

Determinantes socioeconómicos de la mortalidad en adultos mayores en la era de la expansión previsional. .

Octavio Bramajo y Carlos Gruskka.

Cita:

Octavio Bramajo y Carlos Gruskka (2017). *Determinantes socioeconómicos de la mortalidad en adultos mayores en la era de la expansión previsional. XIV Jornadas Argentinas de Estudios de Población. Asociación de Estudios de Población de la Argentina, Santa Fe.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/xivjornadasaepa/5>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/e7Qs/12T>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.
Para ver una copia de esta licencia, visite
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.

XIV Jornadas Argentinas de Estudios de Población- I Congreso Internacional de Población del Cono Sur, Santa Fe. 20-22 de Septiembre de 2017.

Título: Mortalidad diferencial entre Adultos mayores en función del ingreso previsional en Argentina.¹

Autores : Octavio Nicolás Bramajo (UBA/ANSES), Carlos Grushka (UBA/ANSES)

Comisión Científica N°2.

Contacto: onbramajo@gmail.com, cgrushka@gmail.com.

Palabras clave: mortalidad diferencial, ingreso, adultos mayores, fuentes alternativas.

Resumen:

El presente trabajo busca profundizar la relación entre el ingreso previsional y las características sociodemográficas (sexo y edad) en la mortalidad de los adultos mayores de Argentina. Para ello se tratarán fuentes de datos inusuales para los estudios demográficos, entrecruzando diversos registros y bases de datos de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). A diferencia de otras fuentes tradicionales, estos registros de beneficiarios (pertenecientes a distintos regímenes y cajas previsionales) tienen un registro confiable sobre los ingresos previsionales de los beneficiarios que se encuentran en el sistema, mientras que el Archivo de Datos Personales (ADP) dispone de las bajas ocurridas por fallecimiento de los beneficiarios.

Con dichas bajas por fallecimiento producidas entre los beneficiarios del sistema en un período de 12 meses, se obtiene un panorama de la mortalidad de los adultos mayores (65 años y más) en Argentina. Mediante técnicas de regresión logística, se busca determinar la relación entre el ingreso previsional y las características demográficas (sexo y edad) sobre las probabilidades de fallecimiento de los beneficiarios. Se obtiene (esperablemente) que las personas que poseen un ingreso equivalente a un haber jubilatorio mínimo poseen una mortalidad sensiblemente mayor que aquellas que perciben un mayor ingreso, que mayores ingresos jubilatorios tienden a reducir las diferencias de mortalidad entre varones y mujeres y que el duplicar el ingreso previsional se traduce en una esperanza de vida 0.9 años mayor para los varones y de 0.7 para las mujeres mayores de 65 años.

¹ Cabe aclarar que la versión aquí expuesta forma parte del proyecto de Tesis de Maestría en Demografía Social de la Universidad de Luján de Octavio Bramajo, por lo cual los resultados obtenidos son de carácter preliminar.

I) Introducción

Como bien señalan Preston y Taubman (1994), una vinculación entre el estar saludable y el disponer un buen status socioeconómico responde a una dimensión propia del sentido común. Sin embargo, es el poder determinar la magnitud de esta relación la que interesa a la dimensión científica y eso es lo que motiva este trabajo.

En otro estudio que data de 1994, Rafael Rofman utiliza una fuente de datos llamativa e inédita para los estudios de mortalidad en Argentina: el Registro Único de Beneficiarios (RUB) de la Administración Nacional de Seguridad Social (ANSeS). A partir de ella, encontró una fuerte correlación inversa entre la probabilidad de morir y el ingreso disponible.

Poco más de veinte años después, en un panorama previsional sensiblemente diferente al de la época del trabajo de Rofman, resulta interesante profundizar sus resultados y ampliarlos con una herramienta sumamente poderosa para este tipo de análisis. Cabe destacar que si existen algunos parecidos con su trabajo de aquel entonces en lo metodológico, este trabajo persigue objetivos y propósitos diferentes y no es simplemente una actualización de lo ya realizado.

Este trabajo propone cruzar datos de otros registros pertenecientes a la ANSES: se indagan diferentes registros de beneficiarios del SIPA, de las Cajas Provinciales No Transferidas y del registro de beneficiarios de Pensiones No Contributivas (que registran ingreso, edad, sexo, provincia y tipo de prestación percibida) y el Archivo de Datos Personales (ADP) que facilita información sobre las defunciones de los beneficiarios). Son registros administrativos que no están pensados ni diseñados con fines estadísticos. Sin embargo, amalgamando ciertas características de las bases para confeccionar este nuevo instrumento se dispone tanto de datos sociodemográficos y socioeconómicos de todos los beneficiarios como de las defunciones que hayan ocurrido. Y con ello, se pretenden encontrar diferenciales de mortalidad en función del sexo, la edad y el ingreso (expresado en haberes jubilatorios) para esta población, a modo de introducción de la problemática en la actualidad.

Este nuevo mapa previsional se encuentra fuertemente ligado a algunos de los interrogantes que dan fruto al presente trabajo: ¿Cómo es la mortalidad de los adultos mayores ahora que la cobertura previsional es prácticamente universal? ¿Algún sexo se

ve particularmente favorecido por mayores ingresos previsionales? ¿Es posible realizar modelos que expliquen la mortalidad con este instrumento en este nuevo contexto? ¿Qué otros factores pueden sumarse como determinantes? Algunas de estas preguntas (no todas) tratan de ser contestadas a continuación.

Los objetivos del presente trabajo son explicitados en el apartado II. En el apartado III se enumerarán brevemente algunos antecedentes teóricos. En el apartado IV se profundizará sobre la forma en la que se elaboró el instrumento actual en compañía del apartado metodológico. En el apartado V se presentan los resultados obtenidos y en el VI las conclusiones del estudio.

II) Objetivos

-Realizar una contribución sobre los estudios de mortalidad en Argentina, profundizando el rol diferencial del ingreso previsional en las probabilidades de extender la vida de los adultos mayores.

-Establecer la Esperanza de Vida a los 65 años para distintos grupos de beneficiarios según sus ingresos previsionales.

