

UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES

Facultad de Ciencias Económicas

TESIS DE MAESTRÍA

**El impacto del sistema previsional sobre la
distribución del ingreso y la pobreza**

Evidencia empírica en Argentina entre 2003 y 2013

Autor:

Lic. Emanuel J. AGÚ

Director:

Ph.D. Carlos O. GRUSHKA

Versión revisada: 11 de marzo de 2019

*Dedico este trabajo a la memoria de mis padres,
Edmundo (1948-2018) y Mary (1951-2018).*

Agradecimientos

En el ámbito académico, agradezco a Carlos Grushka quien me dirigió para que pudiera completar esta tesis y a los jurados Oscar Cetrángolo, Javier Curcio y Rafael Rofman por brindarme sus comentarios sobre la primera versión del documento. Todos ellos me proveyeron de guías muy útiles para mejorar mi trabajo de investigación. Quiero destacar también los generosos comentarios de parte de Camila Arza, Julio Gaiada, Octavio Bramajo, Joakim Palme y Jörg Neugschwender que me ayudaron a tornar más inteligibles los argumentos del trabajo. A mis colegas de cátedra Daniel Nieto y Santiago Boffi les agradezco por su estimulante colaboración académica. Agradezco también las críticas constructivas que me brindaron quienes comentaron trabajos preliminares de esta tesis que presenté en jornadas, congresos y seminarios entre 2013 y 2015. A lo largo del texto he tratado de citar a los investigadores argentinos que hacen lo posible con lo disponible para aportar opiniones documentadas y sensibles sobre la realidad social, que fueron de utilidad durante la elaboración de esta tesis. Quiero reconocer los esfuerzos de Philippe Van Kerm, Jean-Yves Duclos, Abdelkrim Araar y Alejandro López-Feldman por proveer de los paquetes *sgini*, *DASP* y *descogini* para Stata que utilicé para el análisis distributivo y la descomposición de los índices de desigualdad. También agradezco al Instituto Interdisciplinario de Economía Política de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires y a la Organización Internacional del Trabajo por brindar el curso *Tópicos sobre mercado de trabajo, instituciones laborales y protección social en América Latina* en julio de 2017, en donde obtuve instrumentos para perfeccionar mi trabajo de investigación. En todo momento, asumo como propios todos los errores que tuviera este trabajo y desligo a las personas mencionadas de cualquier responsabilidad sobre esta tesis.

En el ámbito personal, quiero reconocer a Liliana y Mark por manifestarse siempre interesados en conocer sobre mi trabajo y colaborar para que desarrolle las ideas para escribirlo. A mi amigo Roberto le debo tributo por su incansable apoyo, interacciones y ayudas, y porque de mil y unas maneras sus actitudes para conmigo me infundieron la confianza para completar la tarea. Finalmente, mi agradecimiento a las personas que son mis soportes indispensables: Inés y mi familia.

Resumen

Estudios anteriores han documentado de diversas maneras que la previsión social tiene impactos significativos sobre la distribución del ingreso y la pobreza en Argentina. Estos impactos cobraron mayor relevancia desde la primera década del siglo XXI, a partir de políticas previsionales que incrementaron el nivel de la cobertura y proporcionaron prestaciones a un grupo numeroso de la población que vivía en hogares de ingresos bajos. En esta tesis se estudia la incidencia de estos cambios distinguiendo a la estructura de los hogares conformados por adultos mayores como condicionante del impacto global. Para este análisis se implementan descomposiciones de los índices de desigualdad de Gini y de Theil y estimaciones de la incidencia de la pobreza por líneas absoluta y relativa. Los resultados de estos ejercicios permiten concluir que los cambios en los ingresos previsionales contribuyeron largamente a la disminución de la desigualdad y la pobreza entre los hogares conformados por adultos mayores y de modo más moderado a nivel general.

Palabras clave: sistema previsional, distribución del ingreso, seguridad social

JEL: H55, D3, I38

Abstract

Previous works have documented in several ways that the pension system has significant impacts on income distribution and poverty in Argentina. These impacts have become more relevant since the first decade of the 21st century, based on pension policies that have increased the level of coverage and provided benefits to a large group of the population living in low-income households. In this thesis, the incidence of these changes is studied by distinguishing the living arrangements of older persons as a determinant of the global impact. To perform this analysis, decompositions of the Gini and Theil inequality indexes are implemented along with absolute and relative poverty indicators. Results from these exercises suggest that changes in pension income contributed largely to the reduction of inequality and poverty among households composed of older persons and more moderately at a general level.

Keywords: pension system, income distribution, social security

JEL: H55, D3, I38

Índice general

Resumen	III
1. Introducción	1
2. Métodos de análisis y fuentes de datos	3
3. Condicionantes estructurales de la previsión social	8
3.1. El comportamiento del producto interno bruto y del mercado laboral	8
3.2. Recursos fiscales afectados a la previsión social	11
3.3. Aspectos institucionales del sistema previsional argentino	13
3.3.1. Las políticas para la extensión de la cobertura	14
3.3.2. Movilidad de los haberes previsionales	17
3.3.3. Reforma de la organización del sistema previsional	17
3.3.4. Regímenes previsionales diferenciales y especiales	18
3.4. Estructura de los hogares conformados por adultos mayores	18
4. Impactos del sistema previsional sobre la distribución del ingreso y la pobreza	20
4.1. Caracterización general de las transformaciones en la distribución del ingreso . .	20
4.2. Impactos sobre la distribución del ingreso	25
4.2.1. Descomposición del índice de Gini por fuentes de ingreso	26
4.2.2. Descomposición aditiva del índice de Theil	30
4.3. Impactos sobre la pobreza	33
5. Conclusiones	40
A. Anexo metodológico	42
A.1. Descomposición del índice de Gini por fuentes de ingreso	42
A.1.1. Descomposición estática del Gini	42
A.1.2. Descomposición dinámica del Gini	43
A.2. Descomposición aditiva del índice de Theil	44
A.2.1. Descomposición estática del Theil	44
A.2.2. Descomposición dinámica del Theil	45
B. Anexo estadístico	46
Bibliografía	53

1. Introducción

En esta tesis se estudian los impactos del sistema previsional argentino sobre la distribución personal del ingreso y la pobreza entre 2003 y 2013. Este fue un período de gran crecimiento económico acompañado por la disminución de la desigualdad del ingreso y de la pobreza, en contraste con la evolución de estos fenómenos durante la década anterior (ver figura 1.1). Numerosos estudios han mostrado que las reducciones de la desigualdad y de la pobreza dependieron fundamentalmente del mejor desempeño del mercado de trabajo y del fortalecimiento de las instituciones que regulan el reparto de los ingresos laborales (ver, por ejemplo, Lustig, 2017; Beccaria y col., 2016; Maurizio, 2012). La participación del sistema de seguridad social en este proceso fue secundaria, aunque el rol de la previsión social adquirió creciente relevancia a partir de políticas implementadas para expandir la cobertura y recuperar los montos de las prestaciones.

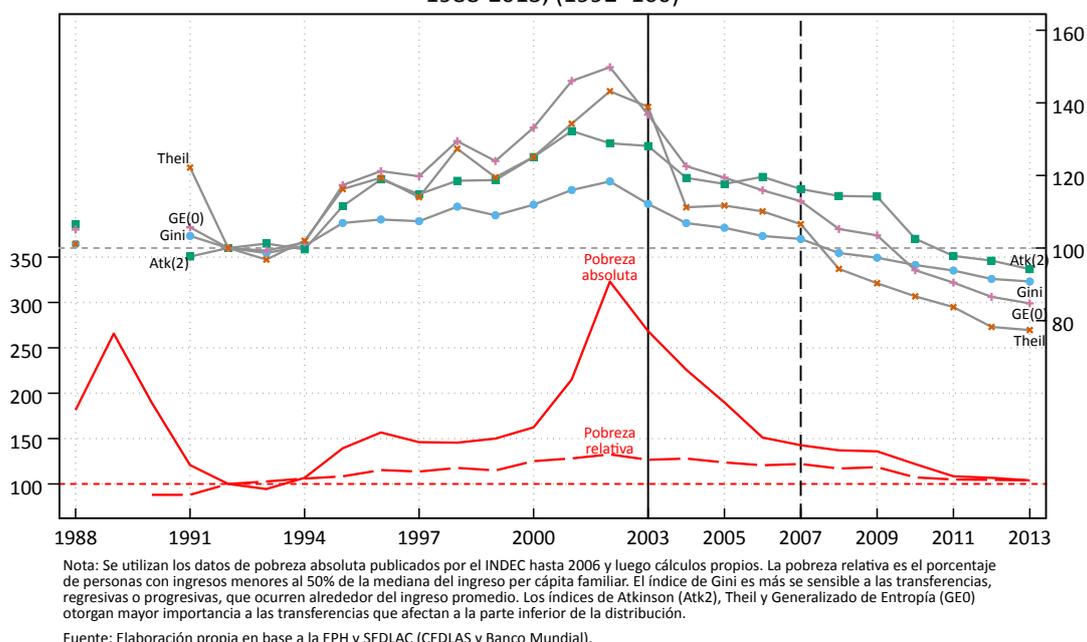
Estos cambios en materia previsional estuvieron contextualizados por la relevancia de la previsión social en el gasto público social y total en Argentina. Para ilustrar esto basta mencionar que, durante el período en estudio, el gasto público previsional se expandió hasta comprender el 60 % del gasto social, demandando el 11 % del Producto Interno Bruto y algo más que el 20 % de la recaudación tributaria en 2013 (MECON, 2013). La magnitud de este compromiso fiscal aumentó el interés de los expertos por evaluar los efectos de la previsión a partir de datos agregados de Cuentas Nacionales (véase, por ejemplo, Calabria, Gaiada y Rottenschweiler, 2014; Gómez Sabaini, Harriague y Rossignolo, 2013; Sabaini, Cetrángolo y Morán, 2014).

La evaluación del impacto de las reformas en materia previsional también estuvo motivada por la importancia de los cambios distributivos que produjeron. En primer lugar, entre 2006 y 2010, las políticas para aumentar la cobertura incluyeron en el sistema a 2,7 millones de adultos mayores que no percibían ningún tipo de beneficio previsional (Observatorio de la Seguridad Social, 2011). Estos nuevos beneficiarios, de haberes mínimos y generalmente percibidos personas que conformaban hogares de bajos ingresos, contribuyeron a expandir notablemente la cobertura de la población adulta mayor. En adición, a partir de 2009, el sistema previsional comenzó a funcionar bajo un esquema único de reparto de beneficios definidos. El sistema previsional, mientras tanto, continuó requiriendo recursos adicionales a las cotizaciones sobre los salarios para financiar el pago de las prestaciones previsionales, a los que se recurre desde fines de la década de 1970 (véase Bertranou y col., 2011; Cetrángolo y Grushka, 2004).

De acuerdo a los datos disponibles, el impacto de las políticas previsionales sobre la distribución del ingreso y la pobreza solo pueden evaluarse en conjunto. Esta restricción, sin embargo, ha sido superada con distintos abordajes de investigación, tales como los ejercicios

de simulaciones que realizaron Rofman y Oliveri (2011a), las descomposiciones del índice de Gini de Trujillo y Villafañe (2011), el análisis de eventos de Beccaria y col. (2012) y las estimaciones de suficiencia de cobertura de Rofman y Apella (2013). El abordaje de esta tesis, en particular, destaca ciertas características de los hogares conformados por adultos mayores que condicionan el impacto de las políticas previsionales. Un ejemplo de esto es la representatividad demográfica de este grupo de hogares, que trasladaría el aumento de la cobertura previsional y del poder adquisitivo de los ingresos previsionales, *ceteris paribus*, como un aumento del ingreso per cápita en un tercio de los hogares del país (véase INDEC, 2012). Este efecto, además, varía según los adultos mayores vivieran en hogares independientes o en cohabitación con personas jóvenes inactivas o activas de bajos ingresos.

Figura 1.1. Pobreza y desigualdad de ingresos en Argentina
1988-2013, (1992=100)



A partir de los elementos mencionados, en esta tesis se intenta corroborar la hipótesis de que las reformas introducidas en el sistema previsional argentino entre 2003 y 2013 habrían promovido un reparto más equitativo de los ingresos previsionales entre los hogares de adultos mayores y que este cambio distributivo habría explicado una parte importante de la disminución de la desigualdad general del ingreso y de la pobreza.

La investigación está organizada de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan los métodos, unidades de análisis y fuentes de datos utilizados. En la sección 3 se revisan los aspectos macroeconómicos y los aspectos demográficos de la población adulta mayor que condicionan el funcionamiento del sistema previsional. Luego, en la sección 4 se identifican y cuantifican los impactos distributivos del sistema previsional sobre la distribución general del ingreso y la pobreza. Finalmente, las conclusiones se presentan en la sección 5.

2. Métodos de análisis y fuentes de datos

El impacto distributivo del sistema previsional argentino está determinado por la magnitud y progresividad de los recursos recaudados y aplicados a su funcionamiento. Para exponer estas condiciones macro-estructurales se examinan la evolución del producto (Banco Mundial, 2017), de la recaudación tributaria y del gasto público previsional y la morfología del mercado de trabajo en Argentina. Se describe luego la composición de los hogares conformados por adultos mayores para brindar contexto sobre la población atendida.

Como población adulta mayor se contabiliza a todas las personas con edades de 65 y más años. En este caso corresponde mencionar que, durante el período analizado, la edad obligatoria para jubilarse en Argentina fue de 65 años para ambos géneros. Las mujeres podían optar por jubilarse a los 60 años si reunían los 30 años de aportes previsionales en ese momento, aunque para el período bajo estudio se comprobó que las mujeres comenzaban a retirarse efectivamente del mercado laboral, en promedio, a partir de los 63 años (Grushka, Gaiada y Calabria, 2016). Por esto, la utilización del mix de edades de 60 años para las mujeres y 65 años para los varones para estudiar a la población de beneficiarios previsionales no resulta especialmente productiva.

Para identificar los efectos de la previsión social sobre la distribución del ingreso se analizan las características de la incidencia de la fuente de ingresos previsionales tanto entre los hogares conformados por adultos mayores como entre todos los hogares del país. En este análisis se provee de las estadísticas descriptivas básicas y de las ratios entre las cuotas de ingresos acaparados entre los percentiles más altos y bajos de la distribución. Luego se comentan los resultados de los índices de desigualdad sintéticos de uso más difundido, tales como el Gini, Atkinson y Generalizado de Entropía.

El índice de Atkinson compara el bienestar social que reportan las distribuciones del ingreso a partir de distintas valoraciones de la aversión a la desigualdad, dada por "e" (ver Cowell, 2011):

$$A_e = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_i}{\mu} \right]^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}},$$

donde y_i es el ingreso per cápita del hogar, μ es el ingreso promedio de los hogares y n el tamaño de la muestra. La aversión a la desigualdad aumenta con valores crecientes de "e" y se expresa como un mayor interés sobre las transferencias regresivas del ingreso (de pobres a ricos) que las progresivas (de ricos a pobres). A medida que aumenta "e", el índice de Atkinson otorga mayor importancia a las transferencias, regresivas o progresivas, que ocurran en la cola inferior de la distribución antes que a las transferencias que ocurran en la cola superior. Para un valor de "e" dado, la desigualdad disminuye cuando el índice de Atkinson disminuye.

El Índice Generalizado de Entropía otorga mayor ponderación a los cambios en la cola inferior de la distribución a medida que disminuye el valor del parámetro "a":

$$GE_a = \frac{1}{a^2 - a} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_i}{\mu} \right]^a - 1 \right].$$

Para cualquier valor de "a", menores valores del índice generalizado de entropía indican menor desigualdad. Cuando $a = 1$, se obtiene el índice de Theil:

$$Theil = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \right].$$

En el análisis, se reportan distintas configuraciones de los índices de Atkinson y Generalizado de Entropía para dar cuenta de los efectos que podrían atribuirse a la acumulación de beneficios previsionales de montos mínimos introducidos por las políticas de inclusión previsional.

Los efectos de los ingresos previsionales sobre la distribución del ingreso se estudian con dos aproximaciones:

1. Se cuantifican los efectos de los ingresos previsionales sobre la distribución del ingreso entre los hogares conformados por adultos mayores utilizando los siguientes métodos (el desarrollo formal de estas metodologías se presenta en el anexo A):
 - Descomposición estática del Gini: Para cada año del período 2003 a 2013, esta descomposición identifica el efecto del ingreso previsional sobre el Gini del ingreso total de estos hogares. La evolución de este efecto se muestra en una tabla que reúne las descomposiciones estáticas del período completo.
 - Descomposición dinámica del Gini: Esta descomposición identifica el efecto del cambio del ingreso previsional sobre el Gini del ingreso total de estos hogares comparando las situaciones en 2003 y 2013.

2. Se cuantifican los efectos de los ingresos previsionales sobre la distribución del ingreso entre todos los hogares del país utilizando los siguientes métodos:
 - Descomposición estática del Gini: Para cada año del período 2003 a 2013, esta descomposición identifica el efecto del ingreso previsional sobre el Gini del ingreso del total de hogares del país. La evolución de este efecto se muestra en una tabla que reúne las descomposiciones estáticas del período completo.
 - Descomposición dinámica del Gini: Esta descomposición identifica el efecto del cambio del ingreso previsional sobre el Gini del ingreso total de los hogares del país comparando las situaciones en 2003 y 2013.

- Descomposición estática del índice de Theil: Para cada año del período 2003 a 2013, esta descomposición identifica la contribución de los ingresos de los hogares conformados por adultos mayores a la desigualdad del ingreso de todos los hogares del país. La evolución de este efecto se muestra en una tabla que reúne las descomposiciones estáticas del período completo.
- Descomposición dinámica del índice de Theil: Entre dos años determinados, esta descomposición identifica el efecto del cambio del ingreso previsional sobre la desigualdad del ingreso total de todos los hogares del país. La evolución de este efecto se muestra en una tabla que toma a 2003 como punto de partida y a los años sucesivos hasta 2013 como segundo punto de comparación. Es decir, al final de esta tabla se muestra el efecto de los cambios en los ingresos previsionales sobre la desigualdad del ingreso comparando las situaciones en 2003 y 2013.

El impacto de la previsión social sobre la pobreza se estima comparando los cambios en las tasas de pobreza y pobreza extrema por líneas absolutas y por líneas relativas. En este último tipo de mediciones se incluyen estimaciones de los cambios en las brechas entre estas líneas y los ingresos de la población en condición de pobreza. Las brechas de ingresos a las líneas absolutas tienen elevados coeficientes de variación y por esto no se presentan a discusión. Las incidencias de la indigencia (pobreza extrema) y de la pobreza por línea absoluta se calculan a partir de la comparación entre los ingresos de los hogares y el valor de la canasta básica alimentaria y una canasta básica total por adulto equivalente del hogar, respectivamente. Para obtener estas canastas se usan las tablas publicadas por el Instituto de Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC) para calcular la composición de los hogares en términos de adultos equivalentes y la inversa del coeficiente de Engel (INDEC, 2012b). Se utilizan las valorizaciones de estas canastas informadas por el INDEC hasta el año 2006 y luego las valorizaciones que surgen de actualizar esas canastas con la serie del índice de precios al consumidor utilizada en este trabajo.

En las mediciones por línea relativa, los ingresos son evaluados en relación al ingreso mediano de la distribución del ingreso per cápita familiar, que se supone acorde al estándar de vida de la sociedad. En esta tesis, siguiendo la metodología aplicada internacionalmente, las tasas de pobreza relativa se calcularon según tres líneas, considerando en situación de pobreza extrema a aquellos personas que disponen de menos del 40 % del ingreso per cápita mediano y pobres a aquellos que disponen de menos del 50 % del ingreso mediano, mientras que las personas con ingresos entre el 50 % y 60 % del ingreso mediano se consideran en riesgo de pobreza (Bradshaw y Mayhew, 2011).

Los datos provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada el INDEC. La EPH contiene datos de los principales aglomerados urbanos del país que reúnen al 70 % de la población urbana del país. Se considera que esta encuesta es suficientemente representativa de la población total argentina, cuyo 91 % reside en centros urbanos (INDEC, 2012). Se utilizan las

bases de la EPH de los cuartos trimestres entre los años 2003 y 2013 para el análisis distributivo y bases semestrales para el análisis de la pobreza.

Las variables de ingresos analizadas son el ingreso total familiar y el ingreso total del hogar percibido por jubilaciones y/o pensiones¹. Ambos tipos de ingresos fueron convertidos a nivel per cápita, dividiéndolos por la cantidad de miembros del hogar. Esta decisión facilita la comparación entre los resultados de esta tesis y la bibliografía que aborda y sigue las recomendaciones de los expertos como Deaton y Zaidi (2002) y Gasparini, Cicowiez y Sosa-Escudero (2013), quienes señalaron que este nivel representa con eficacia los posibles ajustes de ingresos en función de las economías de escala dentro del hogar. Se utilizaron siempre todos los datos de ingresos disponibles, incluyendo los casos de ingresos imputados. Los ingresos se expresan en precios de 2013 utilizando como deflactor el índice de precios al consumidor (IPC) calculado por el INDEC entre 2003 y 2006, el IPC calculado por la Dirección Provincial de Estadística y Censos de la Provincia de San Luis entre enero y noviembre de 2007 y la fuente de Billion Prices Project del MIT y Harvard² para el período desde diciembre de 2007 en adelante.

La presencia de valores extremos muy alejados distorsiona la representatividad del ingreso promedio (y estadísticos asociados a esta medida) y de los índices de desigualdad. Para mitigar esta distorsión se aplicó la técnica de top-coding (ver Jenkins y col., 2009), reemplazando los valores extremos mayores a 10 veces el ingreso mediano que corresponde al año de la observación. Esta operación no afectó más que el 0,1 % de los datos de ingresos en cada uno de los años del período estudiado.

Todas estas decisiones se asumieron para que los análisis fueran válidos de acuerdo a la disponibilidad y comportamiento de los datos. A continuación se resumen otras limitaciones a los objetivos de investigación de esta tesis y los tratamientos que estas restricciones recibieron:

- La elevada disparidad entre los haberes medios, máximos y mínimos entre los regímenes previsionales (general, de privilegio, especiales, diferenciales) introduce distorsiones al análisis distributivo global cuando no se controla el origen de estos haberes. Es probable que los datos de la EPH estén afectados por esta disparidad pero no es sencillo controlarla específicamente. De todos modos, esta afectación es morigerada por la censura por top-coding mencionada anteriormente.
- Los datos de la EPH no permiten distinguir entre las prestaciones contributivas y las no contributivas. Esto hubiera habilitado el análisis diferenciado de la previsión según estas características y el estudio más preciso de las acumulaciones de ingresos en diferentes partes de la distribución.

¹Los informes del INDEC advierten que los datos de ingresos incluyen ingresos no representativos del "ingreso personal disponible", cuya contabilización distorsiona el cálculo de los índices distributivos. Por ejemplo, el índice de Gini aplicado a la EPH resultaría sobre-estimado en los primeros y terceros trimestres y sub-estimado en los segundos y cuartos trimestres (INDEC, 2009).

