

Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina, 2015-2016. El rol del ingreso previsional*

Differential Mortality in Old Age in Argentina, 2015-2016. The Role of Pension Income

Octavio Nicolás Bramajo
Orcid: 0000-0002-4148-6030
onbramajo@gmail.com

Carlos Oscar Grushka
Orcid: 0000-0002-3140-7300
cgrushka@gmail.com

Dirección de Estudios de la Seguridad Social, Argentina

Resumen

Este artículo analiza las desigualdades sociales en la salud y la mortalidad en Argentina a nivel individual, tomando en cuenta el ingreso previsional, la región de residencia, el sexo y la edad de los adultos mayores de 65 años y más. Para ello se analizaron registros de pagos de beneficios de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), que incluían la fecha de fallecimiento de los beneficiarios. Se aplicó un modelo de regresión logística de máxima verosimilitud teniendo en cuenta las variables mencionadas. En simulaciones de distintos escenarios de ingreso previsional, "duplicar el ingreso" implicó una ganancia de 0,8 años en la esperanza de vida a los 65 años, aun controlando por otro factor, como la región de residencia. Estos resultados ilustran cómo en la vejez las personas con mayores ingresos previsionales viven más tiempo en comparación con aquellas con menores ingresos.

Palabras clave

Mortalidad
Desigualdades sociales
Adultos mayores
Registros administrativos

* Este artículo se basó en la tesis de maestría en Demografía Social de Octavio Bramajo, de la Universidad Nacional de Luján. Una versión previa de este artículo fue presentada en el VIII Congreso Internacional de la Asociación Latinoamericana de Población, Puebla, México. Los autores agradecen los comentarios realizados por Hernán Manzelli, Malena Monteverde, Rafael Rofman, Nicolás Sacco e Iván Williams. Las opiniones vertidas por los autores son estrictamente personales y no necesariamente representan a la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), institución a la que actualmente pertenecen.

Abstract

This paper analyzes the social inequalities in health and differential mortality at individual level, taking into account pension income, region of the residence, gender and age of adults 65 years old and older. In order to do so, ANSES (National Administration of Social Security) benefit payment records were analyzed. These records also registered pensioners' date of death. A maximum likelihood logistic regression model was applied, taking into account the aforementioned variables. In simulations for different pension income scenarios, "doubling the income" meant a gain of 0.8 years in life expectancy at age 65. Even controlling by with another factor, such as region of residence, the risk virtually remains unchanged. These results show that, in elder, people with higher pension incomes tend to live longer compared to those who earn less.

Keywords

Mortality
Social inequalities
Old age population
Administrative data

Recibido: 18/01/2019
Aceptado: 05/08/2019

Introducción

El continuo incremento en la esperanza de vida al nacer ha sido una de las tendencias demográficas más importantes a lo largo del siglo XX y el transcurso del siglo XXI. Sin embargo, todavía persisten diferencias importantes en torno al tiempo vivido por las personas. Buena parte de estas diferencias responden a cuestiones sociales (Cutler, Deaton y Lleras-Mulney, 2006; Marmot, 2005). Como bien señalan Preston y Taubman (1994), asociar positivamente la salud de las personas con atributos socioeconómicos responde a cuestiones propias del sentido común. No obstante, determinar la magnitud de esta relación es lo que le interesa a la dimensión científica. La motivación para este estudio yace en esta idea.

Este artículo establece diferenciales de mortalidad de los beneficiarios utilizando el ingreso previsional como un proxy de la posición socioeconómica de los individuos y considerando en particular que las prestaciones son, hasta cierto punto, un reflejo de las trayectorias ocupacionales de las personas y la posición socioeconómica vinculada (Rehnberg y Fritzell, 2016).

Para ello se utilizaron datos de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) de Argentina, compilando los registros de pagos de beneficios en un mes determinado e identificando a los beneficiarios. Estos registros incluyen características sociodemográficas básicas de los beneficiarios, como el sexo, la edad, el lugar de residencia y el monto pagado de cada beneficio. Además, se agregó la fecha de fallecimiento reportada de los beneficiarios, obtenida a través de información provista por el Renaper (Registro Nacional de las Personas). Debido a que virtualmente toda la población mayor de 65 años tenía cobertura previsional de algún tipo en Argentina, se buscó representar con suficiencia el patrón de mortalidad de prácticamente toda la población de adultos mayores en el periodo comprendido de julio de 2015 a junio de 2016. Los objetivos del estudio son los siguientes:

- Establecer los efectos del ingreso previsional, el sexo, la edad y la región de residencia en las probabilidades de muerte de los adultos mayores en Argentina en el periodo de julio 2015 a junio 2016, y

- Obtener una medida resumen de la mortalidad que ilustre estas diferencias, calculando las esperanzas de vida a los 65 años o $e_{(65)}$.

Inequidades sociales en la salud

En cierto sentido, la mortalidad representa el capítulo final de las biografías personales. Por lo tanto, la mortalidad es vista como el indicador definitivo de la salud de las personas (Rosero-Bixby y Dow, 2009). La idea de analizar el rol de los determinantes socioeconómicos en la salud y la mortalidad no es nueva. A nivel general, es sabido que existe una correlación positiva entre una posición de bienestar económico y una mejor salud (Brown, Robert y McDaid, 2003; Preston y Taubman, 1994). Sin embargo, la relación entre la salud y la posición socioeconómica es aún más compleja de lo que parece (Cutler, Deaton y Lleras-Mulney, 2006).

La posición socioeconómica de un individuo representa el lugar en donde se ubica en una estructura social jerárquica (Vera-Romero y Vera-Romero, 2013). La posición socioeconómica refiere, entonces, a los factores sociales y económicos que influyen y determinan la posición que los individuos o grupos tienen en la estructura de una sociedad (Galobardes, Shaw, Lawlor, Lynch y Smith 2006; Lynch y Kaplan, 1997). Estos factores tradicionalmente se encuentran asociados al ingreso, la educación y otros aspectos relevantes al bienestar de las personas (Brown et al., 2003). En un plano operacional, varios autores (Manzelli, 2014; Mayhew y Smith, 2016; Rehnberg y Fritzell, 2016) consideran que el ingreso es una buena variable para estudiar las desigualdades sociales y la salud. En general, la educación, el ingreso y los aspectos que sugieren la posición social de los individuos suelen estar fuertemente correlacionados. Sin embargo, en edades avanzadas, hay autores que consideran que el ingreso tiene características específicas que lo distinguen de la educación a la hora de explicar las desigualdades en la salud: los logros educativos son consideradas un atributo más estable y se encuentran fuertemente asociados a los años formativos de las personas, mientras que el ingreso suele ser una característica más fluctuante a lo largo de la vida (Smith, 2004). Además, es más sencillo proveer ingreso que educación en edades avanzadas, principalmente a través de las pensiones, recursos económicos que ayudan a los adultos mayores a tener una calidad de vida aceptable en la vejez.

Sin embargo, se toma en cuenta que las relaciones sociales y en torno al plano de la salud se dan en un contexto material existente (Lynch, Smith, Kaplan y House, 2000). En este enfoque, las desigualdades provienen de una exposición diferencial a ciertas experiencias y situaciones a lo largo de la vida que repercuten negativamente en la salud de los individuos. Esta exposición suele venir acompañada de una falta de recursos de distinto tipo (sociales, físicos o sanitarios), tanto a nivel individual como a nivel general, conjugando procesos humanos, culturales y sociopolíticos (Lynch et al., 2000).

También se desprende de esto último que la responsabilidad de tener una buena salud no puede ser simplemente individual, sino que muchas veces también hay que tener en cuenta las condiciones estructurales y sociales del entorno en que se vive. Muchas veces, es la presencia y aptitud de los sistemas de salud y protección social a lo largo del territorio lo que ha tenido un rol protagónico en incrementar no solo el tiempo, sino también la calidad de vida de los individuos (Behrman, Sickles y Taubman, 1998; Grushka, 2014). Por lo cual considerar la dimensión espacial es importante para visualizar las desigualdades en la salud.