III) Antecedentes teóricos

No existe en los estudios de análisis demográfico del país una fuerte tradición sobre el uso del ingreso como determinante en la mortalidad (y menos aún del ingreso previsional). Esto responde mayoritariamente a la dificultad de disponer de datos fiables sobre el indicador, y a la falta de fuentes de datos que compaginen mortalidad e ingreso, debido por un lado a omisión y subregistro presentado en las estadísticas vitales y por el otro –y más importante– que las estadísticas vitales no están planeadas para captar el ingreso de los fallecidos. Por otra parte, hace unos años tampoco existían demasiados antecedentes en estudios de mortalidad focalizados exclusivamente en la población adulta mayor, quizás debido a que el interés por el envejecimiento y el final de la vida de los mayores de 65 años son relativamente nuevos para la demografía argentina. Afortunadamente, esa situación se encuentra en proceso de reversión con varios trabajos que serán oportunamente mencionados.

Diversos autores (Mayhew y Smith, 2016; Manzelli, 2012; Johnson y Stears, 1998) consideran que el ingreso es una buena variable para caracterizar los diferenciales de

mortalidad en diferentes poblaciones. Hummer, Rogers y Eberstein (1998) señalan que es precisamente el ingreso la medida óptima para el estudio de las desigualdades, porque es el vector que posibilita la adquisición de salud, y una mejor calidad de vivienda, nutrición, ejercitación y transporte (Hummer *et al.*, 1998:553). Como bien señalan Preston y Taubman (1994), una vinculación entre el estar saludable y el disponer un buen status socioeconómico responde a una dimensión propia del sentido común. Sin embargo, es el poder determinar la magnitud de esta relación la que interesa a la dimensión científica (y a este trabajo). Muchos estudios, pese a utilizar otros recursos para evaluar los diferenciales de mortalidad, reconocen la importancia del ingreso como variable explicativa.

En lo referido a estudios Argentinos, el puntapié obligado es la mención a los trabajos de Somoza (1971) y Müller (1978), que observaron diferenciales de mortalidad en el país por región, sexo y nacionalidad de la población durante un período de casi 100 años (de 1869, fecha del primer censo hasta el transcurrido en 1960). En particular, es el diferencial por sexo el que llama la atención, con su incremento paulatino a favor de las mujeres a lo largo del siglo. Sin embargo, es el análisis de Rofman (1994) el que más interesa al presente ejercicio. No solamente porque se persigue un espíritu similar al de este trabajo con el aprovechamiento de datos de ANSeS –posteriormente se profundizará con más detalle en este aspecto- sino también por los resultados que obtuvo: efectivamente existía una correlación fuerte en sentido inverso entre la probabilidad de morir y el nivel de ingreso disponible. También el autor encontró que los afiliados a las cajas de autónomos, que en general comprendían a trabajadores por cuenta propia, profesionales independientes y pequeños empresarios, presentaban los niveles de mortalidad más bajos. No obstante señala que sus hallazgos, si bien significativos y sumamente interesantes, se veían limitados por el problema de las características selectas de la población estudiada (los beneficiarios previsionales de aquel entonces, en un contexto de menor cobertura): así los patrones de mortalidad obtenidos son menores a los que mostraban otras fuentes que captaban al total de la población (como el Censo).

En otro análisis con datos provenientes de ANSeS, Lacasta (2008) evalúa lo ocurrido con la mortalidad en el ya extinto SIJP (Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones) para el período 2002-2006. A diferencia de Rofman que opta por modelos de regresión logística y otras técnicas para el estudio de la mortalidad, Lacasta trabaja principalmente con tasas de mortalidad observadas a lo largo del período haciendo distinciones por

sexo y edad. A su vez, la población expuesta a riesgo para la autora comprende tanto a los activos como a los pasivos (que perciben prestaciones de tipo contributivo). Sin embargo, al igual que Rofman, Lacasta llega a la conclusión de que las esperanzas de vida obtenidas en sus tablas son artificialmente altas al encontrar sus niveles de mortalidad más bajos que los expresados en su contraparte, las tablas de mortalidad del INDEC de la población general. Esto responde a que los registros de beneficiarios con los que trabajan los autores excluyen a quienes no pueden acceder a una prestación, presumiblemente los sectores más desfavorecidos de la sociedad en comparación a los encontrados en el sistema previsional. En ese sentido, si bien no se trata exactamente de datos de ANSeS sino provenientes de la Superintendencia de las AFJP (SAFJP), Beillard (2006), al igual que Rofman, sigue una pequeña cohorte de adultos mayores - beneficiarios del sistema de capitalización individual- a lo largo del tiempo para evaluar su mortalidad. El autor establece diferenciales de mortalidad por edad y sexo utilizando técnicas del cálculo actuarial y luego realiza comparaciones con otros modelos estandarizados internacionales de mortalidad buscando consistencia con los datos obtenidos.

Sin embargo, hoy la realidad previsional no es la misma que en el momento de estos relevamientos. A lo largo de la última década, las Leyes de Moratoria Previsional (Decreto N° 1454/05 y Ley N° 26.970) cambiaron drásticamente el panorama de la seguridad social en Argentina. Si bien el valor de las prestaciones obtenidas por este mecanismo de pago de cuotas se correspondían a retribuciones monetarias escasas (Bertranou et al, 2011: 74-76), el incremento del número de beneficios indica un paradigma de cobertura previsional prácticamente universal, sin precedentes en nuestro país y sustancialmente diferente al escenario de la época en donde Rofman hizo su trabajo, especialmente en las disparidades de cobertura por sexo y grupos de edad, en perjuicio de los “adultos mayores más jóvenes” (Cetrángolo y Grushka, 2004, p36.). Con la moratoria no sólo se incorporaron más beneficiarios al sistema, sino que también las brechas de género se redujeron considerablemente, segmentándose en los diferentes tipos de prestaciones percibidas. Asimismo, ANSES logró incorporar datos de otros sistemas previsionales no incluidos en el SIPA (el caso de las Pensiones No Contributivas y las cajas de las Provincias no transferidas). Por lo tanto, el presente estudio se ve fortalecido por registros sensiblemente más universales a los disponibles en los citados trabajos.

Cabe la mención a otros estudios más actuales que operando con distintas fuentes de datos también han visualizado diferenciales de mortalidad en Argentina: Manzelli (2012), en ese sentido, argumenta que a medida que la edad aumenta se observa un descenso en los diferenciales de mortalidad según el nivel educativo (como variable “proxy” del nivel socioeconómico) de las personas. Lo hace a partir del estudio de los diferenciales de educación y la mortalidad de la población de 25 a 64 años, utilizando técnicas de imputación múltiple. El autor concluye que es en la juventud donde la brecha de mortalidad en función del nivel educativo se profundiza, contrayéndose a medida que las personas se acercan a la edad de retiro. Por lo cual deja abierto el interrogante de si esta contracción continúa una vez atravesada la brecha de 65 años y más.