²Accedida el 11 de octubre de 2015 desde http://www.inflacionverdadera.com/Argentina_inflation.xls

- Mientras se elaboró esta tesis, la información pública sobre los recursos y erogaciones del sistema previsional se difundió con un detalle insuficiente para un análisis de sustentabilidad financiera del período estudiado y esto motivó que este aspecto quedara fuera de tratamiento.
- Mayor detalle en los datos disponibles hubiera permitido el estudio del efecto del comportamiento demográfico sobre la distribución de los ingresos entre beneficiarios implementando micro simulaciones (ver, por ejemplo, Dekkers, 2014).

3. Condicionantes estructurales de la previsión social

3.1. El comportamiento del producto interno bruto y del mercado laboral

El rendimiento de los sistemas previsionales en cuanto a cobertura y adecuación de las prestaciones al estándar de vida de la sociedad está estrechamente vinculado con los comportamientos del producto interno bruto (PIB) y del mercado laboral¹. En el caso de Argentina, un estado de crecimiento general de la economía sirvió de apoyo a las reformas introducidas para mejorar el aseguramiento previsional entre 2003 y 2013. Durante este período, incluso considerando una recesión entre 2009 y 2010 asociada a la crisis económica internacional, el PIB acumuló un crecimiento extraordinario en términos históricos y los principales indicadores del mercado de trabajo mostraron buen desempeño en cuanto al sostenimiento de la población laboralmente activa, la creación neta de puestos de trabajo y la disminución del desempleo.

Este estado de crecimiento favoreció la sostenibilidad fiscal del sistema de seguridad social, en amplio contraste con el lustro inmediatamente anterior que concluyó con una contracción del 18,4% del PIB entre 1999 y 2002 (Damill, Frenkel y Maurizio, 2011). En cambio, desde fines de 2003, la economía argentina comenzó a experimentar una recuperación notable que se extendió aproximadamente durante una década. En este período, el PIB per cápita aumentó de \$12 mil a \$17 mil pesos, englobando la interacción de dos etapas diferenciadas a partir de la crisis económica internacional de 2008 (figura 3.1). Durante la primera etapa, entre 2003 y 2007, el PIB per cápita creció anualmente en torno a una tasa promedio del 7,6%. En la segunda etapa, caracterizada por la alternancia de variaciones positivas y negativas, el crecimiento promedio anual se redujo al 1,5% entre 2008 y 2013².

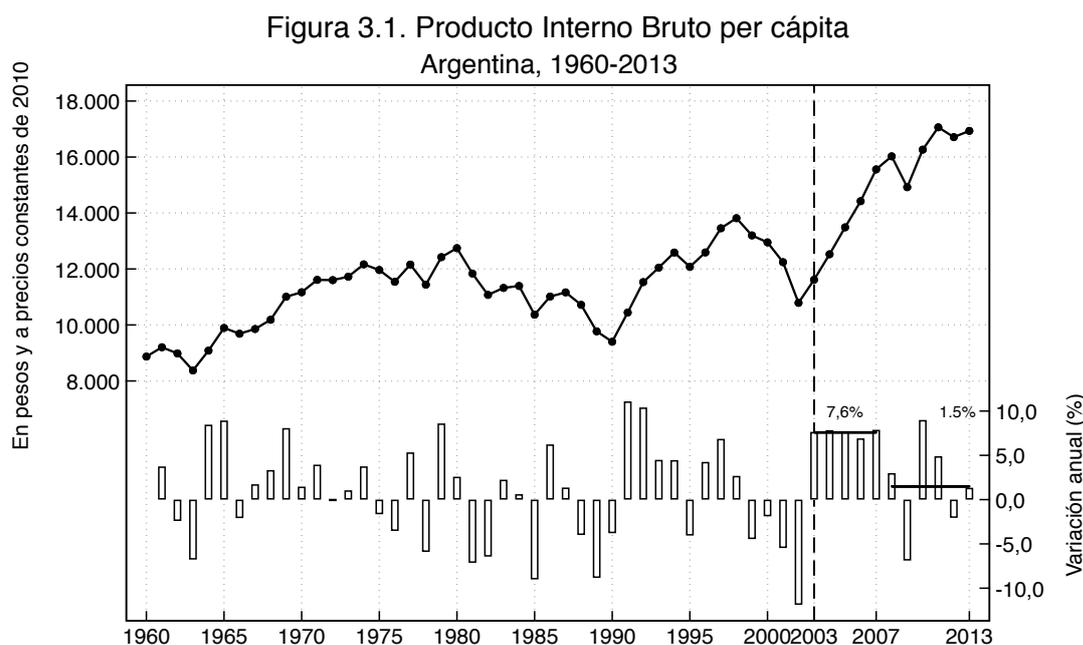
El crecimiento acumulado estuvo acompañado de importantes transformaciones en el mercado laboral. En lo concerniente a los flujos que afectan a la oferta de trabajo, la población económicamente activa (PEA) creció en un 29,8% y la población no económicamente activa (PNEA) se redujo en un 8,8% entre 2001 y 2010 (INDEC, 2012). El aumento de la PEA confluyó con una voluminosa creación neta de puestos de trabajo³ que resultó suficiente tanto para absorber el considerable exceso de oferta de trabajo derivado de la crisis de 2001-2002,

¹Véase Rofman, Apella y Vezza, 2013; Barr y Diamond, 2012; Bertranou y col., 2012; Arza, 2008.

²Para mayor detalle sobre este tema véase Damill, Frenkel y Rapetti (2014).

³No se dispone de información exacta sobre esta cantidad, pero en el informe "Trabajo y Empleo en el Bicentenario", el Ministerio de Trabajo de la Nación publicó que "Durante el período comprendido entre el primer trimestre de 2003 y el último trimestre de 2009, se crearon 4,9 millones de puestos de trabajo en el total de las áreas urbanas del país, los cuales permitieron sumar 4 millones de personas al empleo (sin incluir a los beneficiarios de planes públicos que realizan contraprestación laboral)." (Argentina, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, 2010, p. 30)

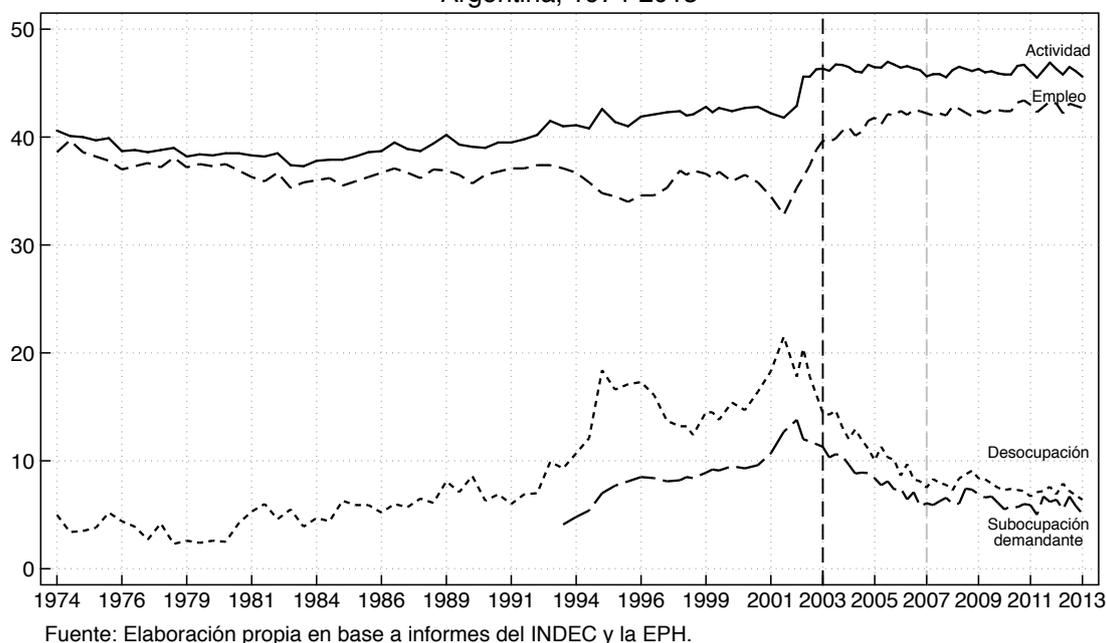
como para atender el crecimiento de la cantidad de personas que buscaban un empleo. La mayor parte de esta recuperación ocurrió entre 2003 y 2007, cuando la tasa de ocupación acumuló un aumento de 4,3 puntos porcentuales hasta ubicarse en el 42,1% de la población total, valor en torno al cual osciló suavemente durante la etapa siguiente. Este shock positivo de la ocupación estuvo complementado por una variación leve de la tasa de actividad sobre un promedio del 46% a lo largo del período (figura 3.2).



Al mismo tiempo, se registró una disminución de la sub-utilización de la fuerza de trabajo. Este fenómeno dependió, por un lado, de la disminución de la tasa de desocupación de un alarmante 20,4% en 2000 a un nivel del 8,5% en 2007 y luego a un promedio del 7,2% anual entre 2010 y fines de 2013. Por otro lado, la tasa de subocupación demandante, medida como el porcentaje de la PEA que trabaja menos de 35 horas semanales pero que busca trabajar más horas, que era del 11,7% de la PEA en 2003, disminuyó al 8,8% en 2005 y continuó descendiendo de modo monótono hasta ubicarse en el 5,8% hacia el final del período (figura 3.2).

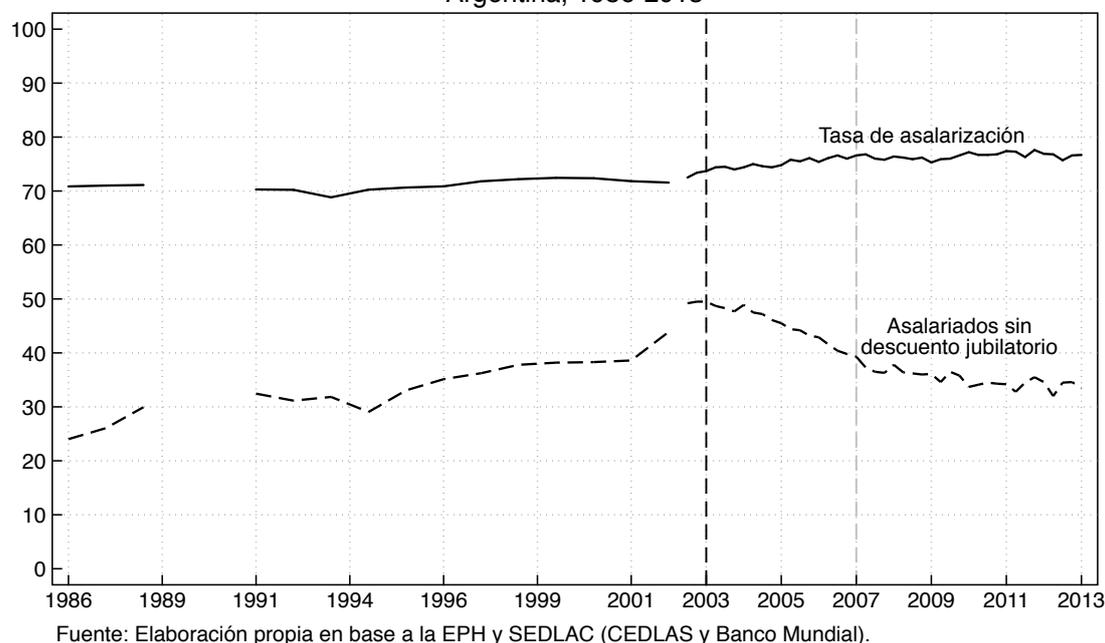
Los mencionados comportamientos de los principales indicadores del mercado laboral ubicaron a la Argentina entre los países con mejores desempeños de América Latina durante el período (Cruces y col., 2015; Keifman y Maurizio, 2012). Una gran parte del aumento de la ocupación en Argentina fue de empleos asalariados formales, que cotizan al sistema de

Figura 3.2. Principales indicadores del mercado laboral
Argentina, 1974-2013



seguridad social y son remunerados con salarios generalmente regulados⁴. Considerados en conjunto, el aumento de la tasa de empleo y el incremento de la participación de los asalariados registrados en el empleo total contribuyeron a disminuir la desigualdad general de ingresos (Maurizio, 2014). Sin embargo, aunque la proporción de los asalariados a quienes no se les descuentan aportes jubilatorios (denominados no registrados o informales) disminuyó 16 puntos porcentuales entre 2003 y 2013, esta condición nunca fue menor al 32% (figura 3.3). Es decir, las ocupaciones no registradas, generalmente remuneradas con salarios no regulados e inferiores a los de las ocupaciones formales, constituyen un rasgo persistente en la estructura del mercado laboral en Argentina (Maurizio, 2012). Esta morfología del mercado laboral restringe no solo los recursos para financiar la previsión social sino también las posibilidades de modificar la distribución funcional del ingreso. Como resultado, los mecanismos de la seguridad y la protección social, que afectan a la distribución personal y familiar del ingreso, resultan en la segunda mejor opción para incidir sobre la distribución general del ingreso aunque esto no constituya su objetivo principal (Rofman y Apella, 2013; Rofman y Oliveri, 2011a; Gasparini y Cruces, 2008).

Figura 3.3. Condiciones de la población ocupada
Argentina, 1986-2013



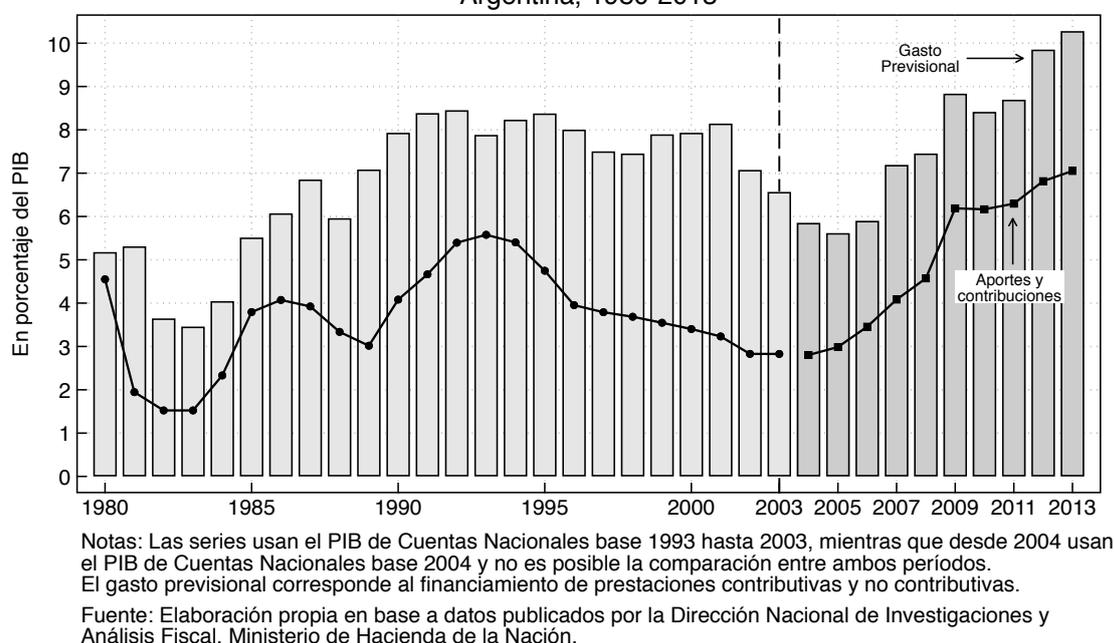
3.2. Recursos fiscales afectados a la previsión social

En Argentina, los ingresos tributarios siguieron una trayectoria de crecimiento extraordinario entre 2003 y 2013, aumentando del 19,6% al 31,2% del PIB durante este período⁵(MECON, 2014). En este contexto, la recaudación sobre los ingresos del trabajo destinada a la seguridad social también experimentó un crecimiento destacado debido a dos factores de relevancia. El primero de estos factores fue la recuperación de los principales indicadores mercado laboral, que produjo el crecimiento de los recursos por cotizaciones del 2,8% al 7,1% del PIB entre el 2003 y 2013 (figura 3.4). A partir de 2009, el segundo factor que influyó sobre la expansión de los recursos públicos fue el ingreso de las cotizaciones previsionales de los activos que antes cotizaban a las Administradoras de Jubilaciones y Pensiones (AFJP). Esto implicó un flujo anual de recursos del orden del 3% del PIB. Es importante mencionar que las necesidades de financiamiento del sistema previsional superan

⁴Se denomina de aquí en más "cotizaciones" al conjunto de recursos económicos conformado por las contribuciones de los empleadores y los aportes de los trabajadores en relación de dependencia y los independientes (monotributistas y autónomos).

⁵Esta expansión fue también sobresaliente en términos regionales, tomando en cuenta que, en 2002, la recaudación de Argentina se ubicaba unos dos puntos sobre el promedio de América Latina y representaba aproximadamente el 60% de la recaudación promedio de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD). Este escenario cambió diametralmente durante el transcurso de la década, cuando la relación entre los ingresos tributarios y PIB de Argentina se asemejaba al promedio de la OECD (34,1%) y se situaba diez puntos por encima del promedio de América Latina (21,3%). En ese momento, la performance de Argentina sólo se comparaba con la de Brasil (35,7% en 2013), aunque la recaudación tributaria en este país ya era del 31,2% del PIB en 2003 (OECD, 2015).

Figura 3.4. Gasto en previsión social y recursos contributivos
Argentina, 1980-2013



a los recursos provenientes del mercado laboral y por esto el financiamiento contributivo es asistido con tributos de asignación específica (IVA, impuesto a las ganancias, a los combustibles, a los cigarrillos y al monotributo) y un 15 % de la coparticipación federal.

La disponibilidad de mayores recursos fiscales se destinó a incrementar el gasto público consolidado, que aumentó del 24,1 % al 42,3 % del PIB entre 2004 y 2013 (MECON, 2013). El gasto público social fue el componente con mayor participación en esta asombrosa expansión, acumulando un incremento de 11,8 puntos durante la década hasta comprender el 27,6 % del PIB en 2013. La previsión social prevaleció como la función más importante del gasto público social, representando el 36,5 % del mismo, es decir, el equivalente al 10,6 % del PIB (figura 3.4). Este crecimiento, calculado en el orden de 4,8 puntos del PIB entre 2003 y 2013, superó al que experimentaron los gastos en educación y salud, que fueron de 2,6 y 2,9 puntos, respectivamente. El incremento del gasto previsional se destinó a la ampliación de la cobertura y a la recuperación del valor de las prestaciones, cuyo poder adquisitivo se había reducido dramáticamente en el período inmediato a la depreciación de la moneda doméstica instrumentada en el año 2002 (Rofman, Apella y Vezza, 2013; Rofman y Oliveri, 2011a).

Este incremento del gasto tuvo un efecto neto positivo sobre el ingreso disponible entre los deciles inferiores y medios de la distribución general del ingreso, a expensas de cierta reducción del ingreso disponible de los deciles superiores. El impacto neto de la previsión social es difícil de estimar porque no se puede determinar con precisión el flujo de cotizaciones que proviene de cada decil de ingreso. No obstante, se dispone de datos sobre la aplicación del gasto público previsional por decil, en base a los que Calabria, Gaiada

y Rottenschweiler (2014) caracterizaron a las transferencias del gasto previsional como regresivas entre 1998 y 2004 y progresivas entre 2004 y 2012. Durante el primer período, los tres deciles inferiores recibieron 2,8 puntos porcentuales menos del gasto previsional (del 7 % al 4,2 %), mientras que los tres deciles superiores recibieron 2,2 puntos más (del 68,6 % al 70,8 %). En contraste, entre 2004 y 2012, las transferencias del gasto previsional hacia los tres deciles inferiores se incrementaron en 10,4 puntos (del 4,2 % al 14,5 %), mientras que las transferencias hacia los tres deciles superiores se redujeron en 29 puntos (del 71 % al 42 %).

3.3. Aspectos institucionales del sistema previsional argentino

A comienzos de 1990, el sistema previsional argentino experimentaba una crisis de sustentabilidad financiera producto de una combinación entre los defectos de diseño originales del sistema, la elevada volatilidad macroeconómica de la década anterior, la detracción de recursos genuinos derivada de la creciente inestabilidad laboral y el incremento de los beneficios no contributivos y de ciertos grupos de prestaciones con tasas de reemplazo superiores al promedio⁶. Aunque en ese momento la tasa de cobertura previsional en Argentina superaba a la tasa promedio de América Latina, la disminución de la masa de aportes de los activos derivada de la crisis en el mercado laboral se conjugó con un aumento de los adultos mayores cubiertos, y esto condujo a una reducción significativa de la relación entre los pasivos cubiertos y los activos cotizantes (Rofman y Apella, 2013).

En 1993, se implementó una reforma extensiva del sistema previsional que introdujo tanto cambios estructurales como modificaciones en los parámetros de acceso. En términos estructurales, se creó un sistema mixto que albergaba al régimen de reparto público histórico y a otro de capitalización de cuentas individuales. Las reformas en los parámetros consistieron en el aumento gradual de las edades de retiro en cinco años para cada sexo (estableciéndose en 60 años para las mujeres y 65 años para los varones); un nuevo modo de determinar las prestaciones previsionales, el incremento de las alícuotas de los aportes y reducción de las contribuciones y el cambio del requisito de cotizaciones de 20 a 30 años. El resultado de esta reforma fue el refuerzo del aseguramiento contributivo y la disminución de la cobertura previsional del 77 % al 66 % de los adultos mayores entre 1994 y 2003⁷. En este período, también disminuyó del 48 % al 36 % la proporción de activos con cotizaciones debido a la inestabilidad en el mercado de trabajo (Cetrángolo y Grushka, 2004). A estas restricciones se adicionó el ingreso a una fase de envejecimiento demográfico, que implica el incremento del gasto previsional para atender a cohortes más numerosas de nuevos beneficiarios y el aumento de la tasa de dependencia demográfica de los adultos mayores⁸.

⁶Para una explicación detallada puede consultarse Bertranou y col. (2012) y Cetrángolo y Grushka (2004).

⁷Este cálculo resulta de los datos de la onda de mayo de la EPH en versión puntual. La pequeña discrepancia con los cálculos de elaboración propia se debe a que en esta tesis se utilizan los datos de los cuartos trimestres de la EPH en versión continua.

⁸Véase Grushka (2014) para una explicación sobre el envejecimiento de la población argentina.