Uno de los principales propósitos de este estudio es analizar la mortalidad diferencial en edades avanzadas basadas en el ingreso previsional individual. El ingreso previsional individual tiene ciertas limitaciones proxy para medir las desigualdades sociales debido a su imposibilidad de capturar otros potenciales activos y la situación total del hogar, entre otros aspectos que complejizan su precisión como indicador. Sin embargo, presenta ventajas circunstanciales para este trabajo (algunas de las cuales serán discutidas más adelante). Por la forma en que está diseñado el sistema previsional argentino, ingresos más altos tienden a representar mejores trayectorias socioocupacionales y viceversa (Calabria y Rottenschweiler, 2015), lo cual ciertamente se encuentra asociado a mejores posiciones socioeconómicas. Mas aún, en América Latina existen algunas de las sociedades más desiguales del mundo (De Lima Silva, Pessoa Cesse y Pessoa Militão de Albuquerque, 2014; Ravallion, 2014), lo cual añade un incentivo adicional para estudiar la relación entre la desigualdad de la salud y el ingreso, especialmente tomando en cuenta los escasos antecedentes que consideran este indicador en particular.

Cobertura previsional y seguridad social actual en Argentina

En Argentina, la mayoría de los beneficios previsionales se concentra en el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA). Este fue establecido en 2008, en reemplazo del Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones (SIJP), tras la fusión de los regímenes de capitalización individual administrados de manera privada por las AFJP (Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones) y el régimen de reparto que dependía del Estado argentino.

La renacionalización de los fondos administrados por las AFJP y la ulterior creación del SIPA fueron algunas de las grandes transformaciones que afectaron la previsión social argentina en los últimos años. También es importante destacar el rol de las moratorias previsionales (informalmente conocidas como *plan de inclusión previsional*, establecidas en el decreto 1454/05 y las leyes 25.994 y 26.970), que flexibilizaron sensiblemente los requisitos de acceso a una prestación, incrementando la cobertura previsional a tal punto que alcanzó niveles casi universales. Antes de este punto, solo quienes cumplían con estrictos requisitos de edad y años de aporte tenían derecho a percibir un beneficio (65 años como mínimo para los hombres, 60 para las mujeres, con opción a permanecer como activas, y 30 años de contribución mínima en ambos casos). Considerando que Argentina poseía (y posee) un sector informal importante, aquellos que accedían a una prestación contributiva eran hasta cierto punto una clase privilegiada, ya que el beneficio era consecuencia de una trayectoria relativamente bien pagada, estable y formal. De esta manera, la distinción entre quienes percibían un beneficio y quienes se encontraban excluidos del sistema era tajante.

Sin embargo, las moratorias ayudaron a quienes se encontraban previamente excluidos debido a la falta de años de aportes registrados, otorgándoles una pensión *semicontributiva*, cuyo valor era (mayoritariamente) equivalente a una prestación mínima. Una parte de este beneficio era deducida *ex post* en forma de cuotas (para pagar las contribuciones pendientes), a diferencia de otros planos de pago que exigían saldar las deudas con anterioridad para acceder a la prestación. De este modo, la cobertura presentó un crecimiento sin precedentes, pasando del 70% (Rofman y Oliveri, 2011) a estar por encima del 95% (Grushka, Gaiada y Calabria, 2016).

Esto también significó que la distribución por género de los beneficios se revirtió: tradicionalmente había más beneficiarios hombres que mujeres, pero con la inyección de beneficios por moratoria al sistema, las mujeres pasaron a ser mayoría (Bertranou, Cetrángolo, Grushka y Casanova, 2011; Grushka et al., 2016).

Estudios de mortalidad diferencial en Argentina y América Latina

El trabajo de Rofman (1994) es el antecedente principal para los propósitos de este artículo. No solo porque persiguió un objetivo similar a este trabajo, sino porque también utilizó datos provenientes de la seguridad social, aunque las diferencias temporales y contextuales entre el presente trabajo y el suyo no son menores. Utilizando modelos de regresión logística de máxima verosimilitud (al igual que aquí), encontró que existía una asociación inversa marcada entre el ingreso previsional y las probabilidades de muerte ($4q_x$) entre los jubilados de 65 a 95 años.

Sin embargo, sus significativos hallazgos estaban limitados por algunas cuestiones que excedían su control. Entre ellas, el autor solo tuvo acceso a una pequeña muestra de beneficiarios, solo consideró a los jubilados (es decir, no se tuvo en cuenta a quienes percibían otro tipo de prestación) de algunas provincias (en aquel entonces el sistema de previsión social estaba aún más fragmentado que en la actualidad) y la cobertura previsional era sensiblemente menor en aquel entonces. Por lo tanto, los patrones de mortalidad que obtuvo eran sensiblemente más bajos que para el total de la población, limitando hasta cierto punto la capacidad de generalizar sus estimaciones.

Por otra parte, también vale destacar estudios a nivel individual, como los de Peláez y Acosta (2011) y Manzelli (2014), aunque los dos analizaron la mortalidad adulta a nivel general y no hicieron foco en los adultos mayores. Estos autores utilizaron el nivel educativo para establecer diferenciales de mortalidad en la población, a partir de datos de los diversos censos (1980, 1991 y 2001 en el caso de Peláez y Acosta, acotado a la provincia de Córdoba; 2010 en el caso de Manzelli, para el total del país). Ambos trabajos encontraron que en todas las edades y los sexos existía un efecto diferencial en la mortalidad a partir del nivel educativo. Manzelli (2014) señaló que a medida que la edad avanzaba, el diferencial de mortalidad era paulatinamente menor. Sin embargo, la variable a nivel educativo es una variable de elevada omisión en los registros de estadísticas vitales, por lo cual fueron necesarios varios procedimientos de imputación múltiple, limitando las conclusiones de los trabajos.

A nivel ecológico, Grushka, Baum y Sanni (2013) estudiaron la mortalidad diferencial para las comunas de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, cruzando el ingreso per cápita familiar (IPCF) de las comunas y la esperanza de vida en diferentes grupos de edad, incluyéndose la esperanza de vida a los 65 años o $e_{(65)}$. Obtuvieron que la asociación lineal entre mayor IPCF y mayor $e_{(65)}$ era bastante más fuerte en los hombres que en las mujeres. En un trabajo similar, pero para las provincias de Argentina, Grushka (2014) encontró una asociación positiva entre producto bruto geográfico (PBG) y esperanza de vida al nacer.

Otras experiencias en América Latina dignas de mención son por un lado, los hallazgos de Sandoval y Turra (2015), quienes encontraron para el caso de Chile una relación inversa entre logro educacional y tasas de mortalidad a nivel general, en un modo similar a los trabajos de Argentina. Por el otro, Gomes, Turra, Fígoli, Duarte y Lebrão (2013) analizaron una encuesta longitudinal (Estudo Saúde, Bem-estar e Envelhecimento 2000-2006)

en la Ciudad de São Paulo, Brasil, entre los adultos mayores de 60 años y concluyeron que los riesgos de mortalidad más altos se asociaban con comportamientos poco saludables, que a su vez se encontraban vinculados con menores logros educacionales.

Sin embargo, la asociación entre desigualdades sociales y mortalidad no es tan clara en todos los casos. Rosero Bixby y Dow (2009) y Rosero-Bixby (2018), entre otros, dan un ejemplo de cómo lo que define como el *gradiente social* a veces opera en un sentido diferente. Tras analizar la Encuesta Longitudinal de Envejecimiento Saludable de Costa Rica (Creles 2000-2006) (Rosero Bixby y Dow, 2009) con modelos *logit* y luego la Encuesta Nacional de Salud y Envejecimiento (ENASEM, años 2001, 2003 y 2012) en México (Rosero Bixby, 2018), se encontró que los hombres mayores de 55 años que tenían una posición social más precaria presentaban una mayor esperanza de vida. Entre las mujeres, en tanto, la asociación encontrada entre la posición social y la salud fue débil para ambos países. Estos trabajos sirven para ilustrar cómo la relación entre las desigualdades sociales y la salud no es tan sencilla y evidente de manera universal. Pese a ello, la gran mayoría de la evidencia presentada para América Latina indica que, aun en edades avanzadas, existe una asociación entre la posición socioeconómica de un individuo, su salud y mortalidad.

Metodología

Fuente de datos y variables a considerar

La principal fuente de datos para este estudio consistió en registros de la seguridad social de la ANSES compilados en una base de datos individuales. A través de un padrón de pagos de beneficios mensuales, se dispuso de algunas características sociodemográficas esenciales de los beneficiarios, como el sexo (expresadas en categorías de hombre/mujer), la edad, la provincia de residencia, y el ingreso previsional mensual (a partir del monto del beneficio a pagar). En este caso, se utilizó un padrón de 4,6 millones de beneficiarios liquidados en julio de 2015. Tras contrastar con otra fuente llamada Archivo de Datos Personales (ADP), actualizado con datos del Renaper, se estableció cuántos de estos beneficiarios fallecieron en el periodo de un año, a través de “matchear” sus CUIL (Código Único de Identificación Laboral). Por lo tanto, el periodo de exposición al riesgo de muerte va del 1 de julio de 2015 al 30 de junio de 2016.