Otro caso es el de Grushka (2014), que se propone actualizar los esfuerzos de Somoza (1971) y Müller (1978) para la población Argentina del Siglo XXI. Para estudiar los diferenciales de mortalidad utiliza el Producto Bruto Geográfico (PBG) o las Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) por provincia para el mismo fin, de una forma similar a la que Preston (1975) estudia los diferenciales de mortalidad por país en función del Producto Bruto Interno. El autor señala que la esperanza de vida se mantuvo en constante crecimiento. Sin embargo, obtiene que las diferencias regionales de mortalidad en Argentina son sensibles aunque esta brecha tendió a la contracción a lo largo del tiempo (2014:111). Estas diferencias se atribuyen a desigualdades en las condiciones de vida de las personas, tal como expresan los indicadores que utilizó.

En lo referido a estudios extranjeros sobre mortalidad utilizando fuentes de datos con cierta similitud (provenientes de los sistemas de seguridad social o de otros relevamientos) se menciona el realizado por Johnson y Steers (1998), quienes observan los diferenciales de mortalidad para las personas retiradas (dividiendo entre quienes perciben una prestación previsional y las que no acceden a una) en Inglaterra en función de su ingreso, utilizando series de 1975 a 1993 de la Encuesta de Gastos Familiares del Reino Unido. Mediante el cálculo de relaciones de sobrevivencia, los autores -esperablemente- obtienen que quienes acceden a una prestación en su retiro tienen una esperanza de vida sensiblemente mayor a quienes no logran hacerlo (con diferencias porcentuales de entre el 30% y el 70% de probabilidades relativas de supervivencia a medida que se llega a edades muy avanzadas).

Barnay (2007), en tanto, calculó lo que ocurría en Francia con la expectativa de vida a diferentes edades para los varones empleados en el sector privado (y con acceso al

sistema de reparto) en función del tipo de trabajo –y presumiblemente, el ingreso asociado a la tarea- que estos realizaban. De esta manera, encontró una diferencia media de 5 años de vida entre los ejecutivos y mandos medios en comparación a los trabajadores de baja o nula calificación. Ergo, se podía establecer que un año trabajado por un ejecutivo “compraba” más tiempo de beneficio de pensión que el tiempo adquirido por un trabajador no calificado.

Otro estudio sobre el mismo país es el de Blanpain (2017), quien mediante la interpretación de la EDP (Encuesta Demográfica Permanente) en las áreas metropolitanas de Francia observa las diferencias de mortalidad según sexo, nivel educativo y ocupación: las diferencias por ocupación y nivel educativo se hacen más notorias con los varones, mientras que se contraen para las mujeres. La autora concluye que en líneas generales el efecto del sexo es mucho más importante que el de otros determinantes, a tal punto que las trabajadoras manuales mujeres (de menor “calificación” para ese tipo de trabajo, al margen de la connotación peyorativa que pudiese tener el término) en promedio viven un poco más que los gerentes varones (es decir, los que supuestamente se encuentran más calificados).

En esta línea, al igual que Blanpain, Mayhew y Smith (2016) argumentan que las personas que pertenecen a grupos socioeconómicos más desprivilegiados (de menor ingreso) tienden a cometer una mayor cantidad de decisiones que repercuten negativamente en su salud. Lo cual abre otro posible interrogante: si se expande la brecha de ingresos entre los que más y menos tienen, ¿también se expande la brecha de mortalidad? Sin embargo, los propios autores señalan que es temerario atribuir a la falta de ingresos como directamente responsable de una mayor mortalidad per se, sino que son los grupos más vulnerables quienes tiendan a los efectos de una serie de decisiones y hábitos poco saludables que han ocurrido a lo largo de su vida, teniendo en cuenta el contexto histórico. Dicho de otro modo, quienes tenían mayores ingresos (y se puede suponer mejor educación) eran igual de vulnerables a quienes tenían menos, pero consiguieron adaptar sus hábitos a medida que fueron expuestos a la información sobre los riesgos a los que estaban inicialmente expuestos.

Este estudio en particular, al estar enfocado en individuos de 65 años y más –pasivos de las cajas jubилatorias, en este caso-, desestimamos la ocupación como variable estatutaria, debido a que a partir de la edad jubилatoria, la mayoría de las personas deja de tener un empleo. No obstante, cabe recordar que el monto de la prestación percibida una vez retirados depende en buena medida del ingreso medio a lo largo de la

trayectoria laboral (o en un determinado momento utilizado para los cálculos de haber jubilatorio, como ocurre en el caso Argentino), y varias veces este ingreso se encuentra fuertemente ligado a la rama de la actividad desempeñada por parte del individuo, por lo cual no debemos olvidar que varias veces la ocupación es un determinante de la cobertura previsional resultante a futuro. Asimismo, es el ingreso el que varias veces permite adquirir mejores servicios de salud, o tomar decisiones que contribuyen a un mejor nivel de vida. Muchas veces el ingreso a la hora del retiro es el reflejo de la trayectoria laboral y las condiciones sociales a las cuales los individuos se han visto expuestos a lo largo de su vida.

IV) Tratamiento de las fuentes de datos y las variables y Metodología

El presente trabajo, tal como se mencionó, construye una base en función a registros administrativos diferentes pertenecientes a la seguridad social: se trata de varios registros de beneficiarios de las diferentes cajas (provenientes del SIPA, a las Cajas Provinciales No Transferidas y de Pensiones No Contributivas), que registran datos sociodemográficos y de ingreso previsional total de los beneficiarios y el Archivo de Datos Personales (ADP), que registra fechas estimadas de defunción de los mismos (entre otras variables).