3.3.1. Las políticas para la extensión de la cobertura

A lo largo del período bajo análisis en esta tesis, se instrumentaron estrategias para expandir la cobertura previsional entre los adultos mayores. En la categoría de "moratoria previsional" se incluyeron aquellas reformas del sistema previsional que posibilitaron el acceso a prestaciones los adultos mayores que no cumplían con el requisito de los 30 años de cotizaciones a la seguridad social. Durante su implementación, entre enero de 2005 y mayo de 2010, la moratoria resultó en el otorgamiento de 2,3 millones de nuevos beneficios (una parte de los cuales se otorgaron a personas que ya poseían un beneficio previsional, generalmente una pensión por fallecimiento del cónyuge). Este número de beneficios significó el equivalente al 42 % de las prestaciones que se otorgaban en ese momento (Observatorio de la Seguridad Social, 2011).

Adicionalmente, mediante la Ley 25.865 de Jubilación Anticipada de 2004 se otorgaron 47.184 prestaciones entre 2005 y 2010 para cubrir a las personas que tenían 30 años de aportes pero aún no cumplían la edad de retiro (Bertranou y col., 2012)⁹. En conjunto, todas estas políticas contribuyeron a extender ampliamente la cobertura previsional, que aumentó del 68,7 % al 89,3 % de los adultos mayores entre 2003 y 2013 (figura 3.5)¹⁰. Hacia mediados de 2010, el costo fiscal de la moratoria representaba el 1,8 % del PIB (Rofman y Oliveri, 2011b).

El aumento de la cobertura supuso la atenuación de los diferenciales producidos por el aseguramiento contributivo en relación a características socio-demográficas de los individuos, como el género, edad, nivel educativo e ingresos. Los nuevos beneficios se concentraron entre las mujeres, los grupos de edades de 65 a 69 años y de 70 a 74 años, los adultos mayores con educación hasta nivel primario completo solamente y quienes vivían en los hogares más pobres (figura 3.5). Debido a la magnitud de estos cambios, corresponde reparar en algunos detalles de la situación de cada uno de estos grupos.

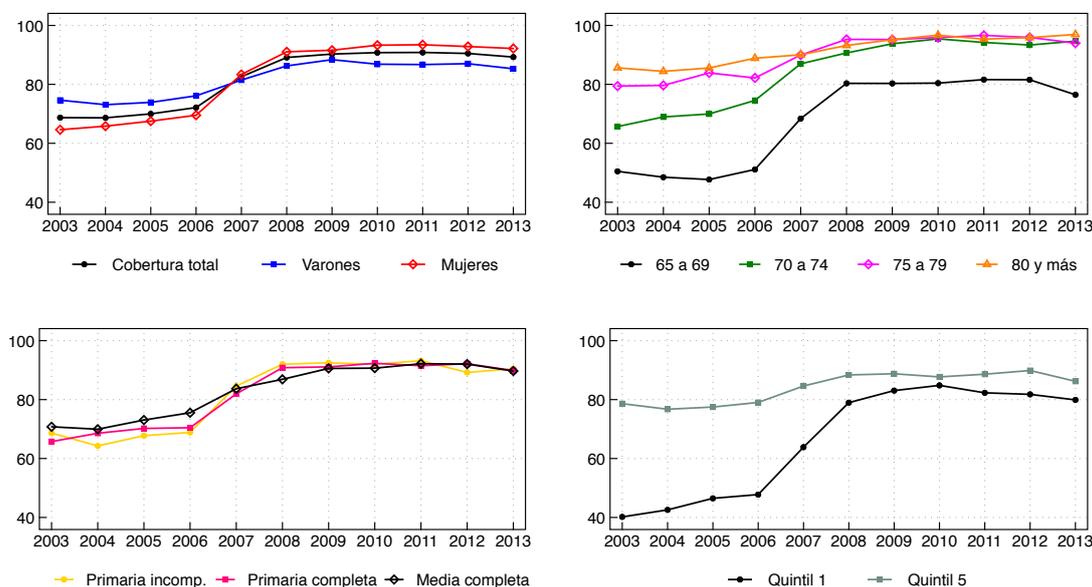
En primer lugar, el diferencial de cobertura entre los géneros fue un rasgo histórico del sistema previsional argentino. Las mujeres accedían a la titularidad de los beneficios previsionales en una proporción largamente inferior respecto de los varones, debido a que aproximadamente la mitad de las mujeres en edad de retiro no podía cumplir con el requisito de cotizaciones a la seguridad social¹¹. La brecha de cobertura se morigeraba en el grupo de

⁹Esta información puede contrastarse con los reportes oficiales, en donde se informó que la cobertura del sistema contributivo se incrementó un 59 % entre 2005 y 2010, alcanzando al 87,6 % de los adultos mayores (Observatorio de la Seguridad Social, 2011). En junio de 2012, 4,1 millones de adultos mayores, el equivalente al 93 % de este grupo de la población, percibía ingresos de prestaciones previsionales (Argentina, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, 2012). Entre fines de 2003 y mediados de 2012, las pensiones no contributivas se incrementaron a 1,2 millones, conformadas, en particular, por pensiones por invalidez y para madres con 7 o más hijos.

¹⁰Según los datos censales, el 70,2 % de los adultos mayores recibía una jubilación en 2001, mientras que la cifra se elevó al 93 % en 2010 (INDEC, 2012). En términos comparativos, esta tasa de cobertura previsional de Argentina es una de las más elevadas entre los países de América Latina, en donde la cobertura promedio estimada era del 60,7 % en 2010 (Rofman y Oliveri, 2011b).

¹¹Los desempeños laborales de cada género son históricamente disímiles y por esto la cobertura de base contributiva está sesgada a favor de los varones. Como ilustración, entre 2003 y 2013, la tasa de actividad promedio fue del 72 % entre los varones, pero no superó el 50 % entre las mujeres (cálculos propios en base a la EPH). Sin

Figura 3.5. Evolución de la cobertura previsional entre los adultos mayores
Argentina, 2003-2013



Fuente: Tabla B.1 del anexo estadístico.

edades avanzadas cuando la tasa de supervivencia femenina supera a la masculina y las mujeres viudas reciben la pensión del cónyuge fallecido. Como resultado, en 2006, contabilizando la cobertura provista tanto por una jubilación y/o pensión, el 69,5% de las mujeres y al 76,1% de los varones adultos mayores eran titulares de beneficios previsionales. Cuatro años después, sin embargo, el 78% de los beneficios por moratoria se habían repartido entre las mujeres, principalmente en el grupo de entre 65 y 69 años (Observatorio de la Seguridad Social, 2011). De modo que, ya hacia el final de 2010, el 93,3% de las mujeres adultas mayores percibía alguna prestación previsional (figura 3.5).

Otro aspecto que se destacó es que la cobertura aumenta naturalmente con la edad. Esto está explicado por los beneficios otorgados por edad avanzada, la mayor probabilidad de sobrevivir a la edad de retiro de los grupos con mayor cobertura y el incremento de la probabilidad de viudez (que otorga pensión)¹². Este aspecto era evidente en 2003, cuando la cobertura previsional era de alrededor del 50,5% entre los adultos mayores de entre 65 y 69 años, pero alcanzaba al 85,6% de la población de 80 y más años. En este caso, corresponde mencionar que el incremento de la cobertura se registró en todos los grupos de edades, pero

embargo, la normativa no contempla que las prestaciones previsionales se compartan en casos de separaciones y divorcios. En este caso, las mujeres están más desprotegidas debido a que tienen mayor probabilidad de no cumplir con los años de cotizaciones legalmente exigidos. Se estima que la tasa de cobertura de divorciadas y separadas era del 34% en 2005 (Arza, 2012).

¹²Aunque los ingresos previsionales reportados en la EPH no pueden distinguirse según fueran originados por una jubilación o pensión, los datos administrativos de la ANSES revelan que el 90% de las pensiones son percibidas por mujeres. De hecho, cerca de 1 millón de los nuevos beneficios fueron otorgados a mujeres que ya percibían una pensión.

Tabla 3.1: Tasa de cobertura previsional según grupo de edades y géneros, en %

	65 a 69 años			70 a 74 años			75 a 79 años			80 y más años			Total		
	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.
Mujeres	45,9	84,1	38,2	56,4	95,2	38,8	75,3	93,9	18,6	84,1	96,6	12,5	64,6	92,2	27,6
Varones	56,0	68,4	12,4	78,0	93,9	15,9	85,8	94,2	8,4	88,6	97,6	9,0	74,6	85,3	10,7
Diferencia	-10,1	15,7	25,8	-21,6	1,3	22,9	-10,5	-0,3	10,2	-4,5	-1,0	3,5	-10,0	6,9	16,9
Total	50,5	76,5	26,0	65,7	94,7	29,0	79,4	94,0	14,6	85,6	96,9	11,3	68,7	89,3	20,6

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

incluso más entre los grupos de hasta 75 años. Como resultado de estas políticas, según puede apreciarse en la figura 3.5, la cobertura aumentó al 76,5% entre las personas de entre 65 y 69 años y por sobre el 94% entre las personas de 70 y más años en 2013.

La equiparación en el acceso al beneficio previsional entre personas con distintos niveles educativos fue otro de los logros de la expansión de la cobertura. Desde 2007, el piso de la cobertura entre los adultos mayores se estableció en algo más del 80% y aparentó ser indistinto al nivel educativo (figura 3.5). En los años siguientes, el ritmo de inclusión previsional de cada uno de los grupos según nivel educativo coincidió con los incrementos sucesivos de la cobertura global y hacia el final del período, prácticamente, no se verificaron diferenciales entre las tasas de cobertura según este criterio.

La expansión del aseguramiento previsional fue también importante sobre los adultos que viven en hogares de bajos ingresos, entre quienes solo un 40% percibía una prestación en 2003. El mayor éxito fue la extensión de la cobertura al 84,8% de este quintil en 2010, aunque el registro disminuyó levemente en los años siguientes. Además, aunque es un hecho estilizado que la cobertura es elevada entre los adultos mayores que viven en hogares de ingresos más altos, el número de prestaciones aumentó incluso en 7,6 puntos hasta alcanzar el 86,2% de este grupo hacia final de la década (figura 3.5).

La tabla 3.1 resume la situación según grupos de edades y géneros entre 2003 y 2013. A comienzos del período, la tasa de cobertura previsional era del 50,5% entre los 65 y 69 años y aumentaba sucesivamente en los siguientes grupos de edades hasta alcanzar al 85,6% en el grupo de edades de 80 y más años. Esta situación reflejaba, por un lado, la dificultad de la población del primer grupo de edades para cumplir con el requisito de los años de cotizaciones. Por otro lado, la relación positiva entre cobertura y edad estaba vinculada a la mayor probabilidad de viudez entre los grupos de edades avanzadas, y por lo tanto, que un grupo de adultos mayores (mayormente mujeres) recibieran una pensión derivada del beneficio que percibía el cónyuge fallecido. En este contexto, se alcanzó un balance con el aumento de la cobertura en los primeros dos grupos de edades en 26 y 29 puntos entre 2003 y 2013, respectivamente. Como resultado, la cobertura previsional alcanzó al 76,5% entre los adultos de edades entre 65 y 69 años y se tornó prácticamente universal a partir de los 70 años.

Otro rasgo distintivo de los cambios introducidos por las políticas previsionales fue el cambio en la tasa de cobertura entre los géneros. Entre la población adulta mayor las mujeres superan típicamente en un número considerable a los varones, aunque, en 2003, la cobertura previsional era 10 puntos inferior entre las mujeres que entre los varones. Este diferencial fue invertido durante el transcurso de la década, a partir del aumento del aseguramiento de las mujeres a lo largo de todos los grupos de edades, y más específicamente, entre las edades de 65 a 74 años. Incluso, la cobertura de las mujeres de 65 a 69 años superó en 15,7 puntos a la de los varones, y este diferencial se trasladó (morigerado por el peso relativo de la población de cada género en cada grupo etarios) a los registros de cobertura total en ambos géneros. Finalmente, la cobertura escaló al 92 % entre las mujeres y al 85 % entre los varones.

3.3.2. Movilidad de los haberes previsionales

El sistema previsional argentino tuvo una norma para la movilidad de las prestaciones previsionales recién en marzo de 2009. Entre 2002 y 2008, las prestaciones previsionales se incrementaron mediante decretos del Poder Ejecutivo Nacional, que privilegiaron la actualización de las prestaciones mínimas por encima de la variación de precios y salarios. En este período, el haber mínimo se incrementó un 360 %, mientras que el resto de los beneficios se incrementaron entre un 63 % y 79 % (Bertranou y col., 2012). En octubre de 2008, mediante la Ley 26.417, se reglamentó una fórmula para actualizar las jubilaciones y pensiones en función de la variación de los salarios y los recursos netos de la ANSES. El resultado conjunto de estos dos tipos de intervenciones produjo una actualización segmentada de las prestaciones: entre 2002 y 2012, el haber mínimo aumentó 1.025 %, mientras que las prestaciones por encima del mínimo se incrementaron entre 299 % y 399 % (Bertranou y col., 2012).

3.3.3. Reforma de la organización del sistema previsional

En 2007, cuando el sistema previsional funcionaba aún bajo la forma mixta, se implementó una norma que eliminó la restricción que impedía que quienes cotizaban al régimen de capitalización pudieran traspasarse al régimen de reparto. En la misma norma, se estableció que los trabajadores que se registraran por primera vez como aportantes se asignaran al reparto (antes eran asignados a la capitalización) y se trasladó automáticamente al reparto a aproximadamente a 1 millón de beneficiarios de la capitalización que percibían haberes muy bajos, o que tenían una edad cercana al retiro y pocos fondos acumulados, o se desempeñaban en actividades riesgosas en donde la edad de retiro se anticipa a la edad del régimen general. Luego, en diciembre de 2008, se promulgó la Ley 26.425 que reformó la estructura del sistema previsional integrando los fondos del reparto y de la capitalización en un sistema de reparto de prestación definida bajo administración pública, denominado "Sistema Integrado Previsional Argentino" (SIPA). La alícuota de aportes de los trabajadores en relación de

dependencia se unificó en el 11 % del salario bruto (hasta un tope actualizado semestralmente) y la contribución de los empleadores se mantuvo en el 16 % del salario bruto (sin tope). No obstante, las contribuciones de los empleadores fueron reducidas en diferentes magnitudes, según actividades y períodos de tiempo, como parte de programas para restablecer la competitividad de la economía y sostener los puestos de trabajo registrado.

3.3.4. Regímenes previsionales diferenciales y especiales

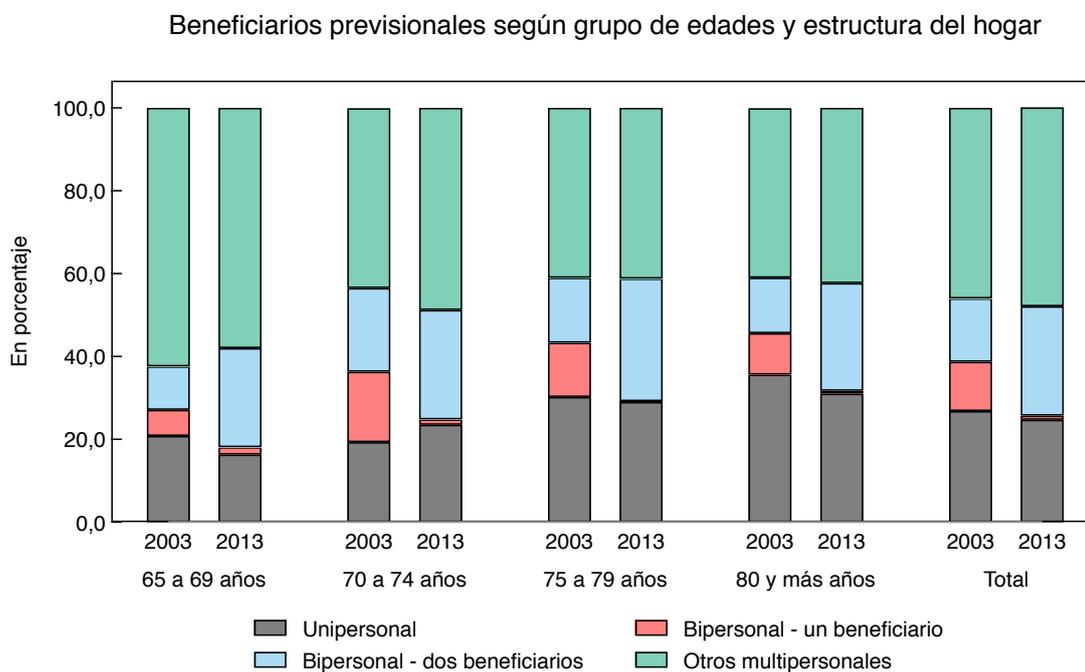
Durante el período estudiado, se restableció el reconocimiento de los "regímenes especiales" para magistrados, investigadores, diplomáticos, Luz y Fuerza, y docentes. Estos regímenes conformaron históricamente el sistema previsional, pero habían intentado anularse de facto durante la década de 1990. Además, a partir de 2009 se establecieron "regímenes diferenciales" para las ocupaciones relacionadas con la actividad petrolera en Río Turbio, la construcción, el empleo rural y el empleo de estibadores, güincheros y capataces por cuenta propia o asociados a cooperativas de trabajo. Estos dos tipos de regímenes difieren del "régimen general" en cuanto a que disponen de edades de retiro anticipadas y de porcentajes adicionales de aportes y contribuciones. Las actividades de estos regímenes también se diferencian entre sí de acuerdo a las prerrogativas que tienen sobre el acceso al sistema y el nivel de las prestaciones (una descripción completa puede consultarse en Bertranou y col., 2011).

3.4. Estructura de los hogares conformados por adultos mayores

Según el Censo Nacional de Población de 2010, el 32,8 % de los hogares en Argentina están conformados por adultos mayores¹³ (INDEC, 2012). En este contexto, el 16,5 % de los hogares del país se compone por adultos mayores que conviven junto a otras personas que no son sus cónyuges, como sus hijos, nietos, otros familiares o no familiares. Para indagar sobre el vínculo entre la cobertura previsional y las características demográficas de los hogares que conforman los adultos mayores, en la figura 3.6 se reúne información según cortes por edad adecuados para representar los arreglos familiares en los que conviven los adultos mayores que continúan activos con mayor probabilidad (65 a 69 años), quienes fueron más beneficiados por la inclusión previsional (70 a 74 años), y otros dos grandes grupos de edades (75 a 79 y 80 y más años) para estudiar la situación entre quienes la tasa de cobertura es típicamente más elevada.

En este cruce se reconocen algunos patrones, como el reparto por mitades de la residencia de los beneficiarios previsionales en hogares independientes (unipersonales o de dos adultos mayores) o con otras personas. Otras constantes son el aumento con la edad de la residencia en hogares independientes y la prevalencia de las mujeres en estos hogares. Esta predominancia

¹³En las bases de la EPH utilizadas en esta tesis, los hogares conformados por adultos mayores constituyen, en promedio, el 26 % del total de los hogares de las muestras.



femenina es manifiesta en todos los grupos de edades y se torna más evidente en el grupo de edades avanzadas, porque las mujeres sobreviven con mayor probabilidad a sus parejas varones y tienden a vivir solas durante la viudez.

Los cambios más evidentes que introdujo el incremento de la cobertura se registraron entre los hogares compuestos por parejas de adultos mayores. Por ejemplo, en 2003, el 11,9% de los beneficiarios vivían en hogares conformados por dos adultos mayores en donde solo uno de ellos percibía ingresos previsionales, mientras que diez años después, en casi la totalidad de este tipo de hogares, las dos personas recibían al menos una prestación previsional. Esto significó un incremento del 73% de la proporción de beneficiarios que viven en hogares conformados por dos adultos mayores en donde ambos perciben beneficios previsionales.

El complemento de estos dos arreglos familiares descritos es el grupo de los beneficiarios que conviven en hogares multipersonales, generalmente con algún familiar menor de 65 años. La proporción relativa de este grupo es casi tan importante como la suma de los otros dos tipos de hogares y creció apenas un 1,9% durante la década. Esta variación está asociada, en primera instancia, con la correspondencia entre las magnitudes de la reducción y el aumento de las proporciones de beneficiarios en los grupos de 65 a 69 años y de 70 a 74 años, respectivamente. En segunda instancia habría incidido el incremento, aunque más modesto, del registro de convivencia en hogares multipersonales de la población adulta de 80 años y más.

4. Impactos del sistema previsional sobre la distribución del ingreso y la pobreza

En esta sección se proporcionan evidencias empíricas sobre la contribución de las reformas descritas del sistema previsional para asegurar cierto nivel de ingresos que prevenga o alivie de la pobreza a la población adulta mayor. Estas políticas destinadas a expandir la cobertura previsional y recuperar el poder adquisitivo de las prestaciones, especialmente las de haberes mínimos, plantearon cambios en el reparto de los ingresos previsionales que implicaron la aplicación de una gran magnitud de recursos y no fueron neutrales sobre la distribución general del ingreso. Por esto, el análisis comienza abordando estos efectos distributivos.

4.1. Caracterización general de las transformaciones en la distribución del ingreso

La inestabilidad y crisis macroeconómicas que ocurrieron en Argentina durante las últimas tres décadas del siglo XX produjeron transferencias regresivas de los ingresos. Durante la década de 1990, en particular, la desigualdad de ingresos aumentó constantemente hasta alcanzar un nivel preocupante que se mantuvo en los primeros años del nuevo siglo¹. En este estado crítico, según el informe *Panorama Social de América Latina 2005* de la CEPAL (2006), el 47,9% de las personas disponían de ingresos inferiores al 50% del ingreso per cápita promedio y el índice de Gini alcanzaba un valor de 0,59 puntos. En el mismo informe se reporta que, en 2004, cuando las principales variables macroeconómicas se consideraban en proceso de recuperación, la concentración del ingreso continuaba siendo suficientemente elevada, tal que aún el 42,2% de las personas disponían de ingresos menores al 50% del ingreso per cápita promedio y el Gini apenas había disminuido a un valor de 0,537 puntos². La situación puede caracterizarse con mayor detalle a partir de los indicadores reunidos en la tabla 4.1, en donde se puede apreciar, por ejemplo, que en 2003 los ingresos del 10% más rico de la población de Argentina eran 13 veces superiores a los ingresos del 10% más pobre, y el quintil más rico de la población acaparaba una suma de ingresos 25 veces mayor que la suma de ingresos del quintil más pobre. Tomando esta situación como punto de partida, la desigualdad de ingresos tendió a declinar de modo constante hasta el final del período en

¹Entre los estudios pormenorizados de esta cuestión se pueden consultar, por ejemplo, los trabajos de Altimir, Beccaria y Gonzalez Rozada (2000) y Gasparini, Marchioni y Sosa Escudero (2001).

²Las publicaciones sucesivas del *Panorama Social de América Latina* dejan manifiesto que la situación de Argentina guarda relación con el contexto de América Latina, una región afectada crónicamente por altos niveles de desigualdad de ingresos. Por ejemplo, Gasparini, Cicowiez y Sosa-Escudero (2013) estimaron que el Gini promedio de la región ascendía a 0,507 puntos en 2009, un nivel de desigualdad que puede asimilarse a una situación donde "la diferencia de ingreso esperada entre dos personas elegidas aleatoriamente será semejante al ingreso promedio de la población." (2013, p. 33).