Si bien es cierto que hay personas que continúan trabajando después de la edad de retiro y otros se retiran antes, se estableció la edad de 65 años (la mínima edad de retiro para los hombres) como base con el fin de simplificar las estimaciones. Los centenarios, lamentablemente, presentaban problemas de calidad y consistencia de datos, por lo cual fueron excluidos de este estudio. De este modo, la edad de 99 años es el límite superior. Como se utilizó prácticamente el universo de adultos mayores en lugar de una muestra, un año se consideró tiempo suficiente para hacer una buena estimación de la mortalidad (Timæus et al., 2013).

Cabe aclarar que la unidad de análisis no fueron los beneficios, sino los beneficiarios, y que en ciertas ocasiones un mismo beneficiario percibe múltiples beneficios (por ejemplo, el beneficio *propio* y además una pensión por fallecimiento de su cónyuge). Por lo tanto, se asignó el ingreso previsional total como suma de todos los beneficios del individuo. No solo se trabajó con los beneficiarios del SIPA, sino también con todas las prestaciones que son pagadas por la ANSES y las cajas provinciales (que incluye

a otros subsistemas de la seguridad social). Se incorporó la dimensión regional en cinco categorías: Pampeana, Noroeste (NOA), Noreste (NEA), Cuyo y la región Sur o Patagónica. La Gráfica 1 ilustra su distribución en el mapa de Argentina.

Gráfica 1
Regiones de Argentina seleccionadas



Fuente: Elaboración propia.

La selección responde mayoritariamente a criterios de cercanía geográfica, pero también por cuestiones de desarrollo económico similar¹: para ilustrarlo, el Cuadro 1 presenta el porcentaje de población total sin acceso a obra social o plan médico y el porcentaje de población con necesidades básicas insatisfechas (NBI). Ambos indicadores aparecen publicados en el anuario de indicadores básicos en salud de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud (DEIS 2016, 2018) del (ex) Ministerio de Salud, con base en los resultados definitivos del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010.

Una aclaración necesaria es que la cobertura de salud es casi universal en la vejez, ya que casi la totalidad de la población está incorporada a algún plan de salud por defecto con la asignación de un beneficio previsional, ya sea a través del Plan de Atención Médica Integral (PAMI), en donde se concentran la mayoría de los beneficiarios, el Programa Federal de Salud (PROFE), o algún plan prepago de salud. Por lo tanto, ni este indicador ni el porcentaje de población con NBI son medidas diseñadas para evaluar lo que ocurre específicamente en la vejez (Bravo Almonacid, 2015; Pantelides y Sana, 1996). Sin embargo, aquí lo que se busca es presentar un panorama general y

¹ Hay dos excepciones a esta lógica: la primera es La Pampa, que pese a lo que su nombre indica, forma parte de la región Sur, ya que la provincia percibe un adicional en las prestaciones por zona austral. La otra es la Ciudad de Buenos Aires, que aparece en la misma categoría que la Provincia de Buenos Aires. Si bien a nivel estructural presentan realidades diferentes, se les amalgama debido a problemas para identificar el domicilio del beneficiario, ya que muchos residen en una jurisdicción, pero perciben su beneficio en otra.

sencillo para dar una mínima aproximación a la situación estructural de las regiones y sus carencias. En principio se aprecia que las regiones Pampeana y Sur son las que presentan, a nivel general, mejores indicadores de desarrollo (menor proporción de población con NBI y menor proporción de población sin cobertura médica), sin obviar que existen fuertes heterogeneidades inter e intrarregionales en Argentina.

Cuadro 1
Población con NBI y población sin obra social o plan médico por región (en porcentajes). Argentina, 2010

Región	Indicadores de desarrollo	
	Población con NBI	Población sin obra social o plan médico
Pampeana	10,2	32,7
NEA	21,3	50,6
NOA	19,6	44,6
Cuyo	11,7	39,0
Sur	10,8	30,1
Total	12,5	36,1

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES, y DEIS (2018).

Con respecto al ingreso previsional (la variable de posición socioeconómica principal de este trabajo), se consideró la suma bruta total de los pagos de beneficios mensuales para julio de 2015. Este ingreso no es declarado por los beneficiarios (como podría ser el caso de las encuestas de hogares), sino que es registrado por la ANSES. Más importante aún, la cobertura casi universal y el registro se hizo con base en los pagos por realizar, lo que implicó una virtual inexistencia de omisión en torno a la variable ingreso para el total de los adultos mayores. Tal como ilustró Manzelli (2014), la omisión en variables, como el nivel educativo en las estadísticas vitales, es tan importante (en algunos casos cercano al 40%) que se debió recurrir a procesos de imputación múltiple para morigerar parte de sus efectos. Esta es una ventaja que ofrece el empleo de registros administrativos y el ingreso previsional como indicadores.

Este estudio utilizó modelos de regresión logística de máxima verosimilitud. Se empleó esta técnica para estimar el impacto de las variables en el *logit* de la probabilidad de muerte en el año de exposición $(1, q_x)^2$. Se utilizó el logaritmo natural (\ln) del ingreso previsional como variable, ya que refleja mejor las variaciones y elasticidades en lugar de utilizar saltos absolutos (Ecob y Smith, 1999) y se ha utilizado exitosamente para medir la mortalidad en otros estudios demográficos (Rofman, 1994; Rosero-Bixby y Dow, 2009).

2 Si bien es posible utilizar una regresión de Poisson para este trabajo, el énfasis está puesto en obtener probabilidades de muerte para facilitar la elaboración de tablas de mortalidad en lugar de casos o tasas de mortalidad. Aún más, dada la elevada cantidad de casos y de defunciones (independientemente de la probabilidad de ocurrencia del evento) con los que cuenta este estudio, los resultados obtenidos a partir de las funciones de enlace de los modelos logísticos y de Poisson (*logit* y *log*, respectivamente) son virtualmente idénticos, ya que no hay problemas de sesgo que pudieran presentarse en los modelos (Allison, 1999; King y Zeng, 2001). Así, se prefirió ponderar la simplicidad que ofrece la regresión logística para los propósitos de este trabajo, a partir del cálculo de probabilidades.

Como los registros de la seguridad social utilizados en este estudio no han sido probados para estudios demográficos a gran escala, se buscó comprobar su validez. Una primera aproximación comparó el número de defunciones registradas por la ANSES con las presentadas en el anuario de estadísticas vitales de la DEIS para el año 2015. Si bien es cierto que hay una diferencia de exposición de seis meses porque los registros de la DEIS son de año calendario, mientras aquí se utilizaron datos de julio a junio del año siguiente, la diferencia de muertes debiera ser mínima, ya que *a)* la población mayor de 65 años es muy estable entre dos años contiguos, y *b)* la intención de comparar estas fuentes no fue para obtener un número exacto, sino una aproximación razonable. La misma lógica también aplicó para la segunda comparación: la cantidad de beneficiarios vivos al 1 de julio de 2015 (la población inicial) con las proyecciones de población del INDEC a la misma fecha, pues es el único organismo que presenta las proyecciones de población a nivel subnacional.

Sin embargo, para saber si los patrones de mortalidad de la base por sexo y edad son coherentes, también se estimó el cociente de las defunciones del periodo sobre la población inicial (al 1 de julio de 2015) por grupos quinquenales de edad o ${}_5Q_x$. A estas medidas se les comparó con las tasas centrales de mortalidad (${}_5m_x$), publicadas en las tablas de mortalidad del INDEC para el periodo 2008-2010. Si bien no son medidas iguales (porque el cociente no es el mismo), se intentó mostrar que sus patrones tienen formas similares en los distintos grupos de edad.

Modelos de regresión

Se utilizaron cuatro modelos para presentar la mortalidad diferencial de los adultos mayores. El primer modelo (M1) solo consideró el sexo y la edad (y su interacción, ya que el modelo ajustó mejor con esta sofisticación) como variables explicativas de la mortalidad, a fin de obtener los *logitos* por edades simples o ${}_1y_x$. La ecuación, con los respectivos β_n que representan los coeficientes de estimación para cada caso, siendo E la edad, M el sexo (ser mujer en este caso) y E*M su interacción, es la siguiente:

$$M1: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \varepsilon$$

Los *logitos* fueron transformados para obtener las probabilidades de fallecimiento por edades simples ${}_1q_x$. De este modo, se elaboraron tablas de vida o tablas de mortalidad, con el objeto de establecer un indicador resumen de la mortalidad como es la esperanza de vida a los 65 años o $e_{(65)}$ (Preston, Heuveline y Guillot, 2000). Dos aclaraciones: como las edades se presentan en valores discretos, se consideró que la edad en los modelos corresponde al valor $x + 0,5$ años (como media entre la edad x y $x+1$), por lo cual se hizo un mínimo ajuste de medio año (extrapolando hacia atrás 0,5 años del valor de x) para obtener la mortalidad a la edad exacta x . La otra es que para las tablas de mortalidad se utilizaron los valores publicados por la tabla de mortalidad del INDEC (2008-2010) para el grupo de edad final (100+) por una cuestión de empalme.