A diferencia de décadas anteriores, en donde aproximadamente entre el 25 y 30% de la población se encontraba excluida del sistema previsional (Grushka, Gaiada y Calabria, 2017: 28; Bertanou et al, 2011), hoy el panorama de cobertura es virtualmente universal. Ya sea por prestaciones contributivas o no contributivas, prácticamente toda la población de 65 años y más se encuentra registrada en alguna base perteneciente a la seguridad social y al ADP (cuando antes eso sólo correspondía a quienes accedían a una prestación). Es a través de los números de CUIL de los beneficiarios es que se realiza el *match* de las bases de datos necesario para llevar a cabo el estudio. Por lo tanto, la intención es trabajar con el total de la base disponible, en lugar de optar por una muestra (es una de las diferencias de tratamiento de datos con respecto a la investigación que hizo Rofman). En principio la intención es no diferenciar beneficios provenientes de una jubilación, pensión o pensiones no contributivas (PNC) sino considerar el total de ingresos previsionales que percibe cada beneficiario (ya sea producto de uno o múltiples beneficios). Es decir, el ingreso previsional total se define como la sumatoria de los ingresos previsionales percibidos por una o más prestaciones previsionales, de origen

contributivo o no (excluyendo los pagos realizados en el extranjero). Sin embargo, como la edad de acceso a los beneficios no es igual, se opta para evitar sesgos por selección tener en cuenta a la población mayor de 65 años como unidad de análisis. A su vez, la edad del límite superior es la de 99 años, debido a que existen problemas de consistencia y calidad con la población centenaria.

Se consideran expuestas las personas mayores de 65 años que perciben una prestación previsional y se encuentran vivas al 01/07/2015. Con el entrecruzamiento de bases de datos, se registran las bajas ocurridas por fallecimiento en el sistema hasta el 30/06/2016. Esto se hace para atenuar cualquier subregistro que pudiese ocurrir por ciertos rezagos en la disponibilidad de información al mes de marzo de 2017. Por lo tanto, se estudia una población con ciertas características en un momento, y se busca determinar cuáles son los que fallecieron entre ese punto y un año después. Cabe señalar también que se determinó excluir algunos casos, en donde a) no se puede determinar el sexo del beneficiario b) no se puede determinar la provincia en donde percibe el beneficio (las personas que perciben beneficios en el extranjero además no se encuentran incorporadas a la base) c) poseen un ingreso con un monto menor a 100 pesos en el caso de las Provincias no Transferidas; 2000 pesos en el caso de las PNC y 2675 en el caso de los beneficiarios del SIPA. Es momento de hacer una aclaración en este punto: el disponer de un monto de ingresos sumamente bajo puede hacer ruido en la base de datos. Por ejemplo, beneficiarios que perciben el beneficio de sus haberes por parte de otros países, y ANSES “complementa” aportando una fracción del mismo. En el caso puntual de las Provincias No Transferidas (PNT), se considera que es posible que haya personas vivas que efectivamente cobren un monto menor al mínimo establecido para los beneficiarios del SIPA porque no sabemos cómo operan las cajas de las PNT ante esta clase de situaciones, por eso el límite es menor. Hecha esta aclaración, quedan 4.641.270 casos de beneficiarios vivos al 01/07/2015 aunque sólo 4.636.637 lo hacen con los requisitos de ingreso aquí señalados.

Las variables tratadas:

Variables dicotómicas: Las variables sexo y fallecimiento son consideradas dicotómicas, con valor de 0 o 1. Así, a los varones se les asigna el valor 0 y a las

mujeres 1 (por eso se asigna en los cuadros la categoría “Mujer” como categoría de referencia), y a los no fallecidos el valor 0 y a los fallecidos el 1 (“Falleció”).

Edad: En tanto, la edad se encuentra expresada de forma discreta, en intervalos por edades simples que van desde 65 (límite inferior) hasta 99 años cumplidos. Tal como se mencionó, el límite superior responde a que existen problemas en la calidad y consistencia de los datos en la población centenaria.

Ingreso Previsional: Con lo referido al ingreso previsional, se tiene en cuenta el percibido para el mes de Julio de 2015. Esto es porque en términos conceptuales no se modificó el estilo de vida durante ese año, al margen de los incrementos por movilidad generalizados en Septiembre de 2015 y Marzo de 2016. A su vez, tras una serie de pruebas, se observa que el incremento en valores relativos afecta de manera proporcional las probabilidades de fallecimiento. Es por ello que se optó por emplear el Logaritmo Natural de los montos en los modelos (expresados en la variable LnHaber) que reflejan mejor las variaciones e incrementos. Para el tratamiento de los datos observados, en tanto, se consideran tres categorías lo suficientemente amplias (en términos de casos) para agrupar los montos de ingresos como bajos, medios y altos: aquellos que perciben menos de 1,5 jubilaciones mínimas (el 55% de los casos aproximadamente), entre quienes perciben 1,5 y hasta 4 jubilaciones mínimas (el 35%), y más de 4 jubilaciones mínimas (10%). Estos grupos son lo suficientemente amplios y grandes en términos absolutos como para justificar esta selección.

A continuación se propone hacer una caracterización de la mortalidad de los beneficiarios mediante el uso de estadísticas descriptivas. Luego se van a realizar dos modelos basados en la técnica de análisis de regresión logística (considerando que el hecho de fallecer en el período comprendido o no supone una variable dicotómica): el primero de ellos considerará con el sexo y la edad (y su interacción) como variables explicativas de la mortalidad (obteniendo así las probabilidades de fallecimiento) y se comparará la esperanza de vida a los 65 años obtenida según sexo con las publicadas en las tablas de mortalidad del INDEC para el período 2008-2010. Luego, para evaluar la consistencia del modelo y los datos, se compararán las tasas de mortalidad obtenidas por el INDEC (para el mismo período) con las resultantes a partir de las observaciones. Luego, se incorpora el ingreso a los análisis, primeramente presentando la mortalidad

observada en la base, agrupando por sexo, grupos quinquenales de edad, y las tres categorías de ingreso previsional agrupadas. Después se incorpora el LnHaber al modelo logit y su interacción con el sexo. En base a las ecuaciones obtenidas, se confeccionan tablas de vida para determinar la esperanza de vida para los adultos mayores de 65 años, utilizando como valores de referencia para el Ln correspondiente a un ingreso equivalente a una jubilación mínima y a tres duplicaciones posteriores (es decir, 1, 2, 4 y 8 ingresos equivalentes al mínimo), para establecer diferencias de la mortalidad en función del ingreso previsional en los modelos. Si bien es posible también agrupar las categorías de ingreso previsional en este punto (de manera tal que en lugar de trabajar con puntos en la curva se trabaje con coeficientes para cada grupo de ingreso previsional como variables categóricas en lugar de continuas), aquí se optó por obtener un modelo en donde se pudiese elegir a voluntad que valor de ingreso considerar para el cálculo de la probabilidad de fallecimiento.