Tabla 4.1: Indicadores de la distribución del ingreso per cápita familiar
Argentina, Total de hogares

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Var. 2003-2013		
												Abs.	%	
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máximo	42.159	47.154	47.167	94.686	100.279	106.927	110.058	108.064	85.890	99.439	54.000	11.841	28,1	
Media	1.678	1.856	2.067	2.363	2.451	2.539	2.575	2.604	2.732	2.663	2.734	1.056	62,9	
Mediana	1.089	1.258	1.415	1.610	1.759	1.825	1.875	1.920	2.030	2.020	2.083	994	91,3	
Coef. de variación (<i>cv</i>)	1,2	1,2	1,1	1,2	1,1	1,1	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	-0,3	-25,0	
Coef. de asimetría	5,0	5,2	4,8	8,3	4,7	8,0	6,1	5,3	5,7	3,8	3,6	-1,4	-28,0	
Ratio perc. 90/10	13,0	12,0	10,7	10,1	9,7	9,0	9,2	8,5	8,0	7,2	7,3	-5,7	-43,7	
Share ratio perc. 80/20	24,8	22,3	20,1	19,5	18,6	17,2	17,7	16,4	15,4	13,9	14,0	-10,7	-43,4	

Nota: Ingresos reales en términos de 2013. La distribución por deciles de esta variable de ingreso en 2003 y 2013 se presenta en la tabla B.6.

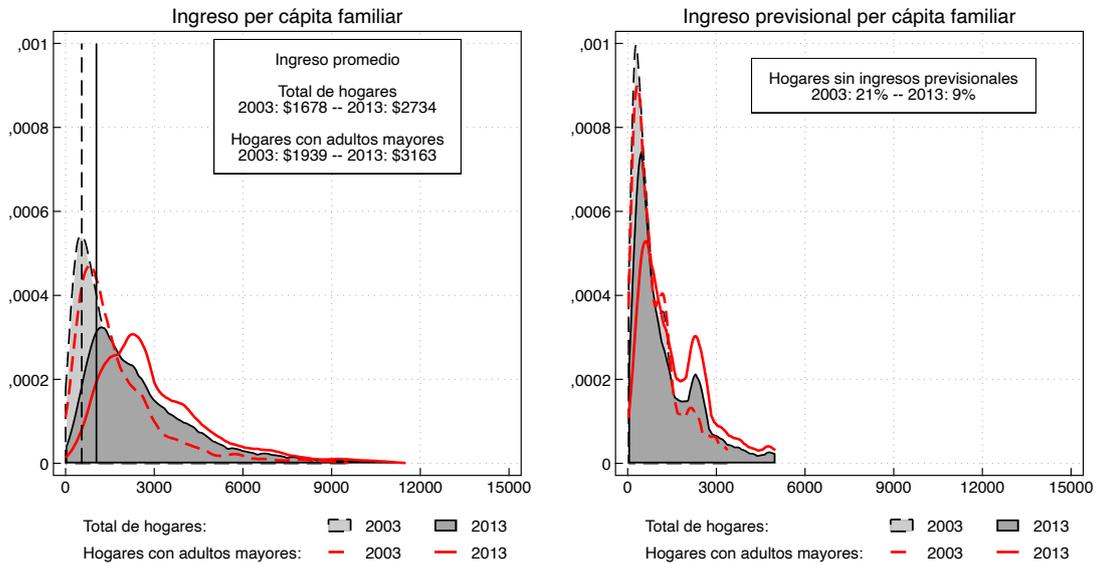
Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

estudio, reflejando una de las variaciones más importantes en la evolución histórica de los índices de desigualdad que se muestran en la tabla. Según documentaron varias investigaciones, este fenómeno fue causado principalmente por la disminución de la desigualdad de los ingresos laborales y de modo secundario por los impactos progresivos de los cambios en los ingresos y transferencias derivados de los sistemas de seguridad y protección social³.

La tendencia declinante de la desigualdad del ingreso per cápita familiar también fue marcada entre los hogares conformados por adultos mayores (tabla 4.2). Una parte considerable de este resultado podría atribuirse a los cambios en la distribución los ingresos por jubilaciones y pensiones, que representan alrededor el 50 % de los ingresos totales en estas unidades. En la práctica, se verifica que el reparto de los ingresos previsionales tendió a ser más equitativo a la vez que se redujo el déficit de cobertura previsional. Para ilustrar el cambio total de estos fenómenos durante el período, corresponde analizar primero la distribución del ingreso previsional entre los hogares conformados por adultos mayores 2003. La distribución estaba caracterizada por una alta frecuencia de ingresos previsionales nulos y una significativa acumulación de prestaciones en torno al haber mínimo. Esta alta densidad de la parte inferior de la distribución englobaba prestaciones cuyos montos eran muy distantes respecto del haber mediano y de los montos que se ubicaban en el extremo superior de la distribución (ver figuras 4.1, 4.2 y B.1). Estos comportamientos se resumieron en índices de desigualdad muy elevados, que relativizaban la significatividad del ingreso previsional promedio y de la ratio entre las porciones del ingreso retenidas por los quintiles extremos de la distribución.

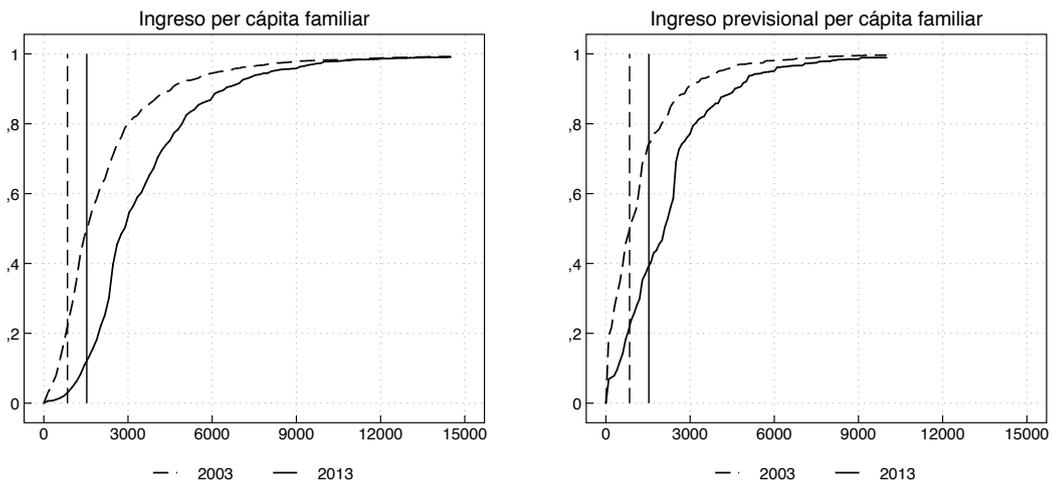
³Como documentos comprensivos se pueden consultar Beccaria y Groisman (2015), Lustig y Pessino (2013), Rofman y Oliveri (2011a), Maurizio, Perrot y Villafañe (2009), Gasparini y Cruces (2008) y Beccaria y Groisman (2006). Para una explicación más detallada sobre los cambios en la distribución funcional del ingreso, se pueden revisar Groisman (2008) y Lindenboim, Kennedy y Graña (2011) y para explicaciones sobre los cambios distributivos que implican a la seguridad y protección social, consultar Beccaria y col. (2016), Groisman (2013), Lustig (2017) y Maurizio (2012).

Figura 4.1. Curvas de densidad del ingreso total y previsional per cápita familiar



Notas: Ingresos reales en términos de 2013. Se excluyen unidades con ingresos previsionales nulos y con el 1% de ingresos más altos. Las líneas verticales marcan el 50% de la mediana del ingreso per cápita familiar de cada año.
Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Figura 4.2. Funciones de distribución acumulada del ingreso total y previsional per cápita familiar
Hogares conformados por adultos mayores



Nota: Ingresos reales en términos de 2013. En ambos gráficos se excluyó el 1% de unidades de ingresos más altos. Las líneas verticales marcan el 50% de la mediana del ingreso per cápita familiar de cada año.
Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Tabla 4.2: Indicadores de la distribución del ingreso total y previsional per cápita familiar
Argentina, Hogares conformados por adultos mayores

(A) Distribución del ingreso per cápita familiar													Var. 2003-2013	
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Abs.	%	
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
Máximo	34.008	47.154	41.742	94.686	100.279	53.464	55.029	67.188	85.890	55.934	42.000	7.992	23,5	
Media	1.939	2.135	2.248	2.657	2.669	2.726	2.907	2.937	3.035	3.088	3.163	1.224	63,1	
Mediana	1.298	1.589	1.729	1.954	2.099	2.091	2.189	2.233	2.401	2.486	2.550	1.252	96,5	
Coef. de variación (cv)	1,2	1,0	1,1	1,2	1,0	0,9	0,9	0,9	0,8	0,7	0,8	-0,4	-33,3	
Coef. de asimetría	5,2	4,9	6,6	10,5	8,1	4,7	5,9	6,7	5,1	3,2	3,7	-1,5	-28,8	
Ratio perc. 90/10	9,3	8,4	6,9	7,4	6,5	5,8	5,6	5,7	5,3	5,0	5,1	-4,3	-45,6	
Share ratio perc. 80/20	18,5	15,7	13,9	15,4	12,6	11,6	11,3	11,1	10,4	9,8	10,1	-8,5	-45,7	

(B) Distribución del ingreso previsional per cápita familiar													
Sin ingresos previsionales, %													
Hogares	21,2	21,2	21,0	19,5	14,3	9,0	8,6	7,6	7,6	8,6	9,0	-12,2	-57,3
Individuos ^a	22,9	22,9	22,7	21,0	14,9	9,7	7,9	7,8	7,1	7,1	8,0	-14,9	-65,0
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máximo	16.864	18.014	14.150	21.256	21.111	19.960	19.566	20.195	21.863	22.672	24.000	7.136	42,3
Media	883	965	954	1.116	1.217	1.229	1.313	1.340	1.496	1.562	1.653	770	87,2
Mediana	468	530	578	678	792	855	978	971	1.031	1.106	1.200	732	156,4
Coef. de variación (cv)	1,5	1,4	1,3	1,3	1,1	1,1	1,1	1,0	1,1	1,0	1,0	-0,5	-33,3
Coef. de asimetría	3,9	3,2	3,1	4,0	3,1	3,1	3,2	2,8	3,1	2,6	3,4	-0,5	-12,8
Ratio perc. 90/10	25,3	16,4	15,0	14,2	13,5	17,5	-7,8 ^b	-30,9
Share ratio perc. 80/20	71,7	29,9	25,7	24,7	24,5	20,9	22,5	-49,1 ^b	-68,6

a: Corresponde al total de individuos, adultos mayores o no, viviendo en hogares conformados por adultos mayores.

b: Calculado entre los años límites en los que es posible obtener estas ratios.

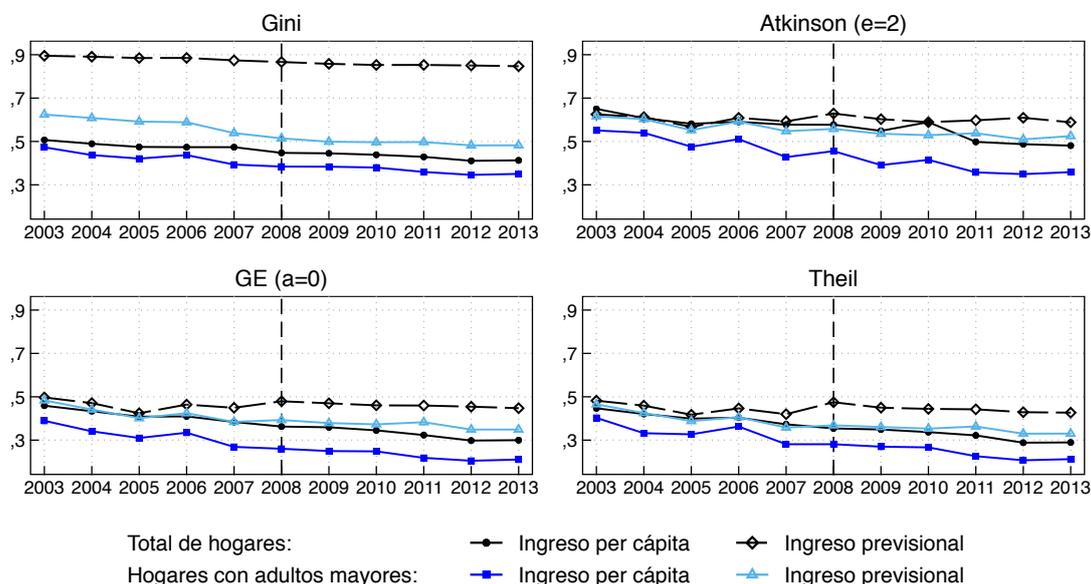
Nota: Ingresos reales en términos de 2013. La distribución por deciles de ambas variables de ingreso en 2003 y 2013 se presenta en las tablas B.6 y B.7.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

En contraste con esta situación inicial, la inclusión progresiva de un gran número de beneficiarios durante la década siguiente, incluyendo un notorio aumento de 5,3 puntos porcentuales entre fines de 2007 y de 2008, fue suficiente para reducir el déficit de la cobertura a un promedio del 8,4% de los hogares conformados por adultos mayores entre 2008 y 2013 (tabla 4.2). El nuevo reparto también produjo que la mediana de las prestaciones se acercara al ingreso previsional promedio. Estas transformaciones tornaron posible el cálculo de la ratio entre los ingresos acumulados en el primer y último quintil, que comenzó siendo de 25,3 veces y fue moderándose hasta finalizar en 17,5 veces. No obstante estos amplios diferenciales, al final del período se verificaba una mayor densidad de los ingresos por jubilaciones y pensiones en torno a la mediana del ingreso per cápita familiar, hecho que sugiere la mejora relativa de las condiciones de vida de los hogares con presencia de beneficiarios previsionales (figuras 4.1 y 4.2).

Reflejando estos nuevos aspectos del reparto, el Gini de los ingresos previsionales se redujo un 22,7% a lo largo de la década, hasta ubicarse en un valor de 0,483 en 2013 (figura 4.3). Si bien este valor señala aún una disparidad aún elevada, a la vez, contrasta con una situación de

Figura 4.3. Índices de desigualdad del ingreso total y previsional per cápita familiar



Fuente: Tablas B.2 y B.3 del anexo estadístico.

partida de muy alta desigualdad. El elevado valor de 2013 se explica también por el ajuste de los ingresos previsionales en términos per cápita, que torna inferiores a los ingresos previsionales per cápita en hogares con presencia de menores de 65 años. De todos modos, la disminución de la desigualdad de la fuente previsional fue destacable por su magnitud y velocidad en un contexto de crecimiento del ingreso previsional promedio. De acuerdo a estas características, la desigualdad del reparto se redujo en términos absolutos, es decir, el incremento de los ingresos previsionales se repartió más que proporcionalmente entre los hogares más pobres que entre los más ricos⁴.

Los resultados de los otros dos índices sintéticos de desigualdad tabulados acompañan estas conclusiones basadas en el itinerario del Gini. En particular, es relevante la información que proveen las configuraciones del índice de Atkinson con $e = 2$ y del índice Generalizado de Entropía con $a = 0$, que otorgan mayor ponderación a los cambios que afectan a los estratos de ingresos más bajos⁵, capturando de este modo los efectos de la inclusión de quienes no cumplían con el requisito contributivo y de la actualización de los haberes mínimos en mayor proporción que el resto implementada hasta 2008. La evolución de estos indicadores muestra una transición hacia un *régimen previsional general* menos desigual, a cuya estabilización habrían colaborado, durante los años siguientes, el retorno del SIPA a un esquema único de reparto

⁴En un sentido estricto, según el teorema de Atkinson (1970), esta reducción absoluta de la desigualdad se verifica a partir de que la curva de Lorenz de los ingresos previsionales de 2013 se encuentra siempre por encima de la curva de 2003 (ver figura B.2).

⁵Para mayor detalle véase la sección 2.

público y la actualización de todas las prestaciones por un mismo índice, según se mencionó en la sección anterior.

En este proceso se identifica un aumento del bienestar social. Una de las maneras de registrar esta mejora consiste en observar la evolución del índice de Atkinson, que compara la distribución de los ingresos por jubilaciones y pensiones con un hipotético monto de ingreso previsional uniformemente distribuido que reportara el nivel de bienestar asociado a la distribución observada. Desde esta perspectiva, se considera que el bienestar aumentó porque hubieran sido necesarias redistribuciones más pequeñas de los ingresos previsionales para alcanzar el ingreso uniforme de comparación. A partir de la disminución del Índice Generalizado de Entropía, otro fenómeno asociado con un mayor bienestar social es la mejora de la posición del grupos de ingresos más bajos, que tuvo un efecto fuerte en la reducción de la desigualdad del reparto en general. La evolución de este índice permite interpretar, además, que los ingresos por jubilaciones y pensiones de los estratos más bajos resultaron más cercanos al ingreso previsional promedio en comparación a los que percibían los estratos de ingresos más altos⁶.

En resumen, el conjunto de elementos hasta aquí mencionados permite señalar que las políticas previsionales propiciaron el aumento de las prestaciones y una mayor equidad en su distribución entre 2003 y 2013. Estos cambios, en principio, habrían participado de la disminución de la desigualdad de ingresos y la salida de la pobreza entre los hogares conformados por adultos mayores. A su vez, estos efectos estarían correlacionados con la trayectoria de los índices de desigualdad para el total de hogares del país y explicarían una porción de la reducción de la desigualdad general del ingreso. Algunas estimaciones de estos impactos se presentan en los apartados siguientes.

4.2. Impactos sobre la distribución del ingreso

Las transferencias entre diferentes partes de una distribución de ingresos son registradas de modo distinto por los diferentes índices de desigualdad. Para ilustrar este aspecto, puede considerarse que otorgarle haberes mínimos a quienes no eran beneficiarios previsionales se reflejaría, *ceteris paribus*, como una reducción menor en el índice de Gini que en el de Theil, porque el primero es más sensible a los cambios que suceden alrededor del ingreso promedio y el segundo otorga mayor ponderación a los cambios que suceden en la parte inferior de la distribución. De modo que se estimaron descomposiciones de ambos índices de desigualdad para proveer de evidencias robustas de los impactos de los ingresos previsionales sobre la desigualdad.

⁶La evaluación del impacto de estos cambios ha suscitado gran interés analítico; por ejemplo, se disponen de estudios de los efectos sobre la reducción del Gini y la salida de la pobreza (Rofman y Oliveri, 2011a), la caracterización de su influencia bajo distintos regímenes macroeconómicos (Trujillo y Villafaña, 2011), su relevancia en los eventos de salida de la pobreza según la estructura del hogar (Beccaria y col., 2012) y las estimaciones de la suficiencia de la cobertura (Rofman y Apella, 2013).

4.2.1. Descomposición del índice de Gini por fuentes de ingreso

La descomposición del Gini por fuentes de ingreso consiste en explicar la desigualdad del ingreso total de los hogares a partir de las características de la participación y de la distribución de las fuentes de ingreso de estas unidades. Esta metodología puede implementarse tanto en versión estática, para explicar el valor del índice en un momento dado, como en versión dinámica, para explicar la variación del Gini entre dos momentos del tiempo (el desarrollo formal del método se presenta en el anexo A). Entre los escasos antecedentes de la utilización de este procedimiento para analizar la distribución del ingreso en Argentina se encuentran los trabajos de Trujillo y Villafañe (2011), quienes efectuaron descomposiciones estáticas y dinámicas para el período entre 1992 y 2009, y el reciente trabajo de Castrosin y Grosso (2016) quienes proporcionaron una descomposición estática para el período entre 2003 y 2013. Para América Latina, Medina y Galván (2008) implementaron una descomposición estática del Gini comparando distribuciones de ingreso de 17 países de la región entre 1999 y 2005. En esta tesis, según los objetivos de investigación, se estimaron descomposiciones estáticas y dinámicas del Gini del ingreso per cápita familiar para los hogares compuestos por adultos mayores y para el total de hogares del país.

En línea a lo esperado, el análisis muestra que el impacto distributivo más relevante ocurre entre los hogares conformados por adultos mayores, entre los cuales el Gini del ingreso per cápita disminuyó en un 26 % durante el período (tabla 4.3). El primer componente de interés para explicar este fenómeno es el rol de la *participación* de los ingresos previsionales en el ingreso total del hogar. Esta participación se incrementó en 6,8 puntos porcentuales a lo largo del período y alcanzó así a representar, en promedio, el 52,3 % del ingreso total en estos hogares. Sin embargo, según puede apreciarse en la tabla 4.4, el peso relativo de los ingresos por jubilaciones y pensiones difiere según el tamaño y la estructura etaria del hogar, resultando estos ingresos más relevantes en los hogares de uno o dos adultos mayores que entre los otros tipos de estructuras domésticas. En términos distributivos, finalmente, el incremento de la participación de la fuente previsional tuvo un efecto débil sobre la disminución de la desigualdad en estos hogares, explicando apenas el 2 % de la reducción del Gini del ingreso per cápita familiar.