El segundo modelo (M2) incorporó la dimensión regional (con las distintas R_z), expresadas en la siguiente ecuación:

$$M2: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \beta_4 * R_z + \varepsilon$$

El tercer modelo (M3) incluyó el ingreso previsional como factor en lugar de la división regional. Como esta fue una aproximación inicial y el interés principal estuvo puesto en presentar un panorama general de la mortalidad (sin especificar demasiado lo que ocurre en distintos grupos de edad), se consideró el efecto marginal medio del ingreso, evitando interacciones específicas por sexo y/o edad (estas interacciones fueron debidamente probadas con anterioridad y los efectos marginales obtenidos fueron muy pequeños, por lo que se favorecieron modelos más parsimoniosos, utilizando E*M como única interacción). De esta manera, la ecuación es la siguiente, con el término LnI representando el ln del ingreso previsional:

$$M3: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \beta_4 * LnI + \varepsilon$$

El cuarto modelo (M4) fue una síntesis de los tres modelos anteriores, considerando que es posible que los efectos asignados al ingreso previsional en realidad pudieran atribuirse a la distribución de ingresos por región de los beneficiarios o a las condiciones estructurales de las mismas (o viceversa). Por lo tanto, el Modelo 4 quedó conformado de esta manera:

$$M4: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \beta_4 * R_z + \beta_5 * LnI + \varepsilon$$

Para establecer las $e_{(65)}$ según distintas posiciones socioeconómicas se consideraron cuatro escenarios simulados de ingreso. Estos escenarios fueron asignados de manera arbitraria, tomando como base la percepción de un beneficio de valor mínimo por ley (BM), pero siempre suponiendo una duplicación del valor anterior que representase diferentes niveles de ingreso previsional (y por ende una mejor posición socioeconómica). Entonces, se construyeron tablas de mortalidad para cuatro escenarios de categorías de ingreso equivalentes a 1BM, 2BM, 4BM y 8BM (siendo el último un valor sumamente elevado en comparación al promedio, buscando representar a los sectores sociales más favorecidos). El valor del BM al 1 de julio de 2015 era de 3.822 pesos argentinos brutos (USD 420 al tipo de cambio oficial).

Resultados

Caracterización general de la población y pruebas de consistencia

El Cuadro 2 presenta algunas estadísticas descriptivas de los registros de la ANSES para contextualizar el trabajo. Se observa que había cerca de 2.805.800 mujeres (cerca del 60%) y 237.000 defunciones (5%) en el inicio del periodo. Existen algunos casos en los cuales no se registró dato sobre el ingreso previsional, pero siendo la omisión inferior al 0.01%, su efecto al estimar los modelos de mortalidad fue prácticamente nulo. La edad media obtenida de la población era de 75,3 años. El ingreso previsional medio a la fecha era de un valor equivalente a 1,9 BM.

Cuadro 2
Características descriptivas de atributos seleccionados de adultos mayores a 65 años que perciben un beneficio previsional. Argentina, 2015-2016

Categoría	Total casos	Media	Desv. típ.	C. V. (%)
Defunciones	4.641.269	0,05	0,22	431
Mujer	4.641.269	0,61	0,49	81
Edad	4.641.269	75,31	7,34	10
Ingreso	4.636.636	7311,11	6482,49	90

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

La región Pampeana es la más grande en proporción de beneficiarios, pues concentra cerca del 70 % del total. Es además la región más feminizada (5 puntos porcentuales por encima del Sur) y también la más envejecida, con un año de edad promedio por encima del resto. Su ingreso previsional era nominalmente el segundo más alto, solo por detrás del Sur. Sin embargo, los haberes de los beneficiarios que habitan en zona austral (que incluye a la región Sur y algunos pocos casos de la región Pampeana) incluyen un adicional del 40 % en sus haberes. Como se desconoce el impacto del mayor costo de vida en estas regiones, se decide no ajustar el valor de los haberes previsionales para este trabajo, si bien se tiene en cuenta esta consideración especial. También se aprecia cómo el ingreso previsional medio de estas dos regiones es bastante mayor al de las restantes. En lo que respecta a las diferencias por sexo, las mujeres presentaban un mayor ingreso previsional que los hombres todas las regiones excepto la Pampeana, aunque la magnitud de estas diferencias parece ser pequeña en términos relativos (y en el caso del Sur, prácticamente inexistente).

Cuadro 3
Características seleccionadas de la población por región. Argentina, 2015-2016

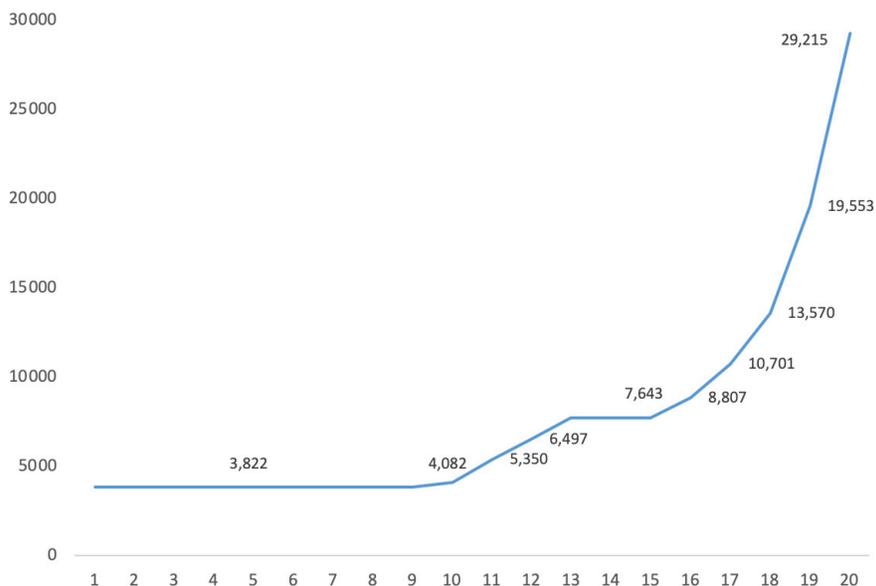
Región	Características				
	% Total	% Mujeres	Edad media	Ingreso medio Hombres (ARS)	Ingreso medio Mujeres (ARS)
Pampeana	72.3	61.5	75,5	7,517	7,248
NEA	6.7	57.1	74,6	5,875	6,618
NOA	8.7	58.0	74,8	6,062	6,767
Cuyo	7.4	59.0	74,8	6,561	6,888
Sur	4.9	56.7	74,6	10,284	10,286
Total	100.0	60.5	75,3	7,340	7,283

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

En la Gráfica 2 se presenta el ingreso previsional medio para la población de beneficiarios, dividida en veintiles. Prácticamente la mitad de la población de adultos mayores (más de 2 millones de personas) percibía ingresos equivalentes a un BM. También se aprecia que a la altura del veintil 15 se llega al umbral de ingreso de dos BM, es decir, ARS 7,643. Pasado este punto los haberes parecen crecer de manera más pronunciada. El último grupo (es decir, el 5% de mayores ingresos previsionales) percibía un ingreso previsional promedio 7,6 veces mayor al beneficio mínimo, con lo cual las categorías planteadas para las simulaciones de mortalidad según ingreso parecieran ser razonables.