V) Resultados

El Cuadro 1 muestra como es la distribución de frecuencias de algunas características de la base de datos a tratar en este trabajo hechas estas aclaraciones previas.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas de características presentadas entre los beneficiarios vivos en el RUB al 01/07/2015

Categoría	Total	Mínimo	Máximo	Media	Mediana	Desv. típ.	Varianza
Mujer	4641270	0	1	0,6046	1	0,489	0,239
EDAD	4641270	65	99	75,31	73	7,34	53,83
Haber	4636637	121	436524	7311	4081	6673	44532884
Lnhaber	4636637	4,8	13	8,688	8,3142	0,58	0,331
Falleció	4641270	0	1	0,0511	0,22014	0,22	0,049

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSeS (2015 y 2016).

A partir del valor de la medias y el total de los casos podemos determinar el número de beneficiarios por sexo y las defunciones en el período: se trata de 2.805.870 mujeres (60.46% de los casos), 1.835.400 varones (39.54%) y 237.030 defunciones.

Los haberes extremos presentan casos perdidos en los criterios previamente establecidos. Los valores extremos resultantes son de \$121 según el sistema (proveniente de cajas de Provincias No Transferidas sin duda) y de \$436524 el máximo.

Por tanto no sorprende la notoria diferencia entre el valor de la media y la mediana: resulta llamativo en particular el resultado de esta última, de la cual se desprende que la mitad de los beneficiarios perciben apenas un 6,8% más que un haber mínimo (\$4.081 - \$3.821=\$260). En lo referente a la edad, se observa que los valores de la media y la mediana no presentan grandes diferencias, siendo la primera ligeramente mayor y estando cerca de los 75 años.

Las 237.030 defunciones registradas de personas de 65 a 99 años son comparadas luego con las registradas por el anuario de Estadísticas Vitales para 2015 (que registra 239.375 para mayores de 65 años). Considerando que el período de los registros de seguridad social tratados aquí va de Julio 2015 a Junio 2016, es esperable que existan pequeñas diferencias entre ambas tasas, tal como muestra el cuadro 2.

Cuadro 2: Defunciones, Población y Tasas de Mortalidad por grupos de edad de datos observados (Julio 2015/Junio 2016) y Estadísticas Vitales de Argentina 2015.

Grupo de Edad		65-74 años	75-99 años	Total
Defunciones	Observadas	63.936	173.094	237.030
	Estadísticas Vitales	64.737	174.638 ²	239.375
Población	Observada al 2015	2.550.547	2.090.723	4.641.270
	Proyectada al 2015 por Nac. Unidas	2.686.829	2.051.806	4.738.635
Tasa de Mortalidad por Edad	Observadas	0.025	0.083	0.051
	Estadísticas Vitales/Nac.Unidas	0.024	0.085	0.051

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSeS (2015 y 2016) y DEIS 2015 (2016).

Tal como se adelantó, en este punto se somete a una primera regresión en donde sólo se aplican los patrones de sexo y edad (y su interacción) y se comparan con las tablas de mortalidad del INDEC del período 2008-2010.

Cuadro 3: Modelo de regresión logística para las probabilidades de fallecimiento considerando Sexo y Edad.

Variable	B	Sig.	Exp(B)
----------	---	------	--------

² En este punto, las estadísticas vitales también cuentan las defunciones de personas de 100 años o más, pero al tratarse de una población tan pequeña, suponemos que no tendrá un impacto significativo en las tasas finales.

Edad	,090	,000	1,094
Mujer	-2,146	,000	,117
Mujer*Edad	,021	,000	1,021
Constante	-9,611	,000	,000

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSeS (2015 y 2016).

Consideramos entonces que la siguiente ecuación resume el modelo de regresión logística previamente expresado:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 * Mujer + \beta_2 * Edad + \beta_3 * Sexo * Edad + \varepsilon_i$$

Y obtenemos la probabilidad de “éxito” del evento a partir de:

$$P = e^{y_i} / (1 + e^{y_i})$$

Siendo P la probabilidad de morir entre Julio de 2015 y Junio de 2016 (1Qx), β_0 el valor de la constante, β_1 el coeficiente correspondiente al sexo, β_2 correspondiente a la edad, el β_3 el de su interacción teniendo como resultante de la ecuación modelada y_i , que debe ser transformada logarítmicamente para obtener P.

Como es de esperar, el incremento de la edad actúa positivamente en la probabilidad de fallecimiento³, y el ser mujer presenta una relación negativa en principio. Sin embargo, se observa una interacción entre las variables sexo y edad, por lo cual se puede sospechar que a edades muy avanzadas las diferencias de mortalidad por sexo tienden a reducirse. Es por ello que se construyen las esperanzas de vida a los 65 años por sexo y edad en base a este modelo y se comparan con los datos del INDEC para el período 2008-2010.

Cuadro 4: Esperanza de vida a los 65 años por sexo según el modelo del cuadro 1, y las Tablas de Mortalidad de INDEC por sexo de los años 2008 y 2010.

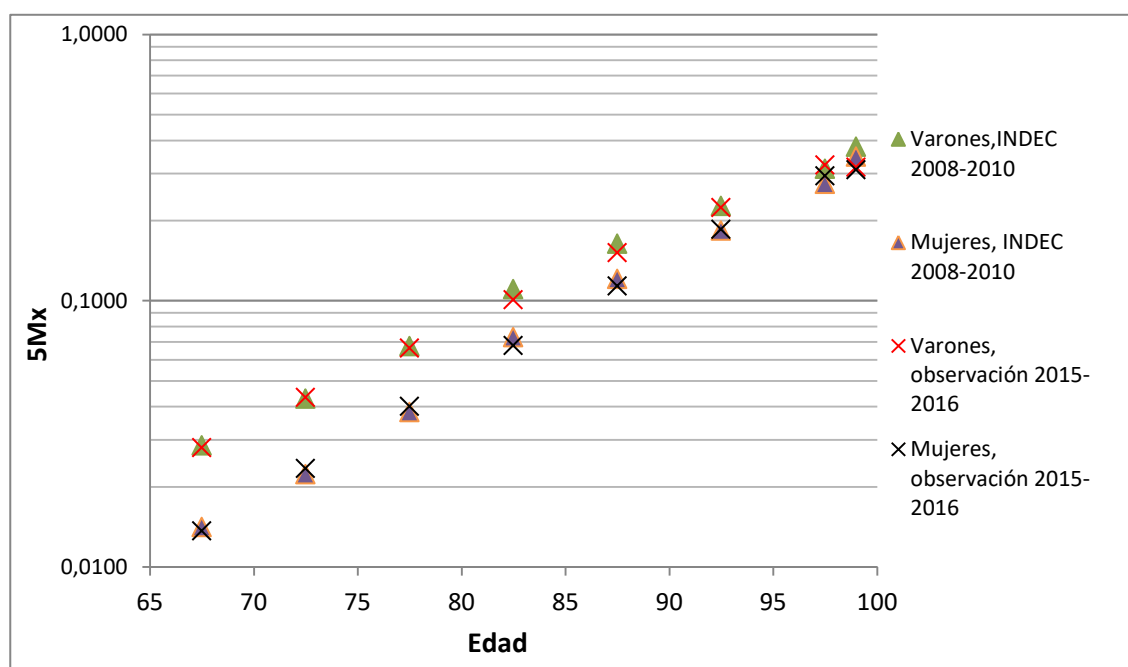
Edad	Varones Modelo	Varones INDEC	Mujeres Modelo	Mujeres INDEC
65	15,54	15,01	19,43	19,03

