe del hogar						
24-44	-0.0429*** (0.00864)	-0.0228*** (0.00599)	-0.0228** (0.00743)	-0.0360*** (0.00747)	-0.00634 (0.00443)	-0.0206*** (0.00564)
45-64	-0.0761*** (0.00863)	-0.0505*** (0.00601)	-0.0487*** (0.00743)	-0.0645*** (0.00746)	-0.0230*** (0.00444)	-0.0346*** (0.00564)
65+	-0.178*** (0.0102)	-0.0979*** (0.00708)	-0.143*** (0.00843)	-0.151*** (0.00880)	-0.0579*** (0.00523)	-0.109*** (0.00640)
Composición por edades del hogar						
# Niños (0-17 años)	0.0376*** (0.00174)	0.0289*** (0.00129)	0.0331*** (0.00149)	0.0288*** (0.00151)	0.0182*** (0.000956)	0.0237*** (0.00113)
# Adultos (25-64 años) excluyendo al jefe	0.0328*** (0.00148)	0.0217*** (0.00109)	0.0301*** (0.00125)	0.0248*** (0.00128)	0.0112*** (0.000807)	0.0144*** (0.000949)
# Adultos mayores (65 años o más)	-0.00843* (0.00359)	-0.0279*** (0.00254)	-0.0266*** (0.00272)	-0.00967** (0.00310)	-0.0188*** (0.00188)	-0.0167*** (0.00206)
Nivel educativo del jefe del hogar						
Primaria incompleta	0.185*** (0.00450)	0.0672*** (0.00331)	0.106*** (0.00400)	0.138*** (0.00389)	0.0380*** (0.00245)	0.0609*** (0.00304)
Primaria completa	0.118*** (0.00362)	0.0504*** (0.00248)	0.0669*** (0.00286)	0.0771*** (0.00313)	0.0284*** (0.00183)	0.0405*** (0.00217)
Secundaria incompleta	0.0812*** (0.00410)	0.0263*** (0.00281)	0.0643*** (0.00293)	0.0530*** (0.00354)	0.0148*** (0.00208)	0.0366*** (0.00222)
Superior incompleta	-0.0605*** (0.00506)	-0.0368*** (0.00327)	-0.0468*** (0.00349)	-0.0370*** (0.00438)	-0.0204*** (0.00242)	-0.0268*** (0.00265)
Superior completa	-0.0842*** (0.00451)	-0.0474*** (0.00289)	-0.0603*** (0.00289)	-0.0409*** (0.00390)	-0.0243*** (0.00213)	-0.0282*** (0.00220)
Jefe ocupado	-0.143*** (0.00334)	-0.102*** (0.00232)	-0.128*** (0.00244)	-0.136*** (0.00289)	-0.0743*** (0.00172)	-0.0969*** (0.00185)
Región de residencia						
GBA	-0.0151** (0.00564)	-0.0566*** (0.00389)	0.0338*** (0.00438)	-0.00571 (0.00488)	-0.0296*** (0.00288)	0.0328*** (0.00332)
CABA	-0.0647*** (0.00643)	-0.0389*** (0.00448)	-0.000539 (0.00513)	-0.0348*** (0.00556)	-0.0138*** (0.00331)	0.00998* (0.00389)
NOA	-0.0236*** (0.00657)	-0.0447*** (0.00452)	-0.0219*** (0.00510)	-0.0267*** (0.00568)	-0.0271*** (0.00334)	-0.0146*** (0.00387)
Cuyo	0.00621 (0.00711)	-0.0100* (0.00493)	-0.00147 (0.00555)	0.00163 (0.00615)	-0.00580 (0.00365)	0.00418 (0.00421)
Pampeana	-0.00688 (0.00589)	-0.0289*** (0.00407)	0.00723 (0.00461)	0.000622 (0.00509)	-0.0118*** (0.00301)	0.0102** (0.00350)
Patagonia	-0.0715*** (0.00929)	-0.0759*** (0.00640)	-0.0324*** (0.00682)	-0.0512*** (0.00803)	-0.0370*** (0.00473)	-0.0110* (0.00517)
Constante	0.365*** (0.0108)	0.239*** (0.00756)	0.221*** (0.00886)	0.266*** (0.00937)	0.140*** (0.00559)	0.142*** (0.00673)
Observaciones	46693	54592	45087	46693	54592	45087
R2	0.358	0.264	0.361	0.285	0.184	0.271

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tabla A 4: Errores de especificación y reponderación de la descomposición de la tasa de pobreza