Gráfica 2

Ingreso promedio en ARS por veintiles de beneficiarios. Argentina 2015-2016

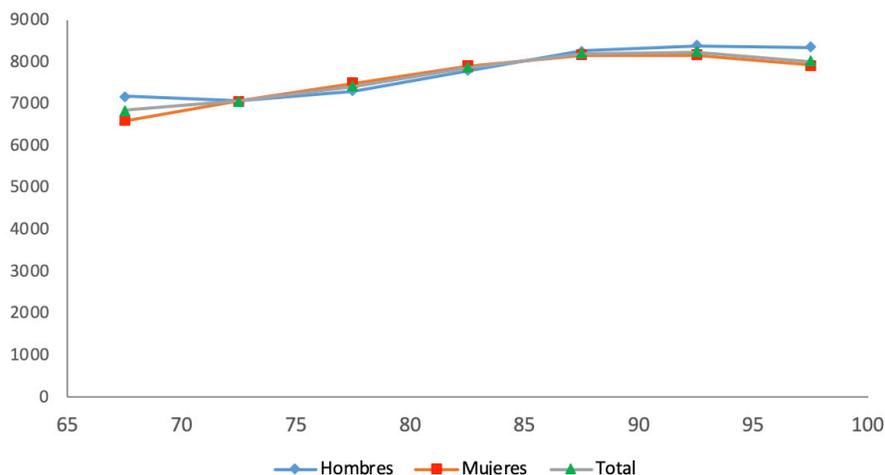


Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

En la Gráfica 3 se muestra que a medida que se tiene mayor edad el ingreso medio para ambos sexos también es mayor. Una parte de esta asociación puede explicarse porque con la edad aumenta la proporción de beneficiarios que percibe doble beneficio (jubilación y pensión) por el fallecimiento de su cónyuge, con lo cual los ingresos aumentan. Por otra parte, cabe señalar que el incremento en la cobertura, producto de las moratorias, tendió a concentrarse en los grupos de menor edad.

Gráfica 3

Ingreso previsional medio (en ARS) para grupos quinquenales de edad, según sexo. Argentina, julio de 2015



Fuente: Elaboración propia con base en la Tabla 2 del Anexo estadístico.

En el Cuadro 4 se muestra que las diferencias de defunciones entre los registros de Estadísticas Vitales para el año 2015 y los registros de ANSES fueron relativamente pequeñas. Si bien ambas fuentes captaron las defunciones para un año, solo coincidieron en seis meses de exposición, por lo cual se acepta que existiese una diferencia entre ellas.

La población total se contrastó con proyecciones de población, estimaciones hechas con base en observaciones anteriores (el Censo de 2010 en este caso) y supuestos de mortalidad y migración. Los beneficiarios registrados en ANSES son ligeramente superiores a la proyección del INDEC. Pese a ello, las diferencias relativas parecen ser más que aceptables para los propósitos de este estudio.

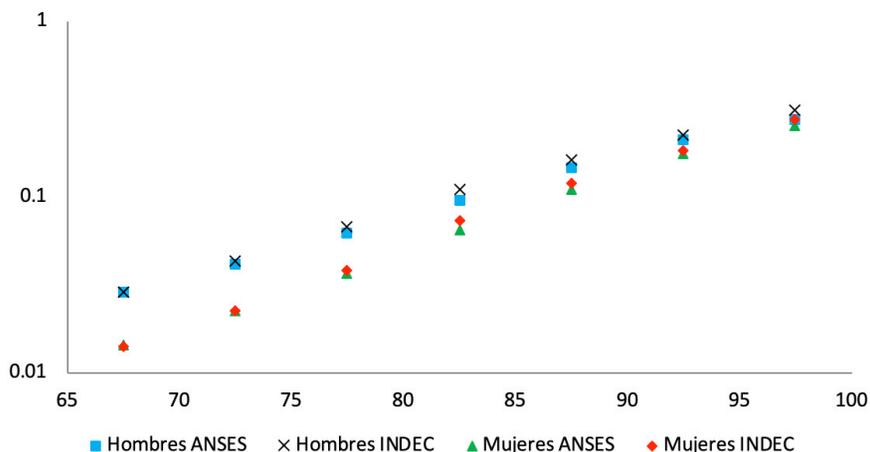
La comparación entre las ${}_5Q_x$ de ANSES y las ${}_5m_x$ del INDEC señala que los patrones por edad y sexo son muy similares en ambas fuentes, lo cual confirma que los registros de la seguridad social son adecuados para estimar la mortalidad en el periodo.

Cuadro 4
Defunciones y población observada por región según
fuente de datos. Argentina 2015-2016

Región	Defunciones			Población de 65-99 años al 01/07/2015		
	E.V. 2015	ANSES 2015-2016	Diferencia relativa (%)	INDEC	ANSES	Diferencia relativa (%)
Pampeana	176.303	173.694	-1,5	3.329.057	3.356.294	0,8
NEA	15.207	15.702	3,2	306.637	310.383	1,2
NOA	19.971	20.519	2,7	411.830	401.654	-2,5
Cuyo	17.282	17.255	-0,2	354.491	344.165	-3,0
Sur	10.199	9.860	-3,4	226.706	228.774	0,9
Total	238.962	237.030	-0,8	4.628.721	4.641.269	0,3

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES, DEIS (2016) e INDEC (2013a).

Gráfica 4
Comparación ${}_5Q_x$ por sexo según registros de ANSES (2015-2016) y ${}_5m_x$ por sexo según el INDEC (2008-2010). Escala semilogarítmica. Argentina



Fuente: Elaboración propia con base en Tabla 3 del Anexo estadístico.

Análisis de los modelos de mortalidad

Como se mencionó con anterioridad, la primera regresión (M1) solo consideró los efectos de la edad, el sexo y su interacción. El cuadro siguiente indica que el *odds ratio* en la mortalidad es casi mucho más alto para los hombres sin considerar la edad, aunque a cada edad el riesgo aumenta 8% para los hombres y 10% para las mujeres, explicando que a edades avanzadas los efectos sobre los *odds* sean similares.

Luego se calcularon los modelos M2, M3 y M4. Los coeficientes del M2 permitieron evaluar los efectos marginales de las distintas regiones en la mortalidad. Los *odds ratio* comparados con la región Pampeana son 10% menores para la región Sur y entre 5 y 8% mayores para las regiones restantes, lo cual es consistente con los resultados previos: las regiones con menor mortalidad son las que presentaban mejores indicadores de desarrollo y un mayor ingreso previsional medio.

Los resultados del M3 tampoco resultaron sorprendidos: mayores ingresos se encontraban asociados a una menor mortalidad. El M4, combinando ambos efectos, permitió apreciar que el efecto marginal del ingreso sobre la mortalidad permaneció virtualmente intacto, mientras que los efectos marginales atribuidos a las regiones se redujeron, indicando que una parte de dichos efectos se puede explicar por variaciones en el ingreso previsional medio de cada región. También se observa cómo los coeficientes por edad y sexo en todos los modelos permanecieron sin cambios, por lo cual los efectos de dichas variables sobre la mortalidad son relativamente constantes al ingreso y para cada región. El *valor p* de todas las variables en los modelos es menor a 0,001.

Cuadro 5
Coeficientes de los modelos de mortalidad M1, M2, M3 y M4

Variable	Coeficientes del modelo M1		Coeficientes del modelo M2		Coeficientes del modelo M3		Coeficientes del modelo M4	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
Edad	0,090	1,094	0,090	1,094	0,091	1,095	0,091	1,095
Mujer	-2,153	0,116	-2,159	0,115	-2,185	0,122	-2,188	0,112
Edad*mujer	0,021	1,021	0,021	1,021	0,022	1,022	0,022	1,022
NEA	**	**	0,078	1,081	**	**	0,054	1,056
NOA	**	**	0,065	1,067	**	**	0,049	1,050
Cuyo	**	**	0,049	1,050	**	**	0,041	1,042
Sur	**	**	-0,107	0,898	**	**	-0,063	0,939
Ln Ingreso	**	**	**	**	-0,157	0,855	-0,151	0,860
Constante	-9,615	**	-9,630	**	-8,336	**	-8,398	**

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

A efectos prácticos, el análisis subsiguiente tomó el M3 como referencia para las simulaciones. Se entiende que es el más sencillo y más práctico para discutir lo que sucedió con la mortalidad de la población, expresada en la $e_{(65)}$ resultante para distintos escenarios de ingreso. Sin embargo, cabe señalar que los efectos regionales, si bien están contenidos y explicados parcialmente por el efecto ingreso, son existentes e implicaron una variación de las distintas q_x para cada categoría. También se utilizaron los resultados del M1 para ilustrar la $e_{(65)}$ a nivel general para cada sexo y controlar que sus valores estuvieran dentro del rango de los estimados a partir del M3.

Las diferencias máximas del Cuadro 6, en términos relativos, señalan que aquellos beneficiarios que tenían una prestación equivalente a ocho beneficios mínimos (8BM) presentaban una $e_{(65)}$ 2,5 años mayor que aquellos que percibían un beneficio mínimo (BM).