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSeS (2015 y 2016) e INDEC (2011).

³ También se probó con la inclusión de la Edad al cuadrado en el modelo, pero se obtuvo un resultado de Beta igual a 0 por lo que se lo excluye de los modelos presentados.

Las aparentes ganancias en el quinquenio son muy moderadas, con un incremento ligeramente superior para los varones que para las mujeres. En líneas generales, pese a estas mejoras, tiene sentido que no existan grandes diferencias en la esperanza de vida a edades avanzadas entre los períodos, debido a que los últimos saltos cuantitativos en Argentina se encuentran más bien asociados a la reducción de la mortalidad entre los más jóvenes y no tanto la de los adultos mayores (Grushka, 2014). Como una medida de consistencia adicional, el gráfico 1 ilustra la comparación entre las tasas de mortalidad (5mx) observadas por quinquenio y las estimadas por el INDEC⁴.

Gráfico 1: Tasa de mortalidad (5mx) observadas para 2015-2016, y para 2008-2010 por el INDEC según sexo y edad, para población de 65-99 años. Escala Semilogarítmica.



Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSES (2015 y 2016) e INDEC (2011).

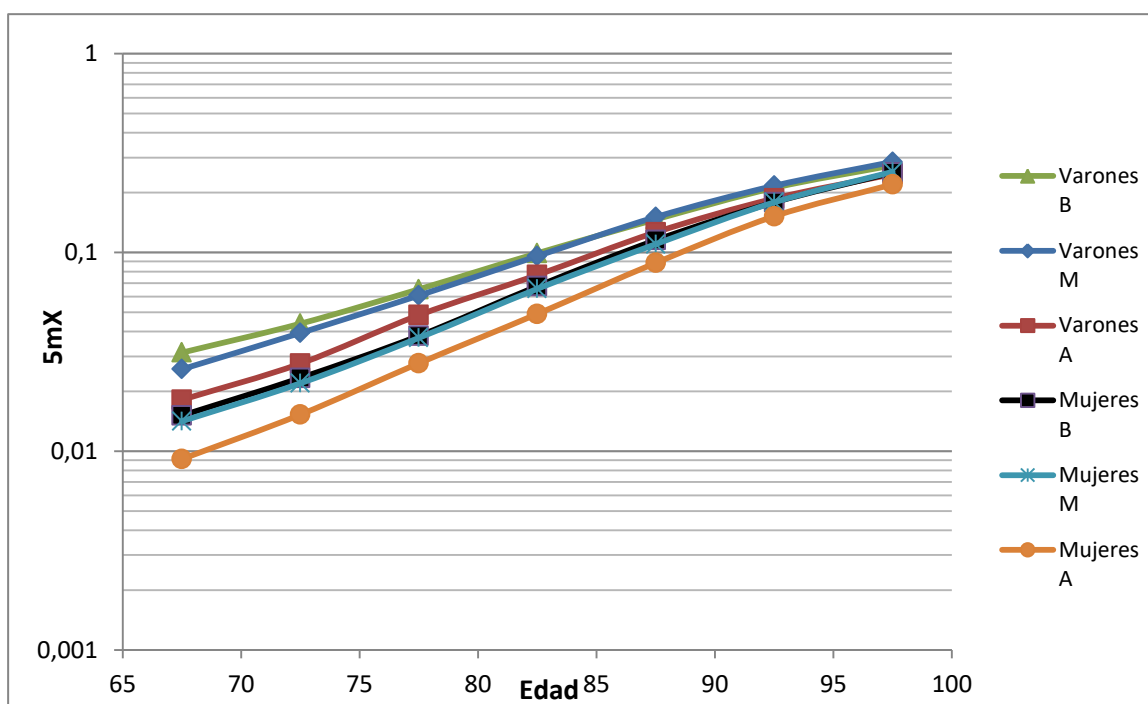
En el gráfico se muestra como la mortalidad estimada por el INDEC para el período 2008-2010 es muy similar a la observada, lo cual hace pensar que existe una buena consistencia con los registros de la seguridad social y da confianza para hacer otras estimaciones basadas en la distribución del ingreso, además de validar los valores de mortalidad del modelo.

El rol del Ingreso Previsional:

⁴ Ver Anexo para más detalles.

En este punto, se introduce el ingreso previsional como variable explicativa de los diferenciales de mortalidad. El gráfico 2 ilustra las tasas de mortalidad para grupos quinquenales de edad (5mx) según el monto de ingresos, agrupado en tres categorías ascendentes (como Bajos, Medios y Altos, tal como se explicó en el apartado anterior).

Gráfico 2: Tasas de mortalidad observadas para grupos quinquenales de edad (5mx) observadas según sexo y niveles de ingresos percibidos según edad. Escala Semilogarítmica. Argentina, 2015-2016.



Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSES (2015 y 2016).

Las tasas de mortalidad (5mx) son sensiblemente menores para quienes poseen un ingreso previsional equivalente a más de 4 haberes mínimos en ambos sexos. A medida que incrementa la edad estas diferencias tienden a reducirse y a converger. Las diferencias entre los grupos Bajos y Medios en ambos sexos tienden a ser pequeñas, pero es notorio lo que ocurre con las categorías de ingresos Altos, que presentan tasas menores, sobre todo en las primeras edades.