En contraste, el impacto distributivo de los ingresos previsionales está determinado por las modificaciones en la *concentración* de esta fuente, generadas por la interacción entre los cambios en su desigualdad y en su correlación con el ingreso total del hogar. En definitiva, la concentración de la fuente se redujo debido a dos transformaciones fundamentales: la disminución de la desigualdad entre los haberes previsionales y una menor asociación entre la percepción de prestaciones y el ingreso total del hogar. Por un lado, los índices de desigualdad de la fuente y del ingreso total disminuyeron a un ritmo similar, de aquí que el Gini de la fuente se mantuviera en valores aproximadamente un 36 % mayores a los del índice del ingreso total. En términos empíricos, esto significa una reducción muy importante de la

Tabla 4.3: Descomposición del índice de Gini del ingreso per cápita familiar
Hogares con adultos mayores

Año	Participación de la fuente previsional (%)	Gini de la fuente	Correlación de la fuente con el Gini del ingreso per cápita familiar	Pseudo-Gini o Concentración	Contribución de la fuente previsional al Gini del ingreso per cápita familiar		Impacto marginal en el Gini (%)	Gini del ingreso per cápita familiar
					Absoluta	Rel. (%)		
2003	45,6	0,624	0,718	0,448	0,204	43,1	-2,4	0,473
2004	45,2	0,610	0,685	0,418	0,187	42,2	-2,6	0,444
2005	42,4	0,595	0,643	0,383	0,163	38,5	-4,1	0,423
2006	42,0	0,609	0,677	0,413	0,180	40,2	-3,3	0,447
2007	45,6	0,546	0,602	0,329	0,151	38,2	-7,9	0,397
2008	45,1	0,522	0,603	0,314	0,144	37,4	-8,4	0,385
2009	45,2	0,506	0,585	0,296	0,136	35,2	-10,6	0,385
2010	45,6	0,498	0,584	0,291	0,133	35,0	-10,7	0,380
2011	49,3	0,499	0,618	0,308	0,152	42,2	-7,2	0,361
2012	50,6	0,483	0,586	0,283	0,143	41,5	-9,3	0,346
2013	52,3	0,483	0,627	0,302	0,158	45,2	-7,1	0,351

Descomposición dinámica del cambio entre 2003 y 2013:

Promedio:	48,9		0,375					0,412
Variación:	6,8		-0,146					-0,123

Efectos absolutos:

Participación:	-0,003	Concentración:	-0,071	Efecto total:	-0,074
----------------	--------	----------------	--------	---------------	--------

Efectos relativos:

Participación:	-2,0 %	Concentración:	-58,3 %	Efecto total:	-60,3 %
----------------	--------	----------------	---------	---------------	---------

Nota: Los valores absolutos fueron redondeados a tres decimales y los porcentajes a un decimal. Las posibles diferencias en las suma o restas de los porcentajes se deben al redondeo de decimales.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

desigualdad de los ingresos por jubilaciones y pensiones, estimada en el 22,6 % del Gini entre 2003 y 2013. Por otro lado, la correlación de la fuente y el ingreso total del hogar fue siempre positiva, indicando que la probabilidad de percibir ingresos previsionales aumenta con el ingreso total del hogar. Esta correlación fue muy fuerte mientras persistió una larga brecha de cobertura previsional entre los hogares del primer y último quintil, y fue luego moderada a partir del aumento de la cobertura entre los hogares de menores ingresos desde 2007. La correlación disminuyó en un 12,7 % entre los límites del período en análisis, reflejando una cobertura más homogénea entre los estratos de ingresos, aunque siempre mayor en el estrato más rico. En consecuencia, una fuente menos desigual y menos correlacionada con el ingreso total del hogar derivó en una fuente menos concentrada. Este proceso de desconcentración fue más intenso incluso que la disminución de la desigualdad del ingreso total y por esto fue el factor con mayor poder explicativo de este fenómeno.

El aumento de la participación de la fuente y su desconcentración produjeron en conjunto la amplificación del impacto marginal de los ingresos previsionales sobre la desigualdad, especialmente desde 2007 y hasta el final del período, cuando este impacto supuso una

Tabla 4.4: Participación de los ingresos previsionales en el ingreso total del hogar, %
Hogares con adultos mayores

Año	Unipersonales	Dos personas adultas mayores	Dos personas, una de ellas adulta mayor	Más de dos personas, una de ellas adulta mayor	Total de hogares
2003	81,8	64,8	49,6	30,4	45,6
2004	76,3	62,9	47,5	29,7	45,2
2005	75,9	60,9	43,8	30,1	42,4
2006	78,3	60,9	45,7	29,6	42,0
2007	83,9	67,5	53,3	32,6	45,6
2008	84,4	65,3	53,2	33,1	45,1
2009	85,5	66,8	52,8	34,0	45,2
2010	87,0	66,5	52,7	35,0	45,6
2011	85,5	68,4	55,0	35,7	49,3
2012	87,1	68,6	55,3	37,8	50,6
2013	88,6	66,6	57,9	39,3	52,3
Var. 2003-2013	6,7	1,8	8,3	8,9	6,7

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

reducción de 7,1% del Gini del ingreso total por cada incremento porcentual de la participación de la fuente. De modo que, finalmente, los cambios en la participación y la concentración explicaron el 60,3% de la disminución de la desigualdad de ingresos entre los hogares conformados por adultos mayores entre 2003 y 2013.

Por otra parte, los ingresos por jubilaciones y pensiones representaron en promedio el 14,6% del ingreso per cápita a nivel nacional⁷ (tabla 4.5). Durante la década en estudio, estos ingresos aumentaron sustancialmente debido al incremento de la cobertura y la recuperación del poder adquisitivo de las prestaciones, aunque su participación en términos globales se mantuvo aproximadamente constante porque los ingresos totales de los hogares crecieron en un ritmo similar y los ingresos de fuentes laborales crecieron a un ritmo mayor (cfr. Trujillo y Villafañe, 2011). No obstante, los ingresos por jubilaciones y pensiones son la fuente más importante entre los ingresos no laborales de los hogares en Argentina y su participación en el ingreso total se ubica encima del promedio de América Latina, en donde se estima que todos los ingresos por transferencias (entre los que se cuentan los ingresos previsionales) representan, en promedio, el 12,2% del ingreso de los hogares (Medina y Galván, 2008). Aunque en línea a lo registrado en la descomposición anterior, la participación de la fuente previsional fue irrelevante para explicar el impacto del sistema previsional sobre la reducción de la desigualdad general del ingreso entre 2003 y 2013.

En cambio, de modo análogo a lo detectado anteriormente, la influencia de los ingresos previsionales sobre la distribución general está casi exclusivamente explicada por los cambios en la concentración de la fuente. Corresponde señalar, en primer lugar, que el reparto de los

⁷La participación de la fuente previsional en el ingreso total familiar mermó 3,6% entre 2003 y 2006, pero esto fue más que compensado por el aumento en los años subsiguientes. Estas estimaciones guardan similitud con las publicadas por Castrosin y Grosso (2016) y Trujillo y Villafañe (2011).

Tabla 4.5: Descomposición del índice de Gini del ingreso per cápita familiar
Total de hogares

Año	Participación de la fuente previsional (%)	Gini de la fuente	Correlación de la fuente con el Gini del ingreso per cápita familiar	Pseudo-Gini o Concentración	Contribución de la fuente previsional al Gini del ingreso per cápita familiar		Impacto marginal en el Gini (%)	Gini del ingreso per cápita familiar
					Absoluta	Rel. (%)		
2003	13,6	0,895	0,575	0,515	0,070	13,8	0,2	0,507
2004	13,5	0,891	0,563	0,501	0,067	13,8	0,3	0,490
2005	12,4	0,885	0,506	0,448	0,055	11,7	-0,7	0,475
2006	12,1	0,885	0,509	0,451	0,055	11,5	-0,6	0,474
2007	12,4	0,874	0,451	0,394	0,049	10,5	-1,8	0,463
2008	12,7	0,867	0,439	0,381	0,048	10,8	-1,9	0,448
2009	13,3	0,858	0,434	0,372	0,050	11,2	-2,2	0,445
2010	13,7	0,853	0,442	0,377	0,052	11,7	-1,9	0,439
2011	14,2	0,853	0,449	0,383	0,054	12,6	-1,5	0,429
2012	15,1	0,850	0,459	0,390	0,059	14,3	-0,8	0,411
2013	15,6	0,847	0,462	0,391	0,061	14,8	-0,8	0,413
Descomposición dinámica del cambio entre 2003 y 2013:								
Promedio:	14,6			0,453				0,460
Variación:	2,1			-0,123				-0,094
Efectos absolutos:								
Participación:	0,000		Concentración:	-0,018			Efecto total:	-0,018
Efectos relativos:								
Participación:	-0,2%		Concentración:	-19,2%			Efecto total:	-19,3%

Nota: Los valores absolutos fueron redondeados a tres decimales y los porcentajes a un decimal. Las posibles diferencias en las suma o restas de los porcentajes se deben al redondeo de decimales.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

ingresos previsionales es mucho más desigual entre el total de hogares del país, pues potencialmente solo un tercio de estas unidades percibirían ingresos de fuente previsional⁸. Por esto, el Gini de la fuente se redujo apenas de 0,895 a 0,847 puntos, mientras que el Gini del ingreso total disminuyó de modo considerable, con registros que variaron de 0,507 a 0,413 puntos. En términos relativos, estas variaciones fueron de -5,4% y de -18,5% respectivamente. Es decir, a escala global, la desigualdad de la fuente tendió reducirse, pero a un ritmo muy lento en comparación con la disminución de la desigualdad del ingreso total, cuyo Gini en 2013 fue un 51,5% inferior al Gini de los ingresos previsionales. Debe notarse, en este caso, que una mayor desigualdad de la fuente respecto de la desigualdad total es condición necesaria, pero no suficiente, para que la fuente tuviera el efecto final de incrementar la desigualdad total (ver anexo A).

En segundo lugar, los ingresos por jubilaciones y pensiones crecen con el ingreso total del

⁸Ver sección 3.4. Esta fuente de ingresos aún se repartiría de modo muy desigual entre el total de hogares del país incluso en el caso extremo en donde el ingreso previsional per cápita de los hogares compuestos por adultos mayores fuera del mismo monto.

hogar, aunque obviamente esta correlación es más débil a la registrada entre los hogares conformados por adultos mayores. La comprobación de este hecho tiene una interpretación directa: los ingresos previsionales son menos relevantes que los redituados por la actividad económica entre los hogares de ingresos altos a nivel del país. La correlación entre la fuente previsional y el ingreso total del hogar, incluso, se redujo más entre el total de hogares del país (-19,6%) que en aquellos con adultos mayores presentes (-12,7%), indicando que mayor cantidad de hogares de ingresos bajos comenzaron a percibir ingresos previsionales. La interacción entre las características de la desigualdad y correlación determinaron una fuente menos concentrada también a nivel del país, pero que puesta en escala por una participación más baja produjo un impacto marginal muy pequeño de los ingresos previsionales sobre la disminución del Gini del ingreso total. No obstante, los cambios agregados en la fuente explican un 19,3% de la disminución de la desigualdad general del ingreso entre 2003 y 2013, es decir, una parte empíricamente significativa, si bien más modesta que la verificada entre el grupo de hogares con adultos presentes.

Los resultados provistos por estos ejercicios permiten reconocer similitudes y contrastes entre los impactos de la fuente de ingresos previsionales sobre la desigualdad del ingreso, según se estudie la distribución en general o entre el grupo de hogares conformados por adultos mayores. Las similitudes se reconocen en la reducción más intensa de la concentración de la fuente que la desigualdad del ingreso total, en la ponderación de los factores explicativos y en los signos de los efectos. Por ejemplo, el rol de la desconcentración tiene clara precedencia ante las variaciones de la participación para explicar la disminución de la desigualdad. Además, todos los factores comparten el mismo sentido: las participaciones aumentan, mientras que la desigualdad, correlación y concentración de la fuente disminuyen. Por otro lado, los contrastes son evidentes en relación a las magnitudes: todos los registros a nivel nacional disminuyeron en menor medida y a menor velocidad, en términos absolutos y relativos. Finalmente, la explicación de la desconcentración de la fuente podría clasificarse como un caso híbrido porque su causa principal es la disminución de su propia desigualdad antes que de su correlación con el ingreso total entre los hogares conformados por adultos mayores, mientras que a nivel país ocurre la situación inversa.

4.2.2. Descomposición aditiva del índice de Theil

Otro método para analizar el impacto distributivo de las políticas previsionales consiste en individualizar la contribución a la desigualdad general por parte de dos grupos diferentes de hogares, según estas unidades recibieran o no ingresos previsionales. Este ejercicio consiste en descomponer el índice de Theil de la distribución general en una suma ponderada de los Theil de los ingresos de los dos grupos de hogares definidos. Como ponderadores se usan las cuotas de ingresos que cada grupo de hogares aporta al ingreso total. En base a estos elementos, la descomposición permite explicar la desigualdad de la distribución de ingresos distinguiendo

Tabla 4.6: Descomposición estática del índice de Theil del ingreso per cápita familiar

Año	Hogares que no perciben ingresos previsionales					Hogares que perciben ingresos previsionales				Efectos			
	Theil total	Theil	Pob %	Contribución		Theil	Pob %	Contribución		Intra-grupal		Inter-grupal	
				Abs	Rel %			Abs	Rel %	Abs	Rel %	Abs	Rel %
2003	0,447	0,458	84,6	0,368	82,3	0,371	15,4	0,074	16,5	0,441	98,7	0,007	1,5
2004	0,421	0,446	84,7	0,361	85,8	0,289	15,3	0,055	13,1	0,416	98,9	0,005	1,2
2005	0,399	0,421	84,4	0,346	86,6	0,289	15,6	0,052	13,0	0,398	99,6	0,002	0,5
2006	0,404	0,417	84,4	0,340	84,1	0,328	15,6	0,061	15,2	0,401	99,2	0,003	0,8
2007	0,373	0,394	83,7	0,322	86,2	0,269	16,3	0,050	13,4	0,371	99,6	0,002	0,5
2008	0,354	0,379	82,0	0,305	86,2	0,247	18,0	0,048	13,6	0,353	99,8	0,001	0,2
2009	0,349	0,373	81,5	0,295	84,5	0,248	18,5	0,052	15,0	0,347	99,4	0,002	0,6
2010	0,337	0,355	81,3	0,281	83,3	0,260	18,7	0,055	16,2	0,335	99,5	0,002	0,5
2011	0,322	0,347	81,7	0,276	85,7	0,218	18,3	0,045	13,9	0,321	99,5	0,002	0,5
2012	0,288	0,310	81,7	0,244	84,7	0,195	18,3	0,041	14,4	0,286	99,0	0,003	1,0
2013	0,289	0,310	81,8	0,245	84,5	0,198	18,2	0,042	14,6	0,287	99,0	0,003	1,0
Variación 2003-2013:													
	-0,158	-0,136	-2,8	-0,123	2,2	-0,173	2,8	-0,032	-1,9	-0,154	0,3	-0,004	-0,5

Nota: Los valores absolutos fueron redondeados a tres decimales y los porcentajes a un decimal. Las posibles diferencias en las suma o restas de los porcentajes se deben al redondeo de decimales.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

dos efectos: (a) el aporte de la disparidad de ingresos interna de cada grupo sobre la desigualdad total (denominado *efecto intra-grupal*) y (b) el aporte de la diferencia entre los ingresos promedios de cada grupo de hogares en relación al ingreso promedio total (denominado *efecto inter-grupal*). Este ejercicio puede implementarse de modo estático o dinámico y fue utilizado en varias de investigaciones sobre la distribución del ingreso en Argentina (ver, por ejemplo, Maurizio, 2014; Maurizio, 2012; Damill, Frenkel y Maurizio, 2002; Altimir y Beccaria, 2000).

La descomposición del Theil muestra que, en el marco de una notoria disminución de la desigualdad total, las contribuciones relativas de cada grupo de hogar a la desigualdad total variaron levemente (tabla 4.6). En la práctica, la desigualdad general está determinada por el comportamiento de los ingresos de los hogares que no reciben ingresos previsionales y la contribución relativa del grupo de hogares que sí reciben este tipo de ingresos es de aproximadamente el 15 % del índice total en 2013. Por otro lado, si bien la disminución de la desigualdad fue común en ambos grupos de hogares, la variación fue más pronunciada entre los hogares receptores de ingresos previsionales, en donde incluso inicialmente la disparidad de ingresos era menor. La mayor parte de la reducción acumulada de la desigualdad en estos hogares ocurrió, en particular, mientras se completaba la inclusión masiva de beneficiarios previsionales entre finales de 2004 y de 2008. No obstante, la propagación de estos cambios sobre el índice total resulta mitigada por la menor participación relativa de la población que compone estos hogares en el total (18 %).

El efecto intra-grupal es el más importante para explicar tanto el nivel de desigualdad general en un momento del tiempo como su variación entre 2003 y 2013. Se estima que la reducción de la heterogeneidad de ingresos dentro de cada uno de los grupos de hogares explicó el 95,9% de la disminución de la desigualdad en el transcurso de la década, suponiendo constantes las diferencias de los ingresos promedio entre ambos grupos o sus participaciones relativas en términos de población (tabla ??). Esto quiere decir que la composición de los hogares (con o sin beneficiarios presentes) no explica la desigualdad de ingresos, sino que los ingresos per cápita altos y bajos se encuentran en todos los tipos de hogares.

Como confirmación de este argumento, se estima que la brecha entre los ingresos promedios de cada grupo explicó una parte mínima de la desigualdad total en cada año del período. Esto significa que la desigualdad total estuvo más asociada con ingresos de orígenes distintos a los previsionales, previsiblemente aquellos ingresos de fuente laboral. Sin embargo, la reducción de la brecha de ingresos promedio tuvo un rol más importante para dar cuenta de la tendencia decreciente de la desigualdad, en especial durante el salto abrupto de la extensión de la cobertura. Por ejemplo, este efecto inter-grupal explicó aproximadamente el 19% de la disminución de la desigualdad general entre 2003 y 2009. Esta influencia tendió a morigerarse luego, a partir de que, sobre una tasa de cobertura suficientemente alta, las actualizaciones de los haberes previsionales propiciaron que el crecimiento del ingreso promedio en los hogares conformados por adultos mayores siguiera, anualmente, el ritmo de crecimiento del ingreso promedio en el resto de los hogares. Por esto, el efecto de la reducción de la brecha explicó, finalmente, un 11% de la disminución de la desigualdad general entre los límites de la década.

La descomposición dinámica del Theil incorpora un *efecto composición* para cuantificar el efecto distributivo del cambio del peso relativo de las poblaciones de cada grupo de hogares entre dos observaciones del índice (tabla ??). En lo que respecta al presente análisis, el efecto se interpreta como la influencia asociada al incremento de la participación de los hogares que reciben ingresos previsionales sobre la disminución de la desigualdad en general. El efecto composición fue siempre negativo, es decir, contribuyó a incrementar la desigualdad, mientras se implementaron las políticas de extensión de la cobertura. Esto obedece a una configuración peculiar: el ingreso promedio de los hogares que recibían ingresos previsionales fue siempre mayor al ingreso promedio del resto de los hogares (entre los que la frecuencia de ingresos muy bajos es mayor). Por esto, el efecto composición fue negativo toda vez que las políticas previsionales contribuyeron a incrementar la participación relativa del grupo de hogares de mayor ingreso promedio, especialmente durante los años de mayor expansión de la cobertura.

De lo expuesto se extraen dos conclusiones directas: en primer lugar, el nivel de la desigualdad es explicado casi exclusivamente por la disparidad de ingresos propia de cada grupo de hogares; en segundo lugar, la desigualdad intra-grupal también prevalece como el factor con mayor poder explicativo de la tendencia de la desigualdad, aunque aquí adquiere un rol más visible la reducción de la diferencia de ingresos promedio entre los hogares que

reciben ingresos previsionales y el resto. Estos fenómenos son interesantes para el análisis de la política pública y están estrechamente vinculados a los efectos comprobados a partir de las descomposiciones del Gini. Es decir, la menor concentración de los ingresos previsionales produjo una disminución sustancial de la desigualdad entre los hogares que perciben estos ingresos y esto tuvo un impacto moderado sobre la reducción de la inequidad en general.

4.3. Impactos sobre la pobreza

En Argentina, los indicadores más utilizados para la describir de la incidencia de la pobreza son los de *línea absoluta*, que hacen referencia a la disponibilidad de ingresos de los hogares para acceder al consumo de alimentos y otros bienes y servicios considerados esenciales para satisfacer las necesidades vitales de sus miembros. En la medición de estos indicadores se contempla que las necesidades vitales varían de acuerdo con la edad y el sexo de las personas, determinando así una línea de pobreza específica para cada hogar de acuerdo con su estructura por edades y sexos. Con el mismo criterio de construcción, se establece también una línea de indigencia que representa el ingreso total requerido en el hogar para cubrir una canasta de alimentos indispensables para la subsistencia⁹. Entonces, por ejemplo, el monto de ingresos requerido para superar cualquiera de estas dos líneas será menor para un hogar compuesto solamente por adultos mayores que para un hogar del mismo tamaño conformado por al menos una persona en edad laboral activa.

Por otro lado, los cambios en los indicadores por línea absoluta sintetizan los efectos de varias situaciones posibles. Algunos de los casos pertinentes a esta investigación son, por ejemplo, que el aumento de ingresos previsionales fuera aún insuficiente para promover la salida de la pobreza en algunos hogares, o que la relevancia de este aumento para la salida de la pobreza de otros hogares estuviera determinada por la participación de la fuente previsional en el ingreso total del hogar o por la amplitud de la brecha de ingresos que estos hogares deberían cubrir. Es decir, los cambios en la cobertura previsional y en el poder adquisitivo de los ingresos previsionales pueden afectar de modo diverso a las condiciones de vida de los hogares que conforman los adultos mayores. Sin embargo, la disponibilidad de datos solo permite analizar algunos de estos efectos y el impacto en términos globales.

En principio, las tasas de pobreza y de indigencia son típicamente inferiores entre los hogares conformados por adultos mayores en comparación con sus promedios a nivel nacional o entre los hogares con hijos menores de 18 años (figura 4.4). Es decir, los hogares que conforman los adultos mayores disponen, con mayor probabilidad que otros tipos de arreglos, de los ingresos suficientes para cubrir la canasta básica del hogar. Por esto, para presentar evidencias sobre el impacto específico de las políticas previsionales corresponde establecer

⁹Los detalles pueden consultarse en la sección de metodología. La canasta básica alimentaria y total utilizadas en esta investigación están determinadas por los hábitos de consumo estándar para un varón adulto en edad activa y no consideran algunos ítems que son más importantes entre los adultos mayores, tales como el gasto en salud.