Cuadro 6
 $e_{(65)}$ por sexo a partir de resultados de los modelos M1 y M3, para grupos de ingresos seleccionados. Argentina, total país, 2015-2016

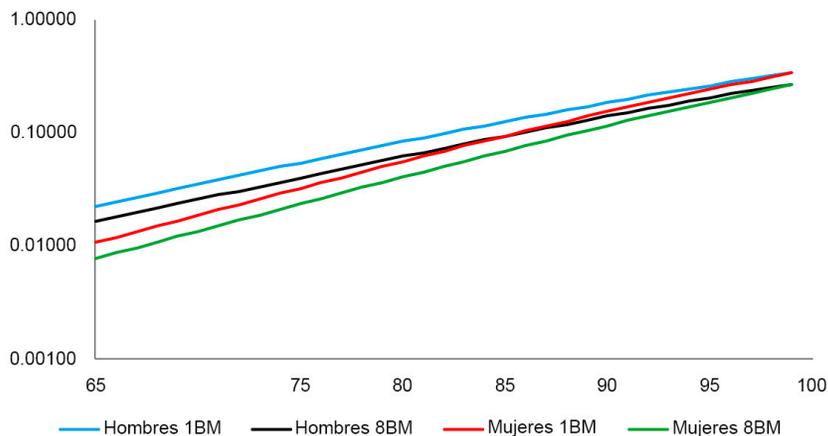
Modelo	M1	M3				Dif. entre 8 BM y 1 BM
		Unidad de haberes				
$e_{(65)}$ por sexo	Total	1 BM	2 BM	4 BM	8 BM	
Hombres	15,6	15,2	16,0	16,8	17,7	2.5
Mujeres	19,5	18,8	19,6	20,4	21,2	2.4
Diferencia (absoluta)	3,9	3,6	3,6	3,5	3,5	---
Diferencia (relativa) %	25,0	23,7	22,5	20,8	19,8	---

Fuente: Tablas 4 y 6 del Anexo estadístico.

En lo que respecta a las brechas por sexo, se puede apreciar cómo en términos relativos, a mayores ingresos previsionales las diferencias de mortalidad por sexo tendieron a disminuir. Sin embargo, estas diferencias apenas implican una variación de 0,1 años de la $e_{(65)}$. Por otra parte, si bien se trata de escenarios simulados, nótese cómo las mujeres que perciben un beneficio mínimo tienen una mayor $e_{(65)}$ que los hombres que reciben un haber equivalente a 8 BM (que se encontrarían en una mejor posición socioeconómica).

Para ilustrar mejor estos resultados, la Gráfica 5 presenta las distintas ${}_1q_x$ estimadas para los grupos extremos, es decir, quienes percibían 1 BM y 8 BM. Se observa cómo los incrementos de la edad se condicen con menores diferencias de ${}_1q_x$, tanto por sexo como por grupo de ingreso seleccionado. Lo cual es razonable, ya que se espera que las mayores brechas de mortalidad por ingreso se den en los grupos de edad *más jóvenes*.

Gráfica 5
 ${}_1q_x$ por sexo y grupos quinquenales de edad para grupos de ingreso previsional seleccionados. Registros de la ANSES (2015-2016), total país. Escala semilogarítmica



Fuente: Tabla 5 del Anexo estadístico.

Conclusiones

Los análisis presentados muestran las diferencias de mortalidad en Argentina en función del ingreso previsional en los adultos mayores. Siendo que la cobertura previsional es prácticamente absoluta entre los mayores de 65 años, resulta pertinente hablar de diferencias del nivel de ingreso antes que de incidencia del ingreso como factor. Aprovechando los registros administrativos, se calibró un instrumento capaz de estudiar la mortalidad considerando factores sociodemográficos y socioeconómicos. Los hallazgos principales de este estudio fueron tres: el primero, que las desigualdades en la salud a partir de diferentes ingresos previsionales (vinculados a distintas posiciones socioeconómicas) persistían hasta edades muy avanzadas. Esto quedó claro a la hora de simular las distintas probabilidades de muerte con base en grupos de ingresos previsionales seleccionados.

El segundo hallazgo es la escasa incidencia de la dimensión regional en las probabilidades de muerte. Básicamente, parte de su poder predictivo respondía a las diferencias del ingreso previsional entre dichas regiones. El tercer hallazgo se deriva del primero. Es el hecho de que la seguridad social en Argentina, pese a las sensibles mejoras en su cobertura en los últimos años (y la reducción consecuente de la desigualdad), aún tiene un componente regresivo. Las personas con mayores ingresos previsionales percibían durante más tiempo sus beneficios, pese a que el tiempo mínimo de contribución requerido es el mismo para todos. Dicho de otra forma, las desigualdades en la vejez, en lugar de reducirse, tienden a ampliarse en este sistema en particular. Por lo cual, en términos de equidad, este aspecto debiera ser tomado en cuenta a la hora de pensar las limitaciones de posibles diseños de esquemas de pensiones con tiempos de contribución que se proclaman neutros o incluso “progresivos”.

El aprovechamiento de registros administrativos tuvo la gran ventaja de contar con la variable ingreso para toda la población expuesta, sin la omisión que está presente con la variable educación en las estadísticas vitales. Sin embargo, existen otras limitaciones de los resultados presentados ya que desafortunadamente no se contó con otras variables adicionales que reflejaran con mayor precisión la trayectoria ocupacional de los beneficiarios. El ingreso previsional no deja de ser una aproximación relativamente imprecisa a la trayectoria ocupacional previa de las personas y a su situación socioeconómica actual.

De igual manera, la variable ingreso previsional no distingue otras sutilezas importantes que hacen a la posición socioeconómica de los individuos, como la situación total del hogar, la posesión de otros activos, ingresos de carácter no previsional o información sobre la cobertura de salud (ya que algunos en adición o en vez de PAMI pueden tener un plan privado).

Por otra parte, tampoco se sabe con exactitud la relación entre los ingresos previsionales y la adopción de hábitos relacionados con la salud de los beneficiarios (lo que sí está presente en algunas encuestas especiales, como la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo). Si bien a lo largo del documento se mencionó varias veces que existe una relación entre ingreso previsional, educación y salud, no se conoce adecuadamente ni la forma de esta asociación ni cómo estos diferenciales en los niveles de ingreso previsional representan diferencias en los factores de riesgo y en lo que respecta a la mortalidad por causas.

Por esta serie de razones, el indicador del ingreso previsional probablemente arrastre otras cuestiones que lo exceden a la hora de interpretar su verdadero poder explicativo, limitando su capacidad de dar explicaciones sobre la relación entre inequidades en la salud y posición socioeconómica. Cabe mencionar que, si bien se cuenta con prácticamente el total de la población de adultos mayores, la información no deja de estar circunscripta a solo un año de exposición puntual. Pese a que la mortalidad en las edades superiores es mucho más estable que en otros grupos y casi no existen estudios con semejante magnitud de años/persona, es necesario contar con otras mediciones o seguimientos en el tiempo de la población analizada a fin de establecer tendencias y mayores precisiones. Por otra parte, también cabe mencionar que no se poseen datos desagregados a un nivel más pequeño (departamentos, barrios, ciudades), sino que están circunscriptas a nivel provincial/regional.

En tanto, indudablemente se puede establecer que existe un diferencial en la mortalidad en la vejez en Argentina y que este se encuentra asociado a la posición socioeconómica de los individuos, representada aquí (con las limitaciones debidamente mencionadas) con distintos escenarios de ingreso previsional para el periodo 2015-2016, lo cual implica una arista de regresividad no tan evidente en el sistema de jubilaciones y pensiones de Argentina. Los resultados además fueron en línea con la mayoría de los antecedentes previamente mencionados en la región, que suponen, aun en la vejez, menores riesgos de muerte para aquellas personas con una mejor posición socioeconómica.