Así es como se toma la decisión de hacer un segundo modelo, que incluya al ingreso previsional como factor. Seguido esto se trazan cuatro curvas según sexo para cuatro

valores de ingreso: un ingreso mínimo, el doble, el cuádruple y el óctuple (es decir, pensándolo en términos exponenciales de duplicación). La ecuación base es la siguiente.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 * Mujer + \beta_2 * Edad + \beta_3 * Mujer * Edad + \beta_4 * LnIngreso + \beta_5 * Mujer * LnIngreso + \varepsilon_i$$

En este modelo se adiciona el β_4 como referencia al del Ln del ingreso y β_5 a su interacción con el sexo. Nuevamente, a partir de la transformación del y_i se obtiene la probabilidad de fallecimiento a edades simples, y a partir de ellas se decide construir una tabla de vida para obtener la Esperanza de Vida a los 65 años hasta los 99 años. Para 100 años o más, se utilizan las tasas establecidas por las Tablas de Mortalidad del INDEC. A priori, se decide no presentar una relación entre el ingreso y la edad porque no se espera que modifique significativamente la Esperanza de Vida a los 65 años.

Cuadro 5: Modelo de regresión logística para las probabilidades de fallecimiento considerando Sexo, Edad, Ingreso e interacciones entre las variables.

Variable	B	Sig.	Exp(B)
Edad	,091	,000	1,096
Mujer	-2,374	,000	,093
Mujer*Edad	,021	,000	1,022
LnIngreso	-,174	,000	,841
Mujer*LnIngreso	,024	,002	1,025
Constante	-8,205	,000	,000

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSES (2015 y 2016).

El Cuadro 5 en principio indica que cada incremento del 100% del Ingreso Previsional se traduce en la reducción del 15% de la probabilidad de fallecimiento. Además, se observa que la interacción entre sexo e ingreso es ligeramente desfavorable para las mujeres: una duplicación del ingreso se traduce en una Esperanza de Vida a los 65 años aproximadamente 0.9 años mayor para los varones y 0.7 para las mujeres. El cuadro 6 expresa mejor dichos para las categorías de ingreso previsional siguientes.

Cuadro 6: Esperanza de vida a los 65 años según sexo y monto total de prestación/es (en años).

Ingreso Previsional (en haberes mínimos)	Categoría		
	Varón	Mujer	Diferencia según sexo
1	15.05	18.95	3.90
2	15.93	19.70	3.77

4	16.85	20.46	3.61
8	17.79	21.23	3.44
Diferencia extrema	2.74	2.28	--

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSES (2015 y 2016).

Si se observan los valores obtenidos en la Tabla 1 y se tratan de ubicar en la Tabla 2, estos se encuentran comprendidos en un espacio entre las esperanzas para quienes perciben 1 mínima y 2 mínimas, lo cual es consistente con el valor de la media mostrado en el Cuadro 1 (y si se hace una regresión con el valor de la mediana seguramente sus resultados se parecerán más a los obtenidos para una jubilación mínima). Como es de esperar, a mayor incremento más se prolonga la esperanza de vida a los 65 años (así, si duplicamos tres veces por ejemplo el ingreso mínimo de los varones, la esperanza de vida a los 65 años aumenta 2.74 años en promedio). Sin embargo, como bien señala el recuadro de la tercer columna, a medida que aumenta el ingreso se vuelve menor la diferencia de esperanza de vida entre varones y mujeres, e incluso, la diferencia entre la categoría máxima y la mínima resulta menor para las mujeres que para los varones.

VI) Conclusiones y consideraciones futuras:

Este trabajo, muy sucintamente, se propuso actualizar el impacto del ingreso en la mortalidad de los adultos mayores, considerando que hoy prácticamente todos ellos se encuentran cubiertos por algún tipo de prestación previsional (sea de tipo contributivo no). Aprovechando las potencialidades de las fuentes de datos, se calibró un instrumento que pudiese estudiar la mortalidad de los adultos mayores y sus diferenciales según el sexo, la edad y el ingreso percibido. Primeramente se comparó con los datos observados de estadísticas vitales y con los derivados del modelo de las Tablas de Mortalidad del INDEC para comprobar la consistencia del instrumento. En ambos casos los resultados fueron sumamente similares. Tras verificar su consistencia se hizo un segundo modelo, añadiendo al ingreso como variable. Se obtuvo que, tomando como referencia valores de prestaciones mínimas, las diferencias de la esperanza de vida a los 65 años oscilan entre 3.4 y 3.9 años, reduciéndose la brecha a mayores ingresos. También se obtuvo que la duplicación del ingreso previsional se traduce en un incremento de aproximadamente 0.9 años de vida para los varones y 0.7 para las mujeres mayores de 65 años.

Queda pendiente una mayor exploración del instrumento, en donde se puedan incluir modelos que hagan referencia a factores geográficos y distinciones en los tipos de prestación previsional para establecer otro tipo de comparaciones y diferenciales, junto a un modelo que capte las interacciones entre el ingreso y las edades avanzadas. Asimismo, la dimensión ingreso previsional no es perfecta y requiere ajustes a futuro para poder explicar mejor las heterogeneidades sociales que no ilustra, de cara a trabajos comparativos más intensivos con otros estudios de la temática.

Referencias Bibliográficas:

- Barnay, T. (2007) “Redistributive Impact of Differential Mortality in the French Pay-As-You-Go System”. The Geneva Papers, 2007, 32, (570–582). The International Association for the Study of Insurance Economics 1018-5895/07
- Beillard, M (2006). “Estudio longitudinal de mortalidad de los jubilados en el régimen de capitalización argentino”. Disponible en <<http://www.redaepa.org.ar/jornadas/viii/AEPA/B06/Belliard.pdf>> pp 1-22
- Bertranou, F; Casanova, L; Cetrángolo, O; Grushka, C (2011). *Encrucijadas en la seguridad social argentina: reformas, cobertura y desafíos para el sistema de pensiones*. Buenos Aires, CEPAL y Oficina Internacional del Trabajo. Cap 3 pp. 73-92.
- Blanpain, N. (2017) “En France, un cadre vit six ans de plus qu’un ouvrier” [en línea] disponible en <http://www.niussp.org/article/france-male-managers-live-six-years-longer-male-manual-workersen-france-un-cadre-vit-six-ans-de-plus-quun-ouvrier/?print=pdf>.
- Cetrángolo, O. y Grushka, C (2004): *Sistema previsional argentino: crisis, reforma y crisis de la reforma*. Serie Financiamiento del Desarrollo N°151, Unidad de Estudios Especiales, CEPAL. Santiago de Chile, Diciembre de 2004. Apartados 1 a 5.
- DEIS (2016) *Anuario de Estadísticas Vitales, Información Básica año 2015*, Serie 5, N°59. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Ministerio de Salud.
- Grushka, C. (2001) “La Cobertura Previsional en Argentina a Fines del Siglo XX”. *Socialis: Revista Latinoamericana de Política Social*. N° 4, pp. 53-70. Rosario.
- (2014) “Casi un siglo y medio de mortalidad en Argentina” en *Revista Latinoamericana de Población*, Año 8 N°15 Julio-Diciembre 2014. pp. 93-118.
- Grushka, C., Gaiada, J.C. y A. Calabria (2017) *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*. Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Dirección de Estudios de la Seguridad Social. Disponible en <http://observatorio.anses.gob.ar/archivos/documentos/DT_1601_Cobertura%20Previsional.pdf>pp 1-32
- Hummer, R. A., R. G. Rogers and I. W. Eberstein (1998), “Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches”, in *Population and Development Review*, 24, pp. 553-578
- INDEC (2013) *Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad 2008-2010: total del país y provincias*, Serie de Análisis Demográfico N°37. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos – INDEC.
- Johnson P. y Stears, G (1998) “Why older pensioners are poorer” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60,3. Blackwell Publishers, Oxford.