	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	-0.0340*** (0.000765)	-0.0520*** (0.00131)	-0.0954*** (0.00215)	-0.0450*** (0.00153)	-0.0336*** (0.00161)	-0.0846*** (0.00307)
Efecto composición puro	-0.0341*** (0.000802)	-0.0509*** (0.00137)	-0.0936*** (0.00239)	-0.0438*** (0.00154)	-0.0324*** (0.00168)	-0.0817*** (0.00327)
Error de especificación	0.0001 (0.000236)	-0.0011 (0.000542)	-0.0019 (0.00102)	-0.00112* (0.000474)	-0.00113* (0.000544)	-0.00295* (0.00137)
Efecto estructura total	-0.232*** (0.00479)	0.117*** (0.00534)	-0.106*** (0.00565)	-0.222*** (0.00498)	0.106*** (0.00547)	-0.110*** (0.00618)
Efecto estructura puro	-0.232*** (0.00401)	0.119*** (0.00442)	-0.105*** (0.00445)	-0.211*** (0.00412)	0.109*** (0.00448)	-0.101*** (0.00492)
Error de reponderación	0.0001 (0.00258)	-0.0014 (0.00326)	-0.0006 (0.00363)	-0.0108*** (0.00295)	-0.00273 (0.00340)	-0.00885* (0.00411)

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tabla A 5: Descomposición de la tasa de pobreza. Análisis ampliado. Argentina, 2003-2019.

	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio total	-0.267***	0.0725***	-0.195***
Efecto composición	-0.0450***	-0.0336***	-0.0846***
Efecto estructura	-0.222***	0.106***	-0.110***
Descomposición efecto composición			
Hogar unipersonal	-0.0004***	-0.0005***	-0.0010***
Tenencia de la vivienda	-0.0007**	-0.0010***	-0.0022***
Edad del jefe	-0.0009***	-0.0036***	-0.0051***
Composición del hogar	-0.0138***	-0.0261***	-0.0438***
Nivel educativo del jefe	-0.0088***	-0.0138***	-0.0265***
Jefe ocupado	0.0013*	0.0013	0.0018
Categoría de empleo	-0.0169***	0.0116***	-0.0019
Rama de actividad	0.0011***	-0.0020*	-0.0022*
Subsidios	0.0036***	0.0042***	0.0077***
Jubilaciones	-0.0084***	-0.0044***	-0.0106***
Región	0.0002	0.0018***	0.0020***
Descomposición efecto estructura			
Hogar unipersonal	0.0046***	-0.0006	0.0047***
Tenencia de la vivienda	-0.0075	0.0269*	0.0236
Edad del jefe	-0.101***	0.0996**	0.0140
Composición del hogar	0.0113	0.0114	0.0127
Nivel educativo del jefe	-0.0365***	0.0055	-0.0253*
Jefe ocupado	-0.0793	0.0731	-0.0112
Categoría de empleo	0.0668	-0.117*	-0.0278
Rama de actividad	0.0054	0.0505***	0.0414***
Subsidios	0.0045***	-0.0014	0.0038***
Jubilaciones	0.00626*	0.0114**	0.0182***
Región	-0.0451***	0.0763***	0.0391***
Constante	-0.0410	-0.127***	-0.194***

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tabla A 6: Descomposición agregada de los indicadores de pobreza. Argentina, tercer trimestre 2003-2019.

	2003-2010			2010-2019			2003-2019		
	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Cambio Observado	-0.277*** (0.00474)	-0.181*** (0.00292)	-0.132*** (0.00236)	0.0331*** (0.00513)	0.0130*** (0.00255)	0.0086*** (0.00183)	-0.244*** (0.00531)	-0.168*** (0.00306)	-0.124*** (0.00240)
Efecto Composición	-0.0349*** (0.000668)	-0.0166*** (0.000348)	-0.0096*** (0.000237)	-0.0435*** (0.00117)	-0.0181*** (0.000600)	-0.0090*** (0.000436)	-0.0813*** (0.00191)	-0.0369*** (0.00101)	-0.0200*** (0.000726)
Efecto Estructura	-0.242*** (0.00495)	-0.165*** (0.00305)	-0.122*** (0.00245)	0.0767*** (0.00526)	0.0311*** (0.00265)	0.0176*** (0.00187)	-0.162*** (0.00578)	-0.131*** (0.00342)	-0.104*** (0.00265)

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tabla A 7: Regresiones RIF de los indicadores de pobreza. Argentina, tercer trimestre 2003, 2010 y 2019.