Referencias

- Allison, P. (1999). *Logistic regression using the SAS System: Theory and application*. Hoboken, NJ: Wiley & Sons.
- Behrman, J. C., Sickles, R. y Taubman, P. (1998). *Causes, correlates and consequences of death among older adults: Some methodological approaches and substantive analyses*. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Bertranou, F., Cetrángolo, O., Grushka, C. y Casanova, L. (2011). *Encrucijadas en la seguridad social argentina: reformas, cobertura y desafíos para el sistema de pensiones* (pp. 73-92). Buenos Aires: Cepal, Organización Internacional del Trabajo.
- Bravo Almonacid, F. (2015). *Envejecer en la pobreza: prácticas y representaciones de personas mayores tendientes a su reproducción cotidiana en ámbitos domésticos y extradomésticos*. Tesis de doctorado, Universidad Nacional de La Plata, Buenos Aires. Recuperada de <http://www.memoria.fahce.unlp.edu.ar/tesis/te.1354/te.1354.pdf>
- Brown, L., Robert, S. y McDaid, J. (2003). Factors affecting retirement mortality. *North American Actuarial Journal*, 7(2), 24- 43. doi: 10.1080/10920277.2003.10596083
- Calabria, A. y Rottenschweiler, S. (2015). Analysis of the distributional impact of the Argentine pension system: Results of the increase in the coverage rate. Munich Personal RePEc Archives. *MPRA Paper* (64017). Recuperado de <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64017/1/>
- Cutler, D., Deaton, A. y Lleras-Mulney, A. (2006). The determinants of mortality. *Journal of Economic Perspectives*, 20(3), 97-120. doi: 10.1257/jep.20.3.97
- De Lima Silva, V., Pessoa Cesse, E. A. y Pessoa Militão de Albuquerque, M. F. (2014). Social determinants of death among the elderly: A systematic literature review. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 17(2) 178-193. doi: 10.1590/1809-4503201400060015

- DEIS (Dirección de Estadísticas e Información en Salud) (2016). *Estadísticas vitales. Información básica. Argentina - Año 2015*. Serie, 5(59). Buenos Aires: Ministerio de Salud.
- DEIS (Dirección de Estadísticas e Información en Salud) (2018). *Estadísticas vitales. Información básica. Argentina - Año 2017*. Serie, 5(61). Buenos Aires: Ministerio de Salud.
- Ecob, R. y Smith, G. D. (1999). Income and health: What is the nature of the relationship? *Social Science & Medicine*, 48(5), 693-705. doi: 10.1016/s0277-9536(98)00385-2
- Galobardes, B., Shaw, M., Lawlor, D., Lynch, J. W y Smith, G. D. (2006). Indicators of socioeconomic position (Part 1). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(2), 7-12. doi: 10.1136/jech.2004.023531
- Gomes, M. M. F., Turra, C. M., Fígoli, M. G. B, Duarte, Y. A. O. y Lebrão, M. L. (2013). Associação entre mortalidade e estado marital: uma análise para idosos residentes no Município de Sao Paulo, Brasil, Estudio SABE, 2000 e 2006. *Cadernos de Saúde Pública*, 29(3), 566-578. doi: 10.1590/S0102-311X2013000300014
- Grushka, C. (2014). Casi un siglo y medio de mortalidad en Argentina. *Revista Latinoamericana de Población*, 8(15), 93-118. Recuperado de <http://revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/14>
- Grushka, C., Baum, D. y Sanni, L. (2013). Vivir y morir en las comunas de la Ciudad de Buenos Aires: un estudio de diferenciales. *Revista Población de Buenos Aires*, 10(18), 33-44. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74029871002>
- Grushka, C., Gaiada, J. C. y Calabria, A. (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*. Buenos Aires: Dirección de Estudios de la Seguridad Social, ANSES. Recuperado de http://observatorio.anses.gob.ar/archivos/documentos/DT_1601_Cobertura%20Previsional.pdf
- INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) (2013a). *Estimaciones y proyecciones de población 2010-2040. Serie Análisis Demográfico Ciudad Autónoma de Buenos Aires*, (35). Buenos Aires: INDEC.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) (2013b). *Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad 2008-2010. Total del país y provincias. Serie Análisis Demográfico*, (37). Buenos Aires: INDEC.
- King, G. y Zeng, L. (2001). Logistic regression in rate events data. *Political Analysis* 9(1), 137-163. doi: 10.1093/oxfordjournals.pan.a004868
- Lynch J. W. y Kaplan, G. (1997). Understanding how inequality in the distribution of income affects health. *Journal of Health Psychology*, 2, 297-314. doi: 10.1177/135910539700200303
- Lynch J. W., Smith, G. D, Kaplan, G. y House, J. (2000). Income inequality and mortality: Importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *The British Medical Journal*, 320(7243), 1200-1204. doi: 10.1136/bmj.320.7243.1200
- Manzelli, H. (2014). Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina. *Revista Latinoamericana de Población*, 8(14), 129-163. Recuperado de <http://revistarelap.org/index.php/relap/article/view/98/120>
- Marmot. M. (2005). Social determinants of health inequalities. *The Lancet*, (365), 1099-1104. doi: 10.1016/S0140-6736(05)71146-6

- Mayhew, L. y Smith, D. (2016). *An investigation into inequalities in adult lifespan*. Londres: Cass Business School, Faculty of Actuarial Science and Insurance, City University London. Recuperado de https://www.cass.city.ac.uk/_data/assets/pdf_file/0011/316100/ILCCASS-LEANDI-REPORT_final_25_04_16.pdf
- Pantelides, E. A. y Sana, M. (1996). La pobreza en la tercera edad. Un análisis sobre los ancianos del Gran Buenos Aires. *Documento de trabajo*, 8(96). Buenos Aires: Secretaría de Programación Económica.
- Peláez, E. y Acosta, L. (2011). Educación y mortalidad diferencial de adultos: Provincia de Córdoba, República Argentina. *Papeles de Población*, 17(70), 9-31. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252011000400002&lng=es&tlng=es
- Preston, S. H., Heuveline, P. y Guillot, M. (2000). *Demography: Measuring and modeling population processes*. Hoboken, NJ: Wiley & Sons.
- Preston, S. H. y Taubman, P. (1994). Socioeconomic differences in adult mortality and health status. En L. G. Martin y S. H. Preston. (Eds.), *Demography of aging* (pp. 279-318). Washington D. C.: National Academy Press.
- Ravallion, M. (2014). Income inequality in the developing world. *Science*, 344(6186), 851-855. doi: 10.1126/science.1251875
- Rehnberg J. y Fritzell, J. (2016). The shape of the association between income and mortality in old age: A longitudinal Swedish national register study. *SSM Population Health*, 2(December), 750-756. doi: 10.1016/j.ssmph.2016.10.005
- Rofman, R. (1994). Diferenciales de mortalidad adulta en Argentina. *Notas de Población*, 22(59), 73-91. ONU: LC/DEM/G.141
- Rofman, R. y Oliveri, L. (2011). La cobertura de los sistemas previsionales en América Latina: conceptos e indicadores. *Serie de Documentos de trabajo sobre políticas sociales*, (7). Banco Mundial. Recuperado de <http://siteresources.worldbank.org/INTARGENTINAINSPANISH/Resources/CoberturaPrevisionalLAC.pdf>
- Rosero-Bixby, L. (2018). High life expectancy and reversed socioeconomic gradients of elderly people in Mexico and Costa Rica. *Demographic Research*, 38(3), 95-108. doi: 10.4054/DemRes.2018.38.3
- Rosero-Bixby, L. y Dow, W. H. (2009). Surprising SES gradients in mortality, health and biomarkers in a Latin American population of adults. *Journal of Gerontology Social Sciences* 64(1), 105-117. doi: 10.1093/geronb/gbn004
- Sandoval, M. H. y Turra, C. M. (2015). El gradiente educativo en la mortalidad adulta en Chile. *Revista Latinoamericana de Población*, 17, 7-35. doi: 10.31406/relap2015.v9.i2.n17
- Smith, J. P. (2004). Unraveling the SES health connection. *Population and Development Review*, (30), 108-132. (Supplement). Recuperado de www.jstor.org/stable/3401465
- Timæus, I., Dorrington, R. y Hill, K. (2013). Introduction to adult mortality analysis. En T. Moultrie, R. Dorrington, A. Hill, K. Hill, I. Timæus y B. Zaba. (Comps.), *Tools for demographic estimation* (pp. 191-194). París: International Union for the Scientific Study of Population. Recuperado de <http://demographicestimation.iussp.org/>
- Vera-Romero, O. E y Vera-Romero F. M. (2013). Evaluación del nivel socioeconómico: presentación de una escala adaptada en una población de Lambayeque. *Revista del Cuerpo Médico Hospital Nacional Almanzor Aguinaga Asenjo*, 6(1), 41-45. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4262712>

Anexo estadístico

Tabla 1
Población de beneficiarios de 65 a 99 años por grupos de edad, sexo y región. Argentina, julio de 2015