Lacasta, L. (2008) *Estudio de la Mortalidad en el SIJP*. Buenos Aires, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, 2008. Serie de publicaciones de la Secretaría de Seguridad Social. Año IV. N° 5. Disponible en: <http://www.trabajo.gov.ar/downloads/seguridadSoc/estudiodelamortalidadeneISIJP.pdf>

Manzelli, H. (2012) "Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina" en *Revista Latinoamericana de Población* en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323832454006>> pp 129-163.

Mayhew, L. and Smith, D (2016) *An investigation into inequalities in adult lifespan*. Cass Business School, Faculty of Actuarial Science and Insurance, City University London. May 2016, pp 1-36.

Müller, M.C. (1978): *La mortalidad en la Argentina: evolución histórica y situación en 1970*. CENEP-CELADE, Buenos Aires. Editorial del Instituto.

Preston, S.H (1975) "The changing relation between mortality and level of economic development". *Population Studies* N° 29, pp 231-248. Nueva York, Academic Press Inc.

Preston, S. H. and P. Taubman (1994), "Socioeconomic differences in adult mortality and health status", in L. G. Martin and S. H. Preston (eds.), *Demography of aging*, Washington D.C.: National Academy Press, pp. 279-318.

Rofman, R. (1994) "Diferenciales de Mortalidad Adulta en Argentina" en *Notas de Población* Vol. 22 N° 59. Junio de 1994. CEPAL. ISSN 03031829. pp. 73-91.

Somoza, J. L. (1971), *La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960*, Buenos Aires: Editorial del Instituto Torcuato di Tella.

Anexo: Tasas de Mortalidad, Probabilidades de fallecimiento y esperanzas de vida por edades simples y sexo para mayores de 65 años. Argentina Julio 2015/Junio 2016.

Edad	N	1mx (Varones)	1mx (Mujeres)	1qx (Varones)	1qx (Mujeres)	E(x)(Varones)	E(x)(Mujeres)
65	1	0,02213	0,01009	0,02189	0,01004	15,55	19,47
66	1	0,02419	0,01127	0,02391	0,01120	14,89	18,66
67	1	0,02645	0,01258	0,02610	0,01250	14,24	17,87
68	1	0,02890	0,01405	0,02849	0,01395	13,61	17,09
69	1	0,03159	0,01569	0,03109	0,01557	13,00	16,32
70	1	0,03451	0,01752	0,03393	0,01736	12,40	15,57
71	1	0,03771	0,01955	0,03701	0,01937	11,82	14,84
72	1	0,04119	0,02183	0,04036	0,02159	11,25	14,12
73	1	0,04498	0,02436	0,04399	0,02407	10,70	13,42
74	1	0,04912	0,02719	0,04794	0,02682	10,17	12,74
75	1	0,05363	0,03033	0,05223	0,02988	9,66	12,08
76	1	0,05854	0,03384	0,05687	0,03327	9,16	11,43
77	1	0,06388	0,03774	0,06190	0,03704	8,69	10,81
78	1	0,06969	0,04208	0,06735	0,04121	8,23	10,21
79	1	0,07602	0,04691	0,07323	0,04583	7,78	9,62
80	1	0,08289	0,05227	0,07959	0,05094	7,36	9,06
81	1	0,09035	0,05824	0,08644	0,05659	6,95	8,52
82	1	0,09845	0,06486	0,09383	0,06282	6,56	8,00
83	1	0,10723	0,07221	0,10178	0,06969	6,19	7,51
84	1	0,11675	0,08035	0,11031	0,07725	5,84	7,03
85	1	0,12706	0,08937	0,11947	0,08555	5,50	6,58
86	1	0,13821	0,09935	0,12928	0,09465	5,18	6,15
87	1	0,15027	0,11038	0,13977	0,10461	4,87	5,74
88	1	0,16328	0,12256	0,15096	0,11548	4,58	5,35
89	1	0,17731	0,13598	0,16287	0,12732	4,30	4,98
90	1	0,19242	0,15075	0,17553	0,14019	4,05	4,64
91	1	0,20867	0,16699	0,18896	0,15412	3,80	4,31
92	1	0,22612	0,18480	0,20315	0,16917	3,57	4,01
93	1	0,24483	0,20430	0,21813	0,18536	3,35	3,72
94	1	0,26486	0,22560	0,23389	0,20273	3,15	3,45
95	1	0,28626	0,24881	0,25042	0,22128	2,95	3,20
96	1	0,30908	0,27404	0,26771	0,24102	2,77	2,97
97	1	0,33336	0,30139	0,28574	0,26192	2,61	2,76
98	1	0,35915	0,33094	0,30448	0,28396	2,45	2,56
99	1	0,38647	0,36278	0,32389	0,30708	2,30	2,37
100	W	0,37800 ⁵	0,34754 ⁶	0,34392	0,33121	2,65 ⁷	2,88 ⁸

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSeS (2015 y 2016)

⁵ Las tasas de mortalidad y esperanzas de vida presentadas para el grupo final abierto de 100 años y más son las obtenidas por las tablas de mortalidad del INDEC para el período 2008-2010.

⁶ *Ibidem* 5.

⁷ *Ibidem* 5.

⁸ *Ibidem* 5.