Años	2003			2010			2019		
Indicador de pobreza	FGT (0)	FGT (1)	FGT (2)	FGT (0)	FGT (1)	FGT (2)	FGT (0)	FGT (1)	FGT (2)
Valor estimado	.57664	.30015	.19666	.29998	.11882	.06456	.33311	.13179	.07313
Hogar unipersonal	-0.129*** (0.00974)	-0.0216*** (0.00640)	0.0143* (0.00557)	-0.0220** (0.00779)	0.0179*** (0.00388)	0.0209*** (0.00283)	-0.0634*** (0.00805)	-0.0017 (0.00409)	0.00716* (0.00309)
Tenencia de la vivienda									
Propietario	-0.104*** (0.00601)	-0.0559*** (0.00395)	-0.0353*** (0.00343)	-0.0457*** (0.00520)	-0.0162*** (0.00259)	-0.0062** (0.00188)	-0.0656*** (0.00622)	-0.0299*** (0.00316)	-0.0182*** (0.00239)
Arrendatario	-0.103*** (0.00777)	-0.0715*** (0.00510)	-0.0512*** (0.00444)	-0.0617*** (0.00645)	-0.0331*** (0.00321)	-0.0189*** (0.00234)	-0.0793*** (0.00748)	-0.0484*** (0.00381)	-0.0324*** (0.00287)
Edad del jefe del hogar									
24-44	-0.107*** (0.0128)	-0.0694*** (0.00841)	-0.0609*** (0.00732)	-0.0866*** (0.0121)	-0.0576*** (0.00604)	-0.0326*** (0.00440)	0.0125 (0.0147)	-0.0005 (0.00745)	0.0011 (0.00563)
45-64	-0.133*** (0.0128)	-0.0881*** (0.00841)	-0.0765*** (0.00731)	-0.113*** (0.0122)	-0.0665*** (0.00606)	-0.0401*** (0.00441)	-0.0614*** (0.0146)	-0.0450*** (0.00745)	-0.0279*** (0.00562)
65+	-0.223*** (0.0155)	-0.192*** (0.0102)	-0.174*** (0.00885)	-0.245*** (0.0143)	-0.150*** (0.00714)	-0.0990*** (0.00520)	-0.117*** (0.0166)	-0.117*** (0.00845)	-0.0883*** (0.00637)
Composición por edades del hogar									
# Niños (0-17 años)	0.0393*** (0.00272)	0.0403*** (0.00179)	0.0336*** (0.00156)	0.0624*** (0.00253)	0.0345*** (0.00126)	0.0214*** (0.000917)	0.0508*** (0.00306)	0.0320*** (0.00156)	0.0216*** (0.00118)
# Adultos (25-64 años) excluyendo al jefe	0.0438*** (0.00238)	0.0265*** (0.00156)	0.0174*** (0.00136)	0.0364*** (0.00211)	0.0160*** (0.00105)	0.0080*** (0.000767)	0.0490*** (0.00263)	0.0155*** (0.00134)	0.0049*** (0.00101)
# Adultos mayores (65 años o más)	-0.0470*** (0.00556)	-0.0204*** (0.00365)	-0.0132*** (0.00318)	-0.0229*** (0.00522)	-0.0040 (0.00260)	-0.0011 (0.00189)	-0.0915*** (0.00571)	-0.0344*** (0.00290)	-0.0204*** (0.00219)
Nivel educativo del jefe del hogar									
Primaria incompleta	0.253*** (0.00723)	0.176*** (0.00475)	0.129*** (0.00413)	0.205*** (0.00638)	0.0815*** (0.00318)	0.0429*** (0.00232)	0.187*** (0.00780)	0.0716*** (0.00397)	0.0337*** (0.00299)
Primaria completa	0.194*** (0.00594)	0.119*** (0.00390)	0.0774*** (0.00339)	0.164*** (0.00499)	0.0655*** (0.00248)	0.0345*** (0.00181)	0.121*** (0.00578)	0.0652*** (0.00294)	0.0390*** (0.00222)
Secundaria incompleta	0.114*** (0.00658)	0.0679*** (0.00432)	0.0405*** (0.00376)	0.117*** (0.00552)	0.0433*** (0.00275)	0.0249*** (0.00200)	0.103*** (0.00595)	0.0487*** (0.00302)	0.0271*** (0.00228)
Superior incompleta	-0.112*** (0.00820)	-0.0483*** (0.00538)	-0.0301*** (0.00468)	-0.0453*** (0.00620)	-0.0295*** (0.00329)	-0.0197*** (0.00240)	-0.0821*** (0.00702)	-0.0386*** (0.00357)	-0.0231*** (0.00270)
Superior completa	-0.224*** (0.00725)	-0.0893*** (0.00476)	-0.0469*** (0.00414)	-0.0877*** (0.00571)	-0.0325*** (0.00284)	-0.0170*** (0.00207)	-0.164*** (0.00601)	-0.0553*** (0.00306)	-0.0282*** (0.00231)
Jefe ocupado	-0.123*** (0.00520)	-0.134*** (0.00342)	-0.127*** (0.00297)	-0.146*** (0.00460)	-0.0859*** (0.00229)	-0.0604*** (0.00167)	-0.160*** (0.00495)	-0.118*** (0.00252)	-0.0902*** (0.00190)
Región de residencia									
GBA	-0.0500*** (0.00906)	-0.0587*** (0.00595)	-0.0515*** (0.00517)	-0.134*** (0.00773)	-0.0639*** (0.00385)	-0.0389*** (0.00280)	0.0131 (0.0103)	0.0351*** (0.00526)	0.0350*** (0.00397)
CABA	-0.186*** (0.0103)	-0.132*** (0.00675)	-0.100*** (0.00588)	-0.158*** (0.00888)	-0.0642*** (0.00442)	-0.0341*** (0.00322)	-0.0319** (0.0116)	0.0158** (0.00592)	0.0172*** (0.00447)
NOA	-0.0533*** (0.0105)	-0.0675*** (0.00692)	-0.0656*** (0.00602)	-0.0984*** (0.00898)	-0.0639*** (0.00447)	-0.0429*** (0.00326)	0.0096 (0.0116)	0.0010 (0.00591)	-0.0010 (0.00446)
Cuyo	-0.0244* (0.0114)	-0.0399*** (0.00749)	-0.0392*** (0.00652)	-0.0376*** (0.00979)	-0.0288*** (0.00487)	-0.0194*** (0.00355)	0.0023 (0.0124)	0.0353*** (0.00632)	0.0299*** (0.00477)
Pampeana	-0.0503*** (0.00944)	-0.0523*** (0.00620)	-0.0423*** (0.00540)	-0.103*** (0.00808)	-0.0457*** (0.00402)	-0.0259*** (0.00293)	0.0075 (0.0107)	0.0242*** (0.00547)	0.0212*** (0.00412)
Patagonia	-0.142*** (0.0149)	-0.116*** (0.00979)	-0.0968*** (0.00852)	-0.177*** (0.0127)	-0.0799*** (0.00633)	-0.0445*** (0.00461)	-0.0652*** (0.0148)	-0.0104 (0.00752)	0.0004 (0.00568)
Constante	0.730*** (0.0166)	0.428*** (0.0109)	0.326*** (0.00948)	0.451*** (0.0152)	0.216*** (0.00755)	0.130*** (0.00550)	0.399*** (0.0187)	0.185*** (0.00948)	0.118*** (0.00716)
Observaciones	46234	46234	46234	55372	55372	55372	43992	43992	43992
R2	0.314	0.322	0.253	0.273	0.251	0.176	0.296	0.275	0.200