Tabla 4.7: Indicadores de pobreza e indigencia por línea absoluta

	Tasa de pobreza				Tasa de indigencia			
	2003	2013	Variación		2003	2013	Variación	
			p.p.	%			p.p.	%
Total de hogares	37,9	12,9	-25,0	-66,0	16,0	3,2	-12,8	-80,0
Hogares con adultos mayores	26,7	1,6	-25,1	-94,0	6,8	0,5	-6,3	-92,6
Con beneficiario	19,6	2,4	-17,2	-87,8	3,6	0,1	-3,5	-97,2
Unipersonales	11,0	2,0	-9,0	-81,8	2,2	1,5	-0,7	-31,8
Un beneficiario	3,9	0,2	-3,7	-94,9	0,6	0,0	-0,6	-100,0
Dos adultos mayores	23,5	0,8	-22,7	-96,6	4,3	0,2	-4,1	-95,3
Un beneficiario	32,3	1,5	-30,8	-95,4	1,3	0,0	-1,3	-100,0
Dos beneficiarios	1,7	0,0	-1,7	-100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Otros hogares multipersonales	36,5	3,5	-33,0	-90,4	15,7	1,1	-14,6	-93,0
Con beneficiarios	29,1	4,6	-24,5	-84,2	6,6	0,2	-6,4	-97,0
Hogares con menores de 18 años	53,7	22,9	-30,8	-57,4	23,2	4,9	-18,3	-78,9
Total de la población	48,2	18,5	-29,7	-61,6	20,9	3,9	-17,0	-81,3
Menores de 18 años	64,1	29,8	-34,3	-53,5	30,5	5,9	-24,6	-80,7
Adultos mayores	26,7	3,4	-23,3	-87,3	8,9	0,9	-8,0	-89,9

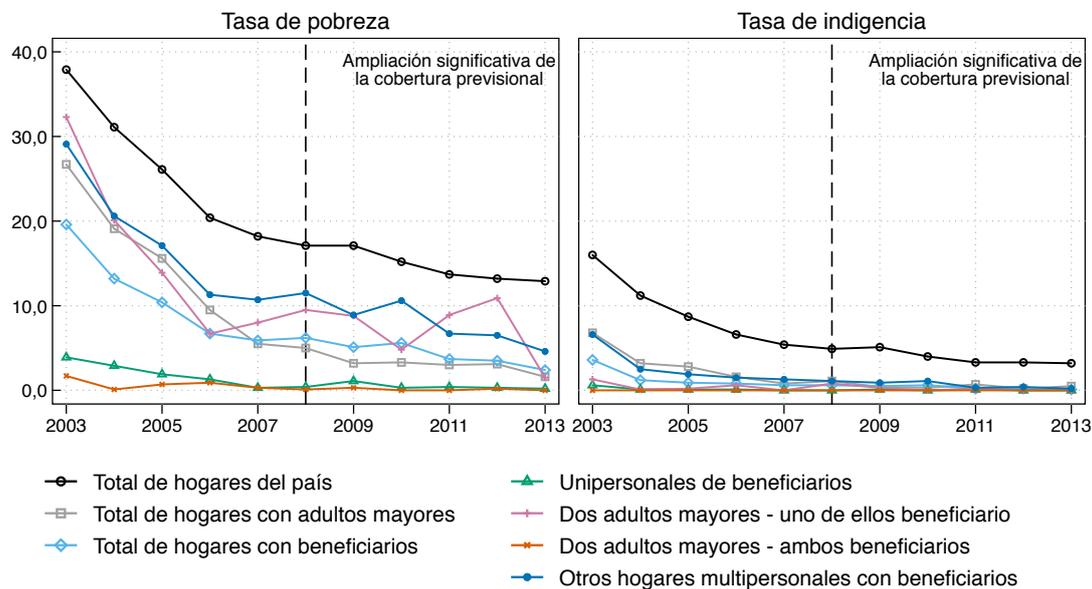
Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

distinciones entre la estructura del hogar y las fuentes que componen el ingreso total del hogar, tales como las reunidas en la tabla 4.7¹⁰. Una de las pruebas del impacto es el diferencial de las tasas de pobreza e indigencia entre los hogares según recibieran o no ingresos de origen previsional. Según se comentó, las inferencias sobre los efectos de la previsión son más precisas entre los hogares unipersonales o bipersonales de adultos mayores, porque los ingresos por jubilaciones y pensiones son la principal fuente de ingresos de estas unidades (ver tabla 4.4). En estos casos, la mejora en los ingresos previsionales a lo largo del período colaboró para suprimir virtualmente tanto la pobreza como la indigencia, si bien las incidencias de estas condiciones eran ya relativamente bajas en 2003. El aumento de la cobertura fue el principal factor explicativo de la mejora en los medios económicos para la satisfacción de las necesidades básicas en estos hogares, aún cuando las nuevas prestaciones fueron haberes mínimos, porque esos montos superaron generalmente la línea de pobreza correspondiente a estos hogares.

Las condiciones de vida también mejoraron sustancialmente entre los hogares multipersonales en donde los adultos mayores (beneficiarios o no) conviven con personas

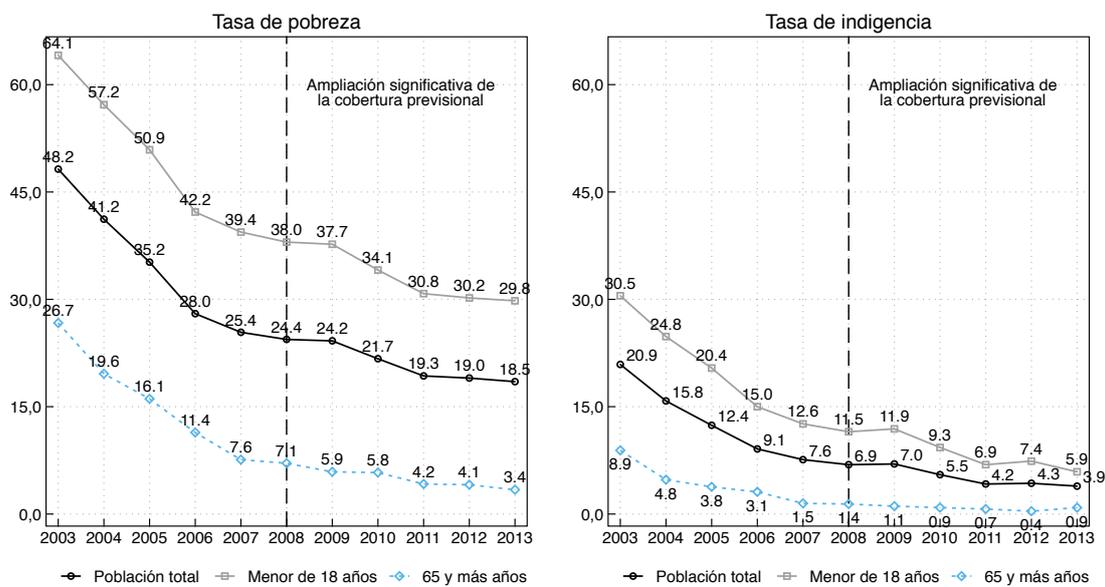
¹⁰Establecer asociaciones entre la modalidad de la residencia de los adultos mayores y su nivel adquisitivo excede el objeto del presente análisis. Puede mencionarse al respecto que, en los países en desarrollo, los adultos mayores que viven en unidades independientes (solos o con su cónyuge) detentan generalmente mayor posesión de recursos materiales y nivel educativo que el promedio de la sociedad. En contrapartida, los adultos mayores que viven en otros tipos de hogares multipersonales tienden a tener ingresos bajos (véase, por ejemplo, UNDESA, 2005).

Figura 4.4. Incidencia de la pobreza y la indigencia según tipo de hogar
Argentina, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Figura 4.5. Incidencia de la pobreza y la indigencia entre las personas
Argentina, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

menores de 65 años. En este tipo de unidades, las tasas de pobreza e indigencia acumularon reducciones de 33 y 14,6 puntos porcentuales respectivamente en el período. En particular, la indigencia tendió a desaparecer y la pobreza se redujo al 4,6 % entre los hogares conformados por al menos un beneficiario previsional. Las estimaciones indican que la indigencia, aunque no la pobreza¹¹, fueron ligeramente superiores entre los hogares en donde algún adulto mayor no percibía una prestación previsional. Es decir, la presencia de adultos mayores en hogares multipersonales se correlaciona con valores ínfimos de indigencia y muy bajos de pobreza. Sin embargo, la salida de la pobreza en este tipo de hogares multipersonales obedece a múltiples causas y esto incrementa la complejidad para definir más específicamente la participación de los ingresos previsionales en esta transición. Por ejemplo, aislando los efectos específicos de los diferentes tipos de ingresos que reciben estos hogares, Beccaria y col. (2012) documentaron que la percepción de ingresos previsionales fue uno de los eventos más importantes para la salida de la pobreza de los hogares conformados por adultos mayores (pero sin presencia de menores de edad) entre 2003 y 2006. Es decir, las políticas previsionales actuaron como coadyuvantes en los procesos que explican la reducción de la pobreza en hogares en donde los beneficiarios previsionales conviven con otras personas no beneficiarios.

El traslado de las estimaciones de pobreza en términos de población permiten distinguir claramente la menor incidencia de la pobreza entre los adultos mayores respecto de los niños y adolescentes (el otro grupo de inactivos típicos) y el total de la población a lo largo del período en estudio (figura 4.5). Si se considera la situación en 2003, por ejemplo, cuando la pobreza afectaba al 48 % de la población total, la tasa de pobreza entre los adultos mayores era del 27 %, mientras que entre los niños y adolescentes alcanzaba al 64 % (tabla 4.7). La incidencia de la pobreza disminuyó en general a lo largo de la década, afectando siempre con menor intensidad a la población adulta mayor. En consecuencia, al finalizar el período, el 3,4 % de los adultos mayores disponían de ingresos por debajo de la línea de pobreza, pero la tasa ascendía al 29,8 % de las personas menores años y al 18,5 % de la población total. Esto significa una notoria reducción acumulada de 23,3 puntos porcentuales de la tasa de pobreza entre los adultos mayores entre 2003 y 2013.

Finalmente, es conveniente reparar en que el estándar de vida de las sociedades contemporáneas debería implicar una tasa de indigencia ínfima para cualquier grupo de la población, de acuerdo al severo estado de privación que describe este concepto. En 2003, sin embargo, el 9 % de los adultos mayores era indigente, en un contexto aún más alarmante en donde la indigencia afectaba al 30,5 % de los niños y adolescentes y al 21 % de la población total (tabla 4.7). Por esto, la disminución de la indigencia a nivel general durante los años subsiguientes fue un dato alentador y particularmente positivo entre la población adulta mayor desde 2007, cuando la tasa se ubicó en un promedio del 1 % de este grupo etario. Las tasas de indigencia estimadas entre los beneficiarios muestran claramente que la disminución

¹¹La ambigüedad de este resultado derivaría de la heterogeneidad de estructuras de convivencia posibles en este grupo de hogares.

de la indigencia estuvo causada por la expansión de la cobertura y la recuperación del poder adquisitivo de los montos mínimos.

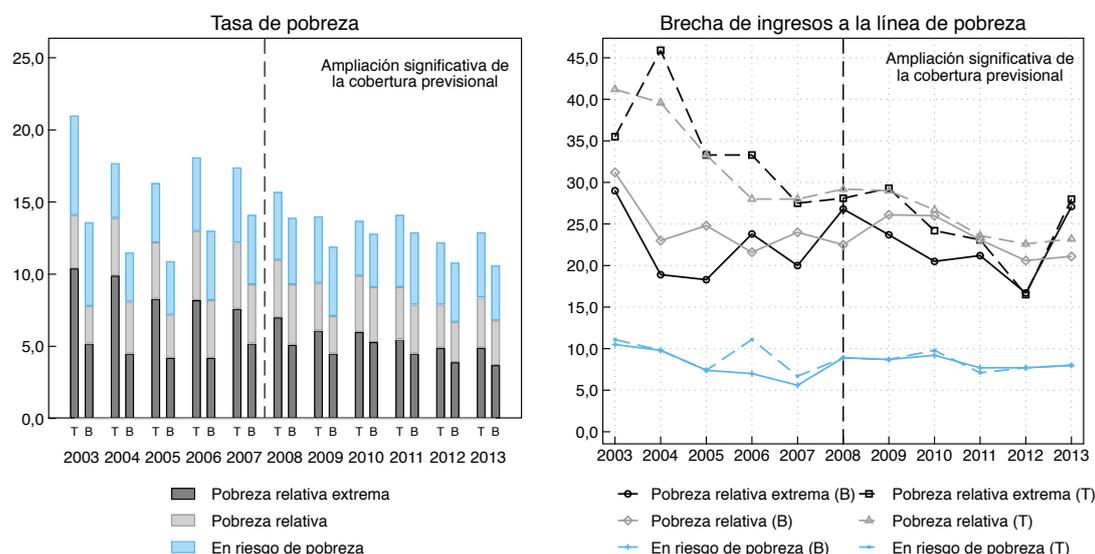
Los efectos descriptos de las políticas previsionales sobre la pobreza pueden complementarse con los resultados de indicadores de pobreza por línea relativa. Estos indicadores evalúan las condiciones de vida del hogar en relación con el estándar de vida de la sociedad, es decir, utilizan un criterio más amplio para medir la pobreza que el aseguramiento de la canasta básica total. De aquí que la línea de pobreza relativa implique un requisito de ingresos mayor que el determinado por la línea absoluta. En términos operativos, las tasas de pobreza relativa se definen como porcentajes de personas percibiendo ingresos inferiores a una proporción dada de la mediana del ingreso per cápita familiar¹². En general, se consideran pobres a las personas cuyos ingresos per cápita son inferiores al 50 % de la mediana y aquellos con ingresos todavía inferiores al 40 % de la mediana se consideran en situación de pobreza extrema. Adicionalmente, las personas con ingresos per cápita entre el 50 % y 60 % del ingreso mediano se consideran en riesgo de pobreza. Según su construcción, entonces, los indicadores relativos son útiles en tanto ajustan automáticamente la valorización del estándar de vida de la sociedad y de las líneas de pobreza a las transformaciones en la distribución general del ingreso.

La pobreza relativa entre adultos mayores siguió una tendencia declinante a lo largo del período, disminuyendo del 14,1 % al 8,4 % entre 2003 y 2013 (figura 4.6 y tabla 4.8). La reducción acumulada es ciertamente importante, aunque hacia el final del período el ingreso per cápita del 4,9 % de los adultos mayores era aún muy bajo y otro 4,5 % de esta población estaba situado en riesgo de pobreza. Esto significa que el 12,9 % de los adultos mayores tenían comprometido su acceso al estándar de bienestar social. En este marco, el acceso a los beneficios previsionales contribuyó notoriamente al alivio de la pobreza. La lectura a la tabla 4.8 ofrece una ilustración rápida de esto: en 2003, aún en situación de crisis, las tasas de pobreza relativa y de pobreza extrema entre quienes recibían ingresos previsionales eran 6,3 y 5,2 puntos porcentuales menores a las tasas respectivas registradas entre el total de la población adulta mayor. La morigeración de estas diferencias hacia el final del período ocurrió especialmente debido a la disminución de la pobreza relativa en toda la población adulta mayor, pues las tasas de pobreza y pobreza extrema disminuyeron ambas en alrededor de 5,5 puntos porcentuales entre la población total de adultos mayores y en 1 punto porcentual entre aquellos que eran beneficiarios previsionales.

Si bien todos los indicadores relativos registraron mejoras con respecto a 2003, en donde las condiciones de los beneficiarios fueron siempre más favorecidas, la situación de final del período tuvo algunas características peculiares. Por un lado, las disminuciones de la pobreza fueron menores entre los beneficiarios porque los niveles iniciales fueron ya bajos. Por otro lado, aún en 2013, el 6,8 % de los beneficiarios se encontraba por debajo de la línea de pobreza

¹²La unidad de análisis es el hogar y las tasas suelen expresarse en términos de la población utilizando el tamaño del hogar como factor de expansión.

Figura 4.6. Incidencia de la pobreza relativa entre la población adulta mayor Argentina, 2003-2013



y para el 3,7% la disponibilidad de ingresos estaba restringida de modo severo. Adicionalmente, otro 3,8% de los beneficiarios se encontraba en riesgo de pobreza. En estos casos, probablemente, la estructura del hogar sea determinante sobre la suficiencia de los ingresos previsionales, por ejemplo, resultando estos ingresos exiguos en los hogares que los adultos mayores conforman con menores o personas desocupadas¹³.

Finalmente, en la figura 4.6 se presentan también las brechas de los ingresos de la población en situación de pobreza respecto de las tres líneas de pobreza relativa. Las brechas de pobreza y pobreza extrema tienden claramente a acortarse durante período, aunque un repunte en el nivel de la brecha de pobreza extrema en 2013 trastorna la comparación de esta brecha entre los extremos del período. Aunque la tendencia general a la disminución es oscilante, las brechas de pobreza entre beneficiarios y el total de la población adulta mayor se tornan casi indistintas a partir de la expansión de la cobertura. Las variaciones de las brechas señalan que producto de las transformaciones distributivas que afectaron positivamente a los hogares con presencia de adultos mayores, al menos la mitad de esa población en situación de pobreza o pobreza extrema disponía de ingresos de entre un 20% y 30% inferiores a la línea respectiva. Por otro lado, las brechas entre quienes estaban en riesgo de pobreza fueron notoriamente inferiores y

¹³Si solamente se tuvieran en cuenta a los ingresos de origen previsional, el 40% de estos hogares estarían debajo de la línea de pobreza (figura 4.2). Esto indica que en una gran proporción de los hogares conformados por adultos mayores, el aumento del ingreso per cápita familiar que derivó en la salida de la pobreza dependió, en primer orden, del aumento de fuentes de ingresos laborales y de modo secundario de los ingresos previsionales. Se estima que este caso fue más regular entre los hogares multipersonales, que representan aproximadamente a la mitad de los hogares con presencia de beneficiarios previsionales (tabla ??).

Tabla 4.8: Indicadores de pobreza por línea relativa
Población adulta mayor

	2003	2013	Variación
Tasa de pobreza relativa, en %			
Pobreza relativa extrema			
Adultos mayores	10,4	4,9	-5,5
Adultos mayores beneficiarios	5,2	3,7	-1,5
<i>Diferencia</i>	5,2	1,2	4,0
Pobreza relativa			
Adultos mayores	14,1	8,4	-5,7
Adultos mayores beneficiarios	7,8	6,8	-1,0
<i>Diferencia</i>	6,3	1,6	4,7
En riesgo de pobreza			
Adultos mayores	6,9	4,5	-2,4
Adultos mayores beneficiarios	5,8	3,8	-2,0
<i>Diferencia</i>	1,1	0,7	-0,4
Brecha de ingresos a la línea de pobreza relativa, en %			
Pobreza relativa extrema			
Adultos mayores	-35,5	-28,0	-7,5
Adultos mayores beneficiarios	-29,0	-27,1	-1,9
Pobreza relativa			
Adultos mayores	-41,0	-23,2	-17,8
Adultos mayores beneficiarios	-31,2	-21,1	-10,1
En riesgo de pobreza			
Adultos mayores	-11,1	-8,0	-3,1
Adultos mayores beneficiarios	-10,5	-8,0	-2,5

Nota: La brecha de ingresos a las líneas pobreza relativa se calcula como la diferencia entre la mediana del ingreso per cápita del grupo y la línea de pobreza que define al grupo, expresada como porcentaje de la línea de pobreza respectiva.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

no difirieron en general según recibieran o no ingresos previsionales. De modo más interesante, en este caso, el ingreso per cápita de la mitad de la población era apenas un 8 % inferior a la línea de riesgo de la pobreza.

5. Conclusiones

La evaluación del impacto del sistema previsional sobre la distribución general del ingreso y la pobreza es un ejercicio indispensable para monitorear el cumplimiento de sus principales objetivos. En Argentina, estas evaluaciones adquieren relevancia porque el sostenimiento del sistema previsional es una función relevante en las finanzas públicas del país. Durante las últimas décadas, el interés por este tipo de análisis ha incluso aumentado a partir de las políticas implementadas para expandir la cobertura, recuperar el nivel adquisitivo de las prestaciones y reunificar al sistema previsional bajo un régimen de reparto público. El conjunto de estas reformas convirtió a los beneficios previsionales en una fuente de ingresos estable para aproximadamente un tercio de los hogares del país, con impactos relativamente importantes sobre la disminución de la desigualdad del ingreso y de la pobreza a nivel nacional. En esta tesis, en particular, se implementaron diversos métodos para estimar estos impactos procurando la recolección de evidencias robustas a la variación de enfoques y unidades de análisis.

En primer lugar, si bien la disminución de la desigualdad del ingreso dependió fundamentalmente de la mejora en los ingresos laborales, el presente análisis permitió distinguir que los ingresos previsionales aumentaron su influencia sobre esta disminución entre 2003 y 2013. Esta conclusión se obtiene, por ejemplo, analizando el efecto de los cambios en la participación y distribución de la fuente previsional sobre las variaciones de la desigualdad. Los resultados de este ejercicio indican que las políticas previsionales produjeron un incremento de la participación de los ingresos previsionales más importante entre los hogares conformados por adultos mayores que a nivel nacional, al mismo tiempo que propiciaron una desconcentración de la fuente que resultó más intensa que la disminución de la desigualdad del ingreso total del hogar. Este último factor explica casi totalmente la disminución de la desigualdad, mientras que los incrementos en la participación de los ingresos previsionales no tuvieron impacto aparente. En términos empíricos, la fuente previsional representó el 60,3% de la disminución de la desigualdad de ingresos entre los hogares conformados por adultos mayores y el 19,3% de la disminución de la desigualdad de la distribución general del ingreso entre el principio y el final de la década. Ambas contribuciones, además, fueron muy importantes en términos absolutos. Desde esta perspectiva, el impacto final sobre la disminución de la desigualdad fue fuerte entre los hogares conformados con adultos mayores, aunque modesto sobre la distribución general del ingreso.

Este hallazgo es compatible con otras estimaciones que comprueban que la disparidad interna de los ingresos de los hogares, reciban o no ingresos previsionales, explica la mayor parte del nivel y de la tendencia de la desigualdad general del ingreso. Con este método de

análisis se identifica también un efecto positivo del aumento de beneficiarios previsionales sobre la distribución general del ingreso. Este efecto fue particularmente mayor durante los años de mayor expansión de la cobertura previsional mediante el otorgamiento de nuevos beneficios de haberes mínimos. Midiendo este efecto con el índice de Theil, que precisamente refleja una mayor disminución de la desigualdad cuanto mayores fueran las transferencias de ingresos hacia la parte inferior de la distribución, se estima que la inclusión de beneficios de montos mínimos explicó el 10,7% de la disminución de la desigualdad entre 2003 y 2013.

Los cambios en la fuente de ingresos previsionales tuvieron también efectos apreciables sobre la salida de la pobreza y la indigencia entre los hogares conformados por adultos mayores. Este nivel de agregación permite evaluar con mayor precisión la suficiencia de los ingresos previsionales en relación con las necesidades de subsistencia de las personas que comparten esta fuente de ingresos en un mismo hogar. Esta distinción permite resaltar que, desde la mitad del período en análisis, la indigencia tornó en un hecho infrecuente en cualquiera de los tipos de hogares en donde los adultos mayores estuvieran presentes. Se verifica también la disminución de la pobreza, especialmente entre los hogares independientes de beneficiarios previsionales, aunque la tendencia es menos definida entre los hogares multipersonales en donde los beneficiarios conviven con niños, adolescentes, personas en edades activas u otros adultos mayores que no perciben prestaciones previsionales.

Los cambios a nivel hogar se trasladaron efectivamente como reducciones sobre la pobreza entre la población adulta mayor, tanto en términos absolutos como relativos. Por ejemplo, el porcentaje de adultos mayores que tuvieron dificultades para cubrir el consumo de una canasta básica de bienes se redujo a un valor bajo y largamente inferior a los registrados entre la población total y el grupo de niños y adolescentes. En otro tanto, se estima que al final de la década un 8,4% de la población adulta mayor no disponía de ingresos suficientes para satisfacer la mitad del ingreso que determina el estándar de vida de la sociedad. El proceso de salida de la pobreza estuvo acompañado de reducciones de las brechas entre los ingresos per cápita de los adultos mayores pobres y las líneas de pobreza, comprobándose que al final del período al menos la mitad de los adultos considerados pobres tenían ingresos un 20% inferiores a la línea de pobreza. En síntesis, toda disminución de la pobreza entre los adultos mayores supuso siempre mejores condiciones de vida en este grupo respecto del estándar de vida de la sociedad.

La conclusión general de esta investigación es que una cobertura previsional suficientemente extendida y un reparto equitativo de los ingresos entre los adultos mayores son estrategias de política pública recomendables porque afectan a distintos tipos de hogares y tienen efectos importantes para reducir la desigualdad de ingresos y la pobreza en Argentina. Como lineamiento para futuras evaluaciones de las políticas previsionales, la evidencia presentada en esta tesis deja planteada la necesidad de indagar de modo pormenorizado sobre el impacto distributivo y sobre la salida de la pobreza de acuerdo la estructura demográfica de los hogares compuestos por adultos mayores.

A. Anexo metodológico

A.1. Descomposición del índice de Gini por fuentes de ingreso

A.1.1. Descomposición estática del Gini

Lerman y Yitzhaki (1985) demostraron que una versión ampliada del índice de Gini, conocida como función de bienestar de Yitzhaki, puede descomponerse según la contribución absoluta y relativa que cada una de las fuentes de ingreso reportan al valor final del índice, de modo que el Gini del ingreso per cápita del hogar (*Gini*) queda expresado como la suma de tres componentes¹:

$$Gini = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k.$$

En donde, para un total de K fuentes de ingreso, se tiene:

- R_k se denomina *coeficiente de correlación de Gini* y es una medida de asociación entre una fuente de ingresos k y el ingreso total del hogar. R_k tiene un intervalo de variación entre $[-1, 1]$, y puede ser interpretado de modo análogo a los coeficientes de correlación de Pearson y de Spearman que son utilizados para estudiar asociaciones lineales entre variables. Cuando R_k es positivo, se dice que la fuente de ingresos k es una función creciente del ingreso total del hogar, es decir, R_k tiende a 1 cuando la fuente de ingresos es mayormente percibida por los hogares de ingresos altos. Por el contrario, valores negativos de R_k indican que la contribución de la fuente decrece a medida que se incrementa el ingreso total de la unidad de análisis. Este es el comportamiento esperado, por ejemplo, para las transferencias destinadas a grupos socialmente vulnerables. Cuando $R_k = 0$ debe interpretarse que la fuente k no está asociada de modo significativo con el ingreso de la unidad de análisis.
- G_k es el Gini de la fuente de ingresos k . Este coeficiente tiene en cuenta ingresos nulos en las fuentes, a diferencia del Gini del ingreso total.
- S_k es la participación de la fuente de ingresos k en el total de los ingresos.

Esta formulación permite derivar una medida del cambio porcentual en el Gini a partir de una modificación marginal en el ingreso de la fuente k , dada por:

$$\frac{\partial Gini}{\partial e_k} = S_k(R_k G_k - Gini),$$

¹El desarrollo formal completo de esta formulación puede consultarse en Medina y Galván (2008, pp. 13-20).

donde la fuente k se escala por un factor $(1 + e_k)$ donde e_k tiende a cero.

Otra medida de interés es la elasticidad del Gini del ingreso total (EGI) al incremento porcentual en el ingreso de la fuente k , que fue expresada por Lerman y Yitzhaki (1985) como: $\eta_k = \frac{R_k G_k}{Gini}$. A partir de esta definición de la elasticidad del Gini, el impacto marginal de la fuente de ingresos k se puede reescribir de la siguiente manera:

$$\frac{\partial Gini / e_k}{Gini} = \frac{R_k G_k S_k}{Gini} - S_k = S_k(\eta_k - 1).$$

A.1.2. Descomposición dinámica del Gini

El Gini del ingreso per cápita del hogar se suele expresar también agrupando R_k y G_k en un coeficiente de concentración o pseudo-Gini, $C_k = R_k G_k$, de tal modo que:

$$Gini = \sum_{k=1}^K C_k S_k.$$

A partir de esta expresión, Helfand, Rocha y Vinhais (2009), entre otros, derivaron una manera de descomponer el impacto de cada una de las fuentes de ingreso k sobre la variación de la desigualdad entre dos momentos del tiempo, $t = 1, 2$. Siendo las expresiones del Gini del ingreso total de cada uno de estos momentos del tiempo:

$$Gini_1 = \sum_{k=1}^K C_{1k} S_{1k} \quad y \quad Gini_2 = \sum_{k=1}^K C_{2k} S_{2k}.$$

La variación entre ambos momentos es:

$$\Delta Gini = Gini_2 - Gini_1 = \sum_{k=1}^K (C_{2k} S_{2k} - C_{1k} S_{1k}).$$

Es decir, la variación del Gini entre dos momentos del tiempo se determina por sumatoria de la variaciones simultáneas de la concentración y participación de cada fuente. Con el objetivo de separar ambos efectos, se operan transformaciones algebraicas que permiten llegar a la siguiente expresión²:

$$\Delta Gini = \sum_{k=1}^K C_k^* \Delta S_k - S_k^* \Delta C_k,$$

donde C_k^* y S_k^* son los promedios aritméticos simples entre dos expresiones de $\Delta Gini$ que separan los efectos concentración y participación, evitando al mismo tiempo la elección arbitraria del año base. Esta expresión se puede reescribir de modo conveniente para identificar explícitamente los efectos de interés:

²El desarrollo completo de esta formulación puede consultarse en Trujillo y Villafañe (2011, pp. 260-262).

$$\Delta Gini = \sum_{k=1}^K [(C_k^* - G^*)\Delta S_k + S_k^*\Delta C_k],$$

donde $(C_k^* - G^*)\Delta S_k$ es el efecto participación y $S_k^*\Delta C_k$ es el efecto concentración.

A.2. Descomposición aditiva del índice de Theil

El índice de Theil varía en un rango entre cero, que representa la situación de igualdad perfecta en donde todos los individuos reciben el mismo monto de ingresos, y el logaritmo natural del tamaño de la muestra, que representa la situación de máxima desigualdad en donde solo un individuo recibe todo el ingreso de la sociedad. Este rango de variación del índice torna no inmediata la interpretación de los resultados, aunque la comparación de distintos índices de Theil a lo largo de un período de tiempo es directa si estos índices se obtienen a partir de muestras grandes y de tamaño similar, como es el caso en esta tesis. Por otro lado, la comparación entre distintos índices de Theil puede facilitarse a partir de la normalización de los resultados en el intervalo $[0, 1]$, obtenida a partir de la división del resultado por el valor máximo que puede asumir el índice. No obstante, el índice de Theil normalizado no puede utilizarse en los ejercicios de descomposición debido a que no posee la propiedad de aditividad del índice original.

A.2.1. Descomposición estática del Theil

Siguiendo la demostración de Mookherjee y Shorrocks (1982), el índice de Theil de la distribución general del ingreso puede descomponerse aditivamente para identificar las contribuciones al índice que realizan diferentes grupos de la población. En términos generales, estas contribuciones ponderan tanto el aporte relativo de los ingresos de cada grupo como el nivel de desigualdad en la distribución de esos ingresos. Entonces, un dato del índice de Theil se explica por la suma de dos efectos: la desigualdad de ingresos entre los grupos (*efecto inter-grupal*) y la desigualdad de ingresos hacia dentro de cada uno de los grupos (*efecto intra-grupal*). En el caso de interés de esta tesis, los grupos de la población se diferencian como hogares que reciben o no ingresos previsionales. De modo que el efecto inter-grupal identifica la parte de la desigualdad total que depende de las diferencias entre los ingresos promedio de estos dos tipos de hogares y el ingreso promedio global. El efecto intra-grupal captura la porción de la desigualdad total que está explicada por la dispersión de ingresos en cada grupo de hogar. En una descomposición en grupos dicotómicos, como la implementada en este caso, se espera que el efecto intra-grupal explique la mayor parte de la desigualdad.

A partir de la siguiente expresión del índice de Theil (T):

$$Theil = \frac{1}{N} \sum_i \frac{y_i}{\mu} \log \frac{y_i}{\mu},$$

dónde N es la población total, y_i el ingreso individual y μ el ingreso medio global, la descomposición estática opera de la siguiente manera:

$$Theil = \sum_g v_g \lambda_g T_g + \sum_g v_g \lambda_g \log \lambda_g.$$

Siendo $v_g = n_g/N$ la proporción de hogares del grupo g , $\lambda_g = \mu_g/\mu$ la ratio entre el ingreso medio del grupo g y el ingreso medio global y T_g el índice de Theil de cada grupo g . El primer término de la derecha es el efecto intra-grupal, que incorpora una sumatoria ponderada de los índices de Theil de cada grupo. El segundo término es el efecto inter-grupal que refleja la contribución a la desigualdad de parte de la diferencia de ingresos promedio en cada grupo.

A.2.2. Descomposición dinámica del Theil

La descomposición del índice de Theil puede trasladarse a una versión dinámica para determinar la influencia que tuvieron las transformaciones intra- e inter-grupales sobre el índice de Theil entre dos momentos del tiempo ($\Delta Theil$). En esta descomposición se agrega el "efecto composición" como medida del cambio de la población de cada grupo entre los dos momentos del tiempo estudiados. Partiendo de la diferencia entre dos índices de Theil de momentos distintos y siguiendo la adaptación de Maurizio (2014) se tiene:

$$\Delta Theil = \Delta \left(\sum_g v_g \lambda_g T_g \right) - \Delta \left(\sum_g v_g \lambda_g \log \lambda_g \right).$$

Expandiendo el signo de diferencia entre los momentos T_0 y T_1 y reordenando los términos de modo conveniente, se obtiene la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} T_1 - T_0 &= \sum v_{g1} \lambda_{g1} (T_{g1} - T_{g0}) \\ &+ \sum (v_{g1} \lambda_{g1} - v_{g0} \lambda_{g0}) T_{g0} + \sum v_{g1} (\lambda_{g1} \log \lambda_{g1} - \lambda_{g0} \log \lambda_{g0}) \\ &+ \sum (v_{g1} - v_{g0}) \lambda_{g0} \log \lambda_{g0}. \end{aligned}$$

En donde el efecto intra-grupal se corresponde con el primer término a la derecha, el efecto inter-grupal con la suma del segundo y tercer término, y el efecto composición con el cuarto término.

B. Anexo estadístico

Tabla B.1: Tasa de cobertura previsional

Año	Tasa general	Género		Edad				Nivel educativo			Quintil de ingresos	
		Varones	Mujeres	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 y más	Primaria incomp.	Primaria comp.	Media comp.	Q1	Q5
2003	68,7	74,6	64,6	50,5	65,7	79,4	85,6	68,7	65,8	70,8	40,2	78,6
2004	68,7	73,1	65,8	48,5	68,9	79,7	84,4	64,3	68,6	69,9	42,6	76,7
2005	70,0	73,9	67,5	47,7	70,0	83,9	85,6	67,8	70,2	73,1	46,5	77,5
2006	72,1	76,1	69,5	51,1	74,6	82,2	88,9	68,9	70,5	75,5	47,8	79,0
2007	82,6	81,5	83,4	68,4	87,0	90,0	90,0	84,6	82,0	83,7	63,9	84,6
2008	89,1	86,3	91,1	80,4	90,7	95,3	93,2	92,0	90,8	86,9	79,0	88,4
2009	90,3	88,4	91,6	80,3	93,8	95,2	95,2	92,5	91,1	90,6	83,1	88,8
2010	90,8	86,9	93,3	80,4	95,4	95,9	96,7	92,0	92,3	90,7	84,8	87,7
2011	90,8	86,7	93,4	81,6	94,2	96,6	95,4	93,2	91,5	92,2	82,3	88,6
2012	90,5	87,0	92,9	81,6	93,4	95,9	95,9	89,2	92,2	92,0	81,8	89,9
2013	89,3	85,3	92,2	76,5	94,7	94,0	96,9	90,5	89,9	89,7	79,9	86,2
Variación 2003-2013:												
	20,6	10,7	27,6	26,0	29,0	14,6	11,3	21,8	24,1	18,9	39,7	7,6

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Tabla B.2: Adultos mayores beneficiarios previsionales según grupo de edades y conformación del hogar, en %

	65 a 69 años			70 a 74 años			75 a 79 años			80 y más años			Total		
	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.
Tipo de hogar que conforma el adulto mayor															
Unipersonal	20.8	16.3	-4.5	19.3	23.5	4.2	30.2	29.0	-1.2	35.6	31.0	-4.6	26.8	24.7	-2.1
Bipersonal															
- un beneficiario	6.3	1.8	-4.5	17.0	1.3	-15.7	13.1	0.2	-12.9	10.0	0.7	-9.3	11.9	1.0	-10.9
- dos beneficiarios	10.5	23.9	13.4	20.2	26.4	6.2	15.7	29.6	13.9	13.4	26.0	12.6	15.3	26.4	11.1
Multipersonal	62.4	58.0	-4.4	43.4	48.8	5.4	41.0	41.2	0.1	40.9	42.3	1.4	46.0	48.0	1.9
Adultos mayores en hogares unipersonales ^a															
Varones	28.3	28.9	0.6	21.1	27.8	6.7	23.1	24.1	1.0	22.3	23.8	1.5	23.3	25.7	2.5
Mujeres	71.7	71.1	-0.6	78.9	72.2	-6.7	76.9	75.9	-1.0	77.7	76.2	-1.5	76.7	74.3	-2.5

a: Como porcentaje del total de hogares unipersonales conformados por adultos mayores.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Tabla B.3: Indicadores de la distribución del ingreso total y previsional per cápita familiar

Argentina, Total de aglomerados urbanos

(A) Distribución del ingreso per cápita familiar

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Var. 2003-2013	
												p.p.	%
Índice de Gini	0,507	0,490	0,475	0,474	0,463	0,448	0,445	0,439	0,429	0,411	0,413	-0,094	-18,5
Índice de Atkinson													
e=0,5	0,218	0,202	0,188	0,187	0,179	0,167	0,166	0,160	0,152	0,139	0,142	-0,076	-35,0
e=1	0,368	0,352	0,335	0,336	0,319	0,304	0,302	0,292	0,276	0,258	0,259	-0,109	-29,6
e=2	0,650	0,608	0,582	0,590	0,578	0,578	0,549	0,589	0,498	0,487	0,481	-0,169	-26,0
Índice Generalizado de Entropía													
a=0 Desv. log. media	0,459	0,433	0,408	0,410	0,384	0,363	0,359	0,345	0,324	0,298	0,300	-0,159	-34,6
a=1 Theil	0,447	0,421	0,399	0,404	0,373	0,354	0,349	0,337	0,322	0,288	0,289	-0,157	-35,2
a=2 Mitad del cv^2	0,741	0,680	0,627	0,692	0,566	0,566	0,544	0,507	0,483	0,392	0,397	-0,344	-46,4

(B) Distribución del ingreso previsional per cápita familiar

Índice de Gini	0,895	0,891	0,885	0,885	0,874	0,867	0,858	0,853	0,853	0,850	0,847	-0,048	-5,4
Índice de Atkinson													
e=0,5	0,830	0,825	0,819	0,817	0,800	0,786	0,773	0,764	0,765	0,761	0,757	-0,073	-8,8
e=1	0,392	0,376	0,346	0,371	0,362	0,381	0,375	0,369	0,369	0,365	0,361	-0,031	-7,9
e=2	0,625	0,613	0,567	0,609	0,593	0,629	0,603	0,589	0,598	0,609	0,588	-0,036	-5,8
Índice Generalizado de Entropía													
a=0 Desv. log. media	0,497	0,471	0,424	0,464	0,449	0,479	0,470	0,461	0,460	0,454	0,448	-0,050	-10,0
a=1 Theil	0,482	0,459	0,417	0,447	0,420	0,475	0,450	0,444	0,442	0,429	0,427	-0,055	-11,4
a=2 Mitad del cv^2	5,216	4,950	4,541	4,613	3,835	4,475	3,582	3,357	3,359	3,170	3,166	-2,050	-39,3

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Tabla B.4: Indicadores de la distribución del ingreso total y previsional per cápita familiar

Argentina, Hogares conformados por adultos mayores

(A) Distribución del ingreso per cápita familiar												Var. 2003-2013	
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	p.p.	%
Índice de Gini	0,473	0,444	0,423	0,447	0,397	0,385	0,385	0,380	0,361	0,346	0,351	-0,123	-25,9
Índice de Atkinson													
e=0,5	0,190	0,162	0,150	0,163	0,131	0,124	0,124	0,122	0,108	0,099	0,102	-0,088	-46,3
e=1	0,322	0,289	0,267	0,284	0,236	0,229	0,221	0,220	0,196	0,185	0,190	-0,133	-41,1
e=2	0,551	0,540	0,476	0,511	0,428	0,455	0,391	0,415	0,358	0,349	0,359	-0,192	-34,9
Índice Generalizado de Entropía													
a=0 Desv. log. media	0,389	0,341	0,310	0,334	0,269	0,260	0,250	0,248	0,218	0,205	0,211	-0,179	-45,9
a=1 Theil	0,403	0,332	0,327	0,363	0,281	0,268	0,270	0,267	0,226	0,207	0,212	-0,191	-47,3
a=2 Mitad del cv^2	0,688	0,503	0,560	0,726	0,468	0,402	0,433	0,436	0,323	0,271	0,285	-0,403	-58,6
(B) Distribución del ingreso previsional per cápita familiar													
Índice de Gini	0,624	0,610	0,595	0,609	0,546	0,522	0,506	0,498	0,499	0,483	0,482	-0,142	-22,7
Índice de Atkinson													
e=0,5	0,393	0,380	0,366	0,358	0,294	0,254	0,235	0,231	0,230	0,219	0,224	-0,169	-43,0
e=1	0,383	0,357	0,331	0,346	0,319	0,325	0,315	0,311	0,318	0,295	0,295	-0,089	-23,1
e=2	0,616	0,603	0,552	0,592	0,547	0,558	0,536	0,529	0,538	0,510	0,525	-0,091	-14,8
Índice Generalizado de Entropía													
a=0 Desv. log. media	0,483	0,441	0,401	0,424	0,384	0,393	0,379	0,373	0,383	0,349	0,349	-0,134	-27,8
a=1 Theil	0,465	0,425	0,388	0,406	0,358	0,368	0,361	0,353	0,363	0,330	0,330	-0,135	-29,0
a=2 Mitad del cv^2	1,052	0,939	0,849	0,890	0,647	0,606	0,581	0,550	0,569	0,501	0,531	-0,522	-49,6

a: Corresponde al total de individuos, adultos mayores o no, viviendo en hogares conformados por adultos mayores.

b: Calculado entre los años límites en los que es posible obtener estas ratios.

Notas: Los índices de Gini, Atkinson y Generalizado de Entropía fueron calculados considerando los ingresos en cero, con el objetivo de señalar las implicancias del otorgamiento de nuevos beneficios a quienes no poseían ninguno. Cowell y Flachaire (2002) demostraron que los resultados de los índices aquí tabulados no resultan extremadamente afectados por la contabilización de los ingresos en cero, salvo el índice de Atkinson con e=2. Sin embargo, los mismos autores concluyeron que ninguno de estos índices son robustos a los ingresos altos (ver también Cowell y Victoria-Feser, 1996). Para controlar esto se censuraron los datos de ingresos altos según se describe en la sección de metodología.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Tabla B.5: Población total según escala del ingreso per cápita familiar

(A) Total de aglomerados urbanos. Cuarto trimestre de 2003

Número de decil	Escala de ingreso (en \$)		Población		Ingreso per cápita familiar (en \$)				
	Desde	Hasta	Población por decil	Porcentaje de personas	Ingreso total por decil (miles)	Porcentaje del ingreso	Ingreso medio por decil	Ingreso medio por estrato	Mediana por decil
1	0	281	2.301.927	10,0	337.424	0,9	147		169
2	281	450	2.295.741	10,0	848.642	2,2	370		375
3	450	637	2.304.344	10,0	1.261.658	3,3	548		562
4	637	843	2.292.784	10,0	1.704.604	4,4	743	452	749
5	843	1.089	2.302.919	10,0	2.179.429	5,7	946		937
6	1.091	1.391	2.294.462	10,0	2.802.505	7,3	1.221		1.218
7	1.391	1.799	2.297.517	10,0	3.609.332	9,4	1.571		1.546
8	1.799	2.436	2.301.047	10,0	4.810.896	12,5	2.091	1.457	2.077
9	2.436	3.640	2.301.314	10,0	6.778.226	17,6	2.945		2.902
10	3.640	42.159	2.293.084	10,0	14.230.591	36,9	6.206	4.573	5.059
Población total			22.985.139	100,0	38.563.307	100,0	1.678	1.678	1.089

(B) Total de aglomerados urbanos. Cuarto trimestre de 2013

Número de decil	Escala de ingreso (en \$)		Población		Ingreso per cápita familiar (en \$)				
	Desde	Hasta	Población por decil	Porcentaje de personas	Ingreso total por decil (miles)	Porcentaje del ingreso	Ingreso medio por decil	Ingreso medio por estrato	Mediana por decil
1	0	740	2.607.068	10,0	1.204.998	1,7	462		500
2	742	1.067	2.606.550	10,0	2.359.257	3,3	905		909
3	1.067	1.353	2.615.963	10,0	3.173.715	4,5	1.213		1.200
4	1.354	1.694	2.600.075	10,0	3.957.538	5,6	1.522	1.025	1.500
5	1.695	2.083	2.603.781	10,0	4.927.822	6,9	1.893		1.900
6	2.083	2.500	2.604.391	10,0	6.038.166	8,5	2.318		2.333
7	2.500	3.125	2.611.123	10,0	7.324.744	10,3	2.805		2.800
8	3.125	4.000	2.601.445	10,0	9.157.922	12,9	3.520	2.634	3.500
9	4.000	5.400	2.606.872	10,0	11.892.046	16,7	4.562		4.500
10	5.400	54.000	2.605.603	10,0	21.220.125	29,8	8.144	6.352	7.000
Población total			26.062.871	100,0	71.256.333	100,0	2.734	2.734	2.083

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Tabla B.6: Población en hogares conformados por adultos mayores según escala de ingreso per cápita familiar

(A) Total de aglomerados urbanos. Cuarto trimestre de 2003

Número de decil	Escala de ingreso (en \$)		Población		Ingreso per cápita familiar (en \$)				
	Desde	Hasta	Población por decil	Porcentaje de personas	Ingreso total por decil (miles)	Porcentaje del ingreso	Ingreso medio por decil	Ingreso medio por estrato	Mediana por decil
1	0	422	469.453	10,0	110.373	1,2	235		281
2	422	628	468.634	10,0	254.462	2,8	543		562
3	628	843	469.463	10,0	349.792	3,8	745		749
4	843	1.068	469.749	10,0	445.233	4,9	948	618	946
5	1.068	1.298	468.353	10,0	555.594	6,1	1.186		1.180
6	1.300	1.672	469.125	10,0	687.382	7,6	1.465		1.447
7	1.675	2.080	470.281	10,0	867.130	9,5	1.844		1.827
8	2.080	2.670	467.343	10,0	1.108.802	12,2	2.373	1.717	2.380
9	2.670	3.935	469.491	10,0	1.486.823	16,3	3.167		3.092
10	3.935	34.008	468.503	10,0	3.228.849	35,5	6.892	5.027	5.621
Población total			4.690.395	100,0	9.094.440	100,0	1.939	1.939	1.298