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.

Tabla A 8: Descomposición detallada de la tasa de pobreza. Argentina, tercer trimestre 2003-2019.

	2003-2010	2010-2019	2003-2019
Cambio total	-0.275***	0.0394***	-0.236***
Efecto composición	-0.0409***	-0.0238***	-0.0710***
Efecto estructura	-0.234***	0.0633***	-0.165***
Descomposición efecto composición			
Hogar unipersonal	-0.0003***	-0.0009***	-0.0016***
Tenencia de la vivienda	-0.0004	-0.0007***	-0.0009**
Edad del jefe	-0.0012***	-0.0020***	-0.0027***
Composición del hogar	-0.0117***	-0.0244***	-0.0389***
Nivel educativo del jefe	-0.0099***	-0.0102***	-0.0192***
Jefe ocupado	-0.0006	-0.0124**	-0.0092**
Categoría de empleo	-0.0171***	0.0240***	-0.0016
Rama de actividad	0.0020***	0.0015*	0.0031***
Subsidios	0.0064***	0.0052***	0.0133***
Jubilaciones	-0.0057***	-0.0041***	-0.0087***
Región	0.0008***	0.0010**	0.0013**
Descomposición efecto estructura			
Hogar unipersonal	0.0046***	-0.0028***	0.0020*
Tenencia de la vivienda	0.0502***	-0.0040	0.0307*
Edad del jefe	-0.0649*	0.0595*	0.0571
Composición del hogar	0.0120	-0.0233**	-0.0191*
Nivel educativo del jefe	0.0219*	-0.0290***	-0.0170
Jefe ocupado	0.0659	0.277***	0.370***
Categoría de empleo	-0.0371	-0.265***	-0.334***
Rama de actividad	-0.0131	-0.0170	-0.0280*
Subsidios	0.0034***	0.0005	0.0033***
Jubilaciones	0.0214***	0.0063	0.0253***
Región	-0.0473***	0.115***	0.0627***
Constante	-0.244***	-0.0519	-0.312***

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Errores estándares robustos entre paréntesis.