(B) Total de aglomerados urbanos. Cuarto trimestre de 2013

Número de decil	Escala de ingreso (en \$)		Población		Ingreso per cápita familiar (en \$)				
	Desde	Hasta	Población por decil	Porcentaje de personas	Ingreso total por decil (miles)	Porcentaje del ingreso	Ingreso medio por decil	Ingreso medio por estrato	Mediana por decil
1	0	1.133	535.683	10,0	424.469	2,5	792		843
2	1.133	1.500	533.000	10,0	706.460	4,2	1.325		1.333
3	1.500	1.920	531.381	10,0	913.727	5,4	1.720		1.717
4	1.925	2.300	532.614	10,0	1.123.010	6,7	2.108	1.485	2.100
5	2.300	2.550	539.085	10,1	1.300.334	7,7	2.412		2.400
6	2.550	3.000	527.306	9,9	1.447.278	8,6	2.745		2.700
7	3.000	3.611	536.091	10,1	1.757.139	10,4	3.278		3.250
8	3.625	4.333	530.697	10,0	2.098.821	12,4	3.955	3.096	3.975
9	4.333	5.750	533.625	10,0	2.634.066	15,6	4.936		4.900
10	5.750	42.000	532.147	10,0	4.459.771	26,4	8.381	6.656	7.300
Población total			5.331.629	100,0	16.865.075	100,0	3.165	3.163	2.550

Nota: Esta escala incluye en el primer decil a la población perteneciente a hogares sin ingresos monetarios.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

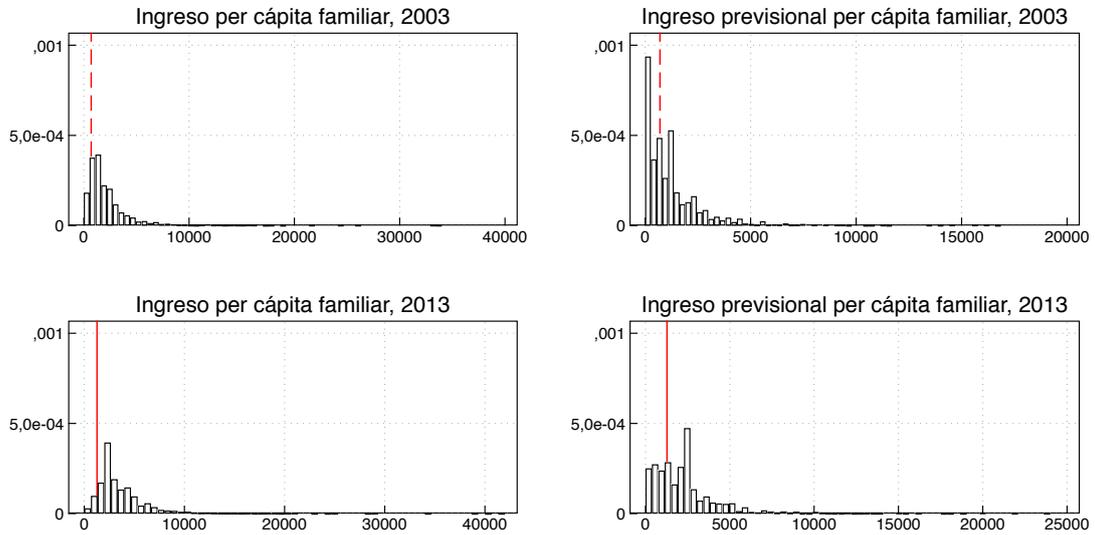
Tabla B.7: Población total según escala del ingreso previsional per cápita familiar

<i>(A) Total de aglomerados urbanos. Cuarto trimestre de 2003</i>									
Número de decil	Escala de ingreso (en \$)		Población		Ingreso per cápita familiar (en \$)				
	Desde	Hasta	Población por decil	Porcentaje de personas	Ingreso total por decil (miles)	Porcentaje del ingreso	Ingreso medio por decil	Ingreso medio por estrato	Mediana por decil
1	31	206	361.433	10,0	52.586	1,3	145		161
2	206	281	361.433	10,0	87.191	2,1	241		236
3	281	393	361.433	10,0	117.650	2,8	326		312
4	393	562	361.432	10,0	171.438	4,1	474	297	468
5	562	688	361.433	10,0	222.396	5,4	615		618
6	688	972	361.433	10,0	295.690	7,1	818		830
7	972	1.237	361.432	10,0	401.547	9,7	1.111		1.124
8	1.237	1.686	361.433	10,0	497.739	12,0	1.377	980	1.349
9	1.686	2.530	361.433	10,0	756.770	18,3	2.094		2.108
10	2.530	16.864	361.432	10,0	1.539.775	37,2	4.260	3.177	3.654
Población con ingresos			3.614.327	77,1	4.142.783	100,0	1.146	1.146	688
Población sin ingresos			1.075.414	22,9					
No respuesta individual			654	0,0					
Población total			4.690.395	100,0	4.142.783				

<i>(B) Total de aglomerados urbanos. Cuarto trimestre de 2013</i>									
Número de decil	Escala de ingreso (en \$)		Población		Ingreso per cápita familiar (en \$)				
	Desde	Hasta	Población por decil	Porcentaje de personas	Ingreso total por decil (miles)	Porcentaje del ingreso	Ingreso medio por decil	Ingreso medio por estrato	Mediana por decil
1	30	400	489.748	10,0	145.639	1,7	297		325
2	400	600	489.747	10,0	248.134	2,8	507		500
3	600	775	489.747	10,0	329.419	3,7	673		667
4	775	1.000	489.747	10,0	433.051	4,9	884	590	875
5	1.000	1.280	489.747	10,0	571.893	6,5	1.168		1200
6	1.280	1.750	489.747	10,0	735.797	8,4	1.502		1.500
7	1.750	2.250	489.747	10,0	994.892	11,3	2.031		2.000
8	2.250	2.500	489.747	10,0	1.172.060	13,3	2.393	1.774	2.400
9	2.500	3.600	489.747	10,0	1.445.323	16,4	2.951		2.975
10	3.600	24.000	489.747	10,0	2.725.495	31,0	5.565	4.258	4.800
Población con ingresos			4.897.471	91,9	8.801.703	100,0	1.797	1.797	1.280
Población sin ingresos			428.778	8,0					
No respuesta individual			5.380	0,1					
Población total			5.331.629	100,0	8.801.703				

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

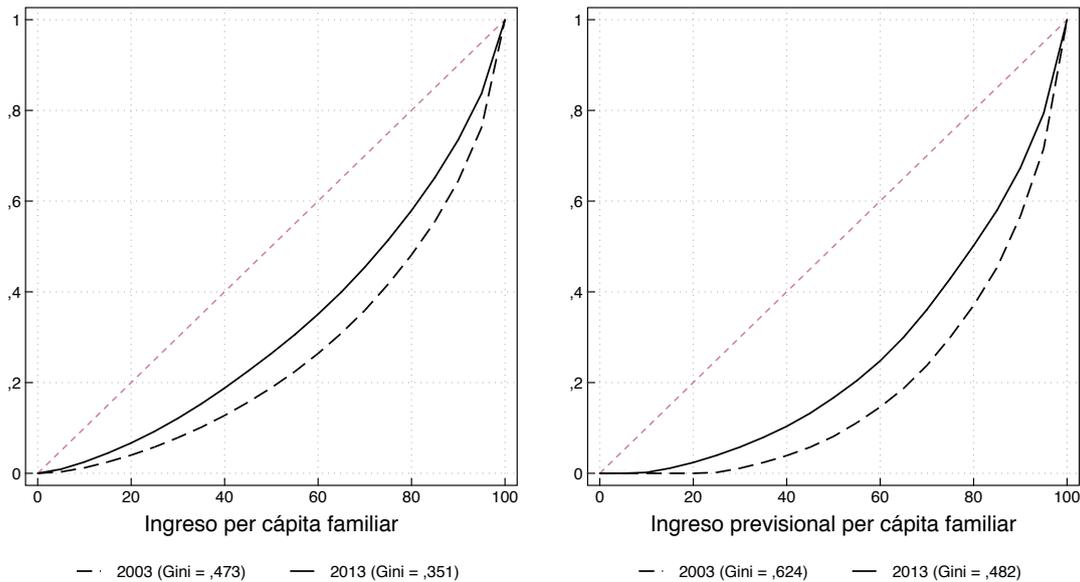
Figura B.1. Histogramas del ingreso per cápita familiar
Hogares conformados por adultos mayores



Notas: Ingresos reales en términos de 2013. Las líneas verticales marcan el 50% de la mediana del ingreso per cápita familiar de cada año.

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Figura B.2. Curvas de Lorenz del ingreso per cápita familiar
Hogares conformados por adultos mayores



Fuente: Elaboración propia en base a la EPH.

Bibliografía

- Altimir, Oscar y Luis Beccaria (2000). «Distribución del ingreso en la Argentina». En: *La Argentina de los noventa: desempeño económico en un contexto de reformas*. Ed. por Oficina de la CEPAL en Buenos Aires. Editorial Universitaria de Buenos Aires (EUDEBA).
- Altimir, Oscar, Luis Beccaria y Martín Gonzalez Rozada (2000). *La evolución de la distribución del ingreso familiar en la Argentina*. Inf. téc. Serie de Estudios en Finanzas Públicas Nro. 3.
- Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC] (2009). *Bases de microdatos - Novedades metodológicas*. Encuesta Permanente de Hogares, Programa de Actualización metodológica.
- (2012a). *Canasta básica alimentaria y canasta básica total. Historia, forma de cálculo e interpretación*. Inf. téc.
- (2012b). *Censo nacional de población, hogares y viviendas 2010: censo del Bicentenario: resultados definitivos*. Inf. téc.
- Argentina, Ministerio de Economía y Finanzas Públicas [MECON] (2013). *Estimaciones del Gasto Público Consolidado, en porcentaje del PBI base 1993*. Inf. téc. Dirección de Análisis de Política Fiscal y de Ingresos, Secretaría de Política Económica y Planificación del Desarrollo.
- (2014). *Informe sobre la recaudación tributaria, Cuarto trimestre 2013 y Año 2013*. Inf. téc. Dirección Nacional de Investigaciones y Análisis Fiscal, Subsecretaría de Ingresos Públicos, Secretaría de Hacienda.
- Argentina, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (2010). *Trabajo y Empleo en el Bicentenario. Cambio en la dinámica del empleo y la protección social para la inclusión. Período 2003-2010*. Inf. téc.
- (2012). *Boletín Estadístico de la Seguridad Social*. Inf. téc. Secretaría de Seguridad Social.
- Arza, Camila (2008). «The Limits of Pension Privatization: Lessons from Argentine Experience». En: *World Development* 36.12, págs. 2696-2712. ISSN: 0305-750X. DOI: 10.1016/j.worlddev.2008.03.001. URL: <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.03.001>.
- (2012). *Pension Reforms and Gender Equality in Latin America*. UNRISD Research Paper 2012–2. United Nations Research Institute for Social Development.
- Atkinson, Anthony Barnes (1970). «On the measurement of inequality». En: *Journal of Economic Theory* 2, págs. 244-263.
- Banco Mundial (2017). *Indicadores del desarrollo mundial*. URL: <https://datos.bancomundial.org/indicador>.
- Barr, Nicholas y Peter Diamond (2012). *La reforma necesaria. El futuro de las pensiones*. 1ra edición. Traducción: Diego Valero. Madrid: Three Tuns Editions SLNE.

- Beccaria, Luis y col. (2012). «Urban poverty and labor market dynamics in five Latin American countries: 2003–2008». En: *The Journal of Economic Inequality* 11.4, págs. 555-580. ISSN: 1573-8701. DOI: [10.1007/s10888-012-9234-3](https://doi.org/10.1007/s10888-012-9234-3). URL: <http://dx.doi.org/10.1007/s10888-012-9234-3>.
- Beccaria, Luis A. y Fernando A. Groisman (2006). «Inestabilidad, movilidad y distribución del ingreso en Argentina». En: *Revista de la CEPAL* 89, págs. 133-156.
- (2015). «Informalidad y segmentación del mercado laboral: el caso de la Argentina». En: *Revista de la CEPAL* 117, págs. 127-143.
- Beccaria, Luis A. y col. (2016). *Income Instability During a Period of Improving Labor and Social Conditions: Latin America in the 2000s*. Paper prepared for the 34th IARIW General Conference.
- Bertranou, Fabio y col. (2011). *Encrucijadas en la Seguridad Social Argentina: reformas, cobertura y desafíos para el sistema de pensiones*. 1ra edición. Buenos Aires: CEPAL y Oficina Internacional del Trabajo.
- (2012). «Más allá de la privatización y la reestatización del sistema previsional de argentina: cobertura, fragmentación y sostenibilidad». En: *Desarrollo Económico, Revista de Ciencias Sociales* 52.205, págs. 3-30.
- Bradshaw, J y E Mayhew (2011). *The Measurement of Extreme Poverty in the European Union*. English. European Commission, DG Employment, Social Affairs e Inclusion.
- Calabria, Alejandro, Julio Gaiada y Sergio Rottenschweiler (2014). «Análisis del impacto distributivo de la Seguridad Social en Argentina». En: *XLIX Reunión Anual de la AAEP*. Ed. por Asociación Argentina de Economía Política (AAEP). Anales de la AAEP. ISSN 1852-0022.
- Castrosin, María Pilar y Lucila Venturi Grosso (2016). *Descomposición del Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para Argentina 2003-2013*. Documento de Trabajo 197. Universidad de La Plata; Facultad de Ciencias Económicas; Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- Cetrángolo, Oscar y Carlos Grushka (2004). *Sistema previsional argentino: crisis, reforma y crisis de la reforma*. Inf. téc. Santiago de Chile: CEPAL, Unidad de Estudios Especiales, Secretaría Ejecutiva.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL] (2006). *Panorama social de América Latina 2005*. Inf. téc. Naciones Unidas.
- Cowell, Frank (2011). *Measuring Inequality*. United Kingdom: OUP Oxford.
- Cowell, Frank y Emmanuel Flachaire (2002). *Sensitivity of Inequality Measures to Extreme Values*. STICERD - Distributional Analysis Research Programme Papers. Suntory, Toyota International Centres for Economics y Related Disciplines, LSE.
- Cowell, Frank y María-Pia Victoria-Feser (1996). «Robustness Properties of Inequality Measures». En: *Econometrica* 64.1, págs. 77-101.

- Cruces, Guillermo y col. (2015). *The Growth-Employment-Poverty Nexus In Latin America In The 2000S: Argentina Country Study*. WIDER Working Paper 2015/069. Helsinki: UNU-WIDER.
- Damill, Mario, Roberto Frenkel y Roxana Maurizio (ene. de 2002). «Argentina: A decade of currency board An analysis of growth, employment, and income distribution». En: *Centro de Estudios de Estado y Sociedad*.
- (2011). *Macroeconomic policy for full and productive employment and decent work for all: An analysis of the Argentine experience*. Employment Working Paper 109. Geneva: International Labor Office.
- Damill, Mario, Roberto Frenkel y Martín Rapetti (2014). «The New Millennium Argentine Saga: From Crisis to Success and from Success to Failure». En: *Contributions to Economic Theory, Policy, Development and Finance: Essays in Honor of Jan A. Kregel*. Ed. por Dimitri B. Papadimitriou. London: Palgrave Macmillan, págs. 245-270.
- Deaton, Angus y Salman Zaidi (2002). *Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis*. Living standards measurement study (LSMS) working paper 135. Washington, D.C.: The World Bank.
- Dekkers, Gijs (2014). «What are the driving forces behind trends in inequality among pensioners? Validating MIDAS Belgium using a stylized model». En: *New Pathways in Microsimulation*. Ed. por Gijs Dekkers, Marcia Keegan y Cathal O'Donoghue. Farnham: Ashgate Publishing Limited. Cap. 19, págs. 287-304.
- Department of Economic and Social Affairs [UNDESA] - Population Division (2005). *Living Arrangements of Older Persons Around the World*. Inf. téc. New York: United Nations.
- Gasparini, Leonardo, Martín Cicowiez y Walter Sosa-Escudero (2013). *Pobreza y desigualdad en América Latina*. 1ra edición. Buenos Aires: Temas Grupo Editorial.
- Gasparini, Leonardo y Guillermo Cruces (2008). *Los determinantes de los cambios en la desigualdad de ingresos en Argentina. Evidencia y temas pendientes*. Serie de Documentos de Trabajo sobre Políticas Sociales No. 5. Banco Mundial.
- Gasparini, Leonardo, Mariana Marchioni y Walter Sosa Escudero (2001). *La distribución del ingreso en la Argentina. Perspectivas y efectos sobre el bienestar*. Inf. téc. Fundación Arcor. Ed. Triunfar.
- Gómez Sabaini, Juan Carlos, M. Marcela Harriague y Darío Rossignolo (2013). «Argentina. La situación fiscal y sus efectos en la distribución del ingreso». En: *Desarrollo Económico – Revista de Ciencias Sociales* 52.207-208, págs. 339-380.
- Groisman, Fernando A. (2008). «Efectos distributivos durante la fase expansiva. Argentina (2002-2007)». En: *Revista de la CEPAL* 96, págs. 201-220.
- (2013). «Gran Buenos Aires: Polarización de ingresos, clase media e informalidad laboral, 1974-2010». En: *Revista de la CEPAL* 85, págs. 85-105.
- Grushka, Carlos (2014). «Panorama demográfico en Argentina». En: *Los años no vienen solos. Oportunidades y desafíos económicos de la transición demográfica en Argentina*. Ed. por Michele Gragnolati y col. Buenos Aires: Banco Mundial. Cap. 2, págs. 55-90.

- Grushka, Carlos, Julio Gaiada y Alejandro Calabria (2016). *Sistema(s) previsional(es) en la Argentina y cobertura: análisis de las diversas fuentes de datos y de los diferenciales por edad, sexo y jurisdicción*. Documento Técnico 1601. Buenos Aires: Administración Nacional de Seguridad Social [ANSES], Dirección de Estudios de la Seguridad Social.
- Helfand, S., R. Rocha y H. Vinhais (2009). «Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente». En: *Pesquisa e planejamento econômico* 39.1.
- Jenkins, Stephen P. y col. (2009). «Measuring Inequality Using Censored Data: A Multiple Imputation Approach». En: *SSRN Electronic Journal*. ISSN: 1556-5068. DOI: [10.2139/ssrn.1431352](https://doi.org/10.2139/ssrn.1431352). URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1431352>.
- Keifman, Saúl N. y Roxana Maurizio (2012). *Changes in Labour Market Conditions and Policies. Their Impact on Wage Inequality during the Last Decade*. Working Paper 2012/14. UNU-WIDER.
- Lerman, Robert I. y Shlomo Yitzhaki (1985). «Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States». En: *Review of Economics and Statistics* 67.1, págs. 151-156.
- Lindenboim, Javier, Damián Kennedy y Juan M. Graña (2011). *Distribución funcional y demanda agregada en Argentina. Sesenta años en perspectiva internacional*. Documento de Trabajo 16. Buenos Aires: CEPED.
- Lustig, Nora (2017). «El impacto del sistema tributario y el gasto social en la distribución del ingreso y la pobreza en América Latina. Una aplicación del marco metodológico del proyecto Compromiso con la Equidad (CEQ)». En: *El Trimestre Económico* LXXXIV (3).335, págs. 493-568.
- Lustig, Nora y Carola Pessino (2013). «Social Spending and Income Redistribution in Argentina during the 2000s». En: *Public Finance Review* 42.3, págs. 304-325. ISSN: 1552-7530. DOI: [10.1177/1091142113505193](https://doi.org/10.1177/1091142113505193). URL: <http://dx.doi.org/10.1177/1091142113505193>.
- Maurizio, Roxana (2012). «Labor Market and Income Distribution in Latin America in Times of Economic Growth: Advances and Shortcomings». En: *Documento presentado en la Conferencia Internacional en honor a Roberto Frenkel*.
- (2014). «Labour Formalization and Declining Inequality in Argentina and Brazil in 2000s: A Dynamic Approach». En: *SSRN Electronic Journal*. ISSN: 1556-5068. DOI: [10.2139/ssrn.2530022](https://doi.org/10.2139/ssrn.2530022). URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2530022>.
- Maurizio, Roxana, Bárbara Perrot y Soledad Villafañe (2009). «How important were social and labour market policies in reducing poverty across different families in Argentina? A dynamic approach». En: *Journal of Income Distribution. An International Quarterly* 18.3-4.
- Medina, Fernando H. y Marco Galván (2008). *Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005*. Inf. téc. Santiago de Chile: Naciones Unidas, CEPAL, División de Estadística y Proyecciones Económicas.

- Mookherjee, Dilip y Anthony Shorrocks (1982). «A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality». En: *The Economic Journal* 92.368, págs. 886-902. ISSN: 00130133, 14680297.
- Observatorio de la Seguridad Social (2011). *Análisis de la cobertura previsional del SIPA: Protección, inclusión e igualdad*. Argentina, Administración Nacional de Seguridad Social [ANSES]. Buenos Aires.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OECD] (2015). «Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean 2015». En: *Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean*. ISSN: 2410-4736. DOI: 10.1787/rev_lat-2015-en-fr. URL: http://dx.doi.org/10.1787/rev_lat-2015-en-fr.
- Rofman, Rafael e Ignacio Apella (2013). «Argentina». En: *Más allá de las pensiones contributivas. Catorce experiencias en América Latina*. Ed. por Rafael Rofman, Ignacio Apella y Evelyn Vezza. Buenos Aires: Banco Mundial. Cap. 2.
- Rofman, Rafael, Ignacio Apella y Evelyn Vezza, eds. (2013). *Más allá de las Pensiones Contributivas. Catorce experiencias en América Latina*. 1ra edición. Banco Mundial.
- Rofman, Rafael y María Laura Oliveri (2011a). *La cobertura de los sistemas previsionales en América Latina: conceptos e indicadores*. Serie de Documentos de Trabajo sobre Políticas Sociales No. 7. Washington, DC: Banco Mundial.
- (2011b). *Las políticas de protección social y su impacto en la distribución del ingreso en Argentina*. Serie de Documentos de Trabajo sobre Políticas Sociales No. 6. Washington, DC: Banco Mundial.
- Sabaini, Juan Carlos Gómez, Oscar Cetrángolo y Dalmiro Morán (2014). *La evasión contributiva en la protección social de salud y pensiones: Un análisis para la Argentina, Colombia y el Perú*. Serie "Políticas Sociales" Nro. 208. Santiago de Chile: Naciones Unidas, CEPAL.
- Trujillo, Lucía y Soledad Villafañe (2011). «Dinámica distributiva y Políticas Públicas: dos décadas de contrastes en la Argentina contemporánea». En: *Distribución del ingreso. Enfoques y políticas públicas desde el Sur*. Ed. por Marta Novick y Soledad Villafañe. 1ra edición. Buenos Aires: Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo – PNUD y Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social.