Sexo y edad	Región					Total
	Pampeana	NEA	NOA	Cuyo	Sur	
Hombres						
65-69	393.207	44.124	54.792	46.099	33.560	571.782
70-74	357.880	38.231	47.329	40.103	28.330	511.873
75-79	253.901	25.892	32.455	26.320	18.685	357.253
80-84	166.982	14.914	20.359	17.133	11.019	230.407
85-89	87.573	7.304	9.921	8.365	5.376	118.539
90-94	29.069	2.316	3.208	2.584	1.752	38.929
95-99	4.807	486	599	444	281	6.617
Total	1.293.419	133.267	168.663	141.048	99.003	1.835.400
Mujeres						
65-69	566.198	54.880	72.653	62.844	41.391	797.966
70-74	483.313	45.132	57.526	50.805	32.150	668.926
75-79	389.010	34.639	43.584	37.425	24.006	528.664
80-84	308.515	23.149	31.891	27.562	16.773	407.890
85-89	206.206	13.244	18.314	16.669	10.246	264.679
90-94	89.385	4.880	7.384	6.452	4.168	112.269
95-99	20.248	1.191	1.639	1.360	1.037	25.475
Total	2.062.875	177.115	232.991	203.117	129.771	2.805.869

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

Tabla 2
Haber medio (en pesos) por grupos de edad y sexo. Argentina, julio de 2015

Edad	Hombres	Mujeres	Total
65 a 69	7.175	6.586	6.834
70 a 74	7.056	7.058	7.063
75 a 79	7.291	7.490	7.416
80 a 84	7.785	7.899	7.864
85 a 89	8.254	8.163	8.198
90 a 94	8.384	8.164	8.228
95 a 99	8.338	7.907	8.000

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

Tabla 3
 ${}_5Q_x$ por sexo según registros de ANSES (2015-2016) y ${}_5m_x$ por sexo según INDEC (2008-2010) para grupos de edad seleccionados. Argentina

Edad (x)	${}_5Q_x$ ANSES 2015-16			${}_5m_x$ INDEC 2008-10		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
65 a 69	0,02876	0,01445	0,02042	0,02858	0,01410	0,02099
70 a 74	0,04131	0,02229	0,03053	0,04282	0,02228	0,03165
75 a 79	0,06242	0,03689	0,04718	0,06745	0,03812	0,05074
80 a 84	0,09564	0,06509	0,07612	0,11049	0,07289	0,08734
85 a 89	0,14528	0,11016	0,12102	0,16344	0,12060	0,13293
90 a 94	0,20992	0,17672	0,18527	0,22677	0,18347	0,18759
95 a 99	0,27490	0,25150	0,25633	0,31279	0,27452	0,25211

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES e INDEC (2013b).

Tabla 4
 Funciones seleccionadas de la tabla de vida elaborada a partir del modelo M1 para adultos mayores de 65 años según sexo. Argentina, 2015-2016

Edad	Hombres					Mujeres				
	q(x)	l(x)	L(x)	T(x)	e(x)	q(x)	l(x)	L(x)	T(x)	e(x)
65	0,02175	100.000	98.912	1.561.523	15,6	0,00998	100.000	99.501	1.954.161	19,5
66	0,02375	97.825	96.663	1.462.611	15,0	0,01113	99.002	98.451	1.854.660	18,7
67	0,02593	95.501	94.263	1.365.948	14,3	0,01243	97.900	97.292	1.756.209	17,9
68	0,02831	93.024	91.708	1.271.686	13,7	0,01386	96.684	96.013	1.658.917	17,2
69	0,03089	90.391	88.995	1.179.978	13,1	0,01547	95.343	94.606	1.562.904	16,4
70	0,03370	87.599	86.123	1.090.982	12,5	0,01725	93.869	93.059	1.468.298	15,6
71	0,03676	84.647	83.092	1.004.859	11,9	0,01924	92.249	91.362	1.375.239	14,9
72	0,04008	81.536	79.902	921.767	11,3	0,02145	90.475	89.504	1.283.877	14,2
73	0,04369	78.268	76.558	841.865	10,8	0,02390	88.534	87.476	1.194.373	13,5
74	0,04761	74.849	73.067	765.307	10,2	0,02664	86.418	85.267	1.106.897	12,8
75	0,05186	71.285	69.437	692.239	9,7	0,02967	84.116	82.868	1.021.630	12,1
76	0,05647	67.589	65.681	622.802	9,2	0,03304	81.620	80.272	938.761	11,5
77	0,06146	63.772	61.813	557.122	8,7	0,03677	78.924	77.473	858.489	10,9
78	0,06686	59.853	57.852	495.309	8,3	0,04091	76.021	74.466	781.017	10,3
79	0,07270	55.851	53.821	437.457	7,8	0,04550	72.911	71.252	706.551	9,7
80	0,07900	51.791	49.746	383.636	7,4	0,05057	69.594	67.834	635.298	9,1
81	0,08580	47.700	45.653	333.890	7,0	0,05617	66.074	64.219	567.464	8,6
82	0,09313	43.607	41.576	288.237	6,6	0,06236	62.363	60.418	503.246	8,1
83	0,10101	39.546	37.549	246.660	6,2	0,06917	58.474	56.452	442.827	7,6
84	0,10949	35.551	33.605	209.112	5,9	0,07667	54.429	52.343	386.376	7,1
85	0,11857	31.659	29.782	175.507	5,5	0,08490	50.256	48.123	334.033	6,6
86	0,12831	27.905	26.115	145.725	5,2	0,09394	45.989	43.829	285.910	6,2
87	0,13872	24.324	22.637	119.610	4,9	0,10382	41.669	39.506	242.081	5,8

(continúa)

Tabla 4 (continuación)

Edad	Hombres					Mujeres				
	q(x)	l(x)	L(x)	T(x)	e(x)	q(x)	l(x)	L(x)	T(x)	e(x)
88	0,14982	20.950	19.381	96.973	4,6	0,11461	37.343	35.203	202.574	5,4
89	0,16165	17.811	16.372	77.592	4,4	0,12636	33.063	30.974	167.371	5,1
90	0,17422	14.932	13.631	61.220	4,1	0,13913	28.885	26.876	136.397	4,7
91	0,18755	12.331	11.174	47.589	3,9	0,15297	24.866	22.965	109.521	4,4
92	0,20165	10.018	9.008	36.414	3,6	0,16791	21.063	19.294	86.556	4,1
93	0,21653	7.998	7.132	27.406	3,4	0,18400	17.526	15.914	67.262	3,8
94	0,23219	6.266	5.539	20.274	3,2	0,20125	14.301	12.862	51.349	3,6
95	0,24862	4.811	4.213	14.736	3,1	0,21969	11.423	10.168	38.486	3,4
96	0,26581	3.615	3.135	10.523	2,9	0,23930	8.914	7.847	28.318	3,2
97	0,28374	2.654	2.278	7.388	2,8	0,26009	6.781	5.899	20.471	3,0
98	0,30238	1.901	1.614	5.110	2,7	0,28201	5.017	4.310	14.572	2,9
99	0,32169	1.326	1.113	3.497	2,6	0,30502	3.602	3.053	10.263	2,8

Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del Cuadro 5.

Tabla 5
 Probabilidades de muerte por edades simples (${}_xq_x$) con base en el modelo M3 según sexo y grupos de ingreso seleccionados para mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016

Edad	:q _x Por sexo e ingreso seleccionado							
	1 BM		2 BM		4 BM		8 BM	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
65	0,02272	0,01069	0,02043	0,00960	0,01836	0,00862	0,01650	0,00774
66	0,02483	0,01196	0,02233	0,01074	0,02007	0,00964	0,01804	0,00865
67	0,02713	0,01337	0,02440	0,01201	0,02194	0,01078	0,01972	0,00968
68	0,02964	0,01494	0,02667	0,01342	0,02398	0,01205	0,02156	0,01083
69	0,03237	0,01670	0,02913	0,01500	0,02621	0,01348	0,02357	0,01210
70	0,03535	0,01866	0,03182	0,01677	0,02863	0,01507	0,02576	0,01353
71	0,03859	0,02085	0,03475	0,01874	0,03127	0,01684	0,02814	0,01513
72	0,04211	0,02328	0,03793	0,02093	0,03415	0,01881	0,03074	0,01691
73	0,04593	0,02599	0,04139	0,02338	0,03728	0,02102	0,03357	0,01889
74	0,05009	0,02901	0,04516	0,02610	0,04069	0,02347	0,03665	0,02110
75	0,05460	0,03237	0,04925	0,02913	0,04440	0,02621	0,04000	0,02357
76	0,05950	0,03611	0,05369	0,03250	0,04842	0,02925	0,04365	0,02631
77	0,06480	0,04025	0,05851	0,03625	0,05279	0,03264	0,04761	0,02937
78	0,07053	0,04485	0,06372	0,04041	0,05753	0,03640	0,05191	0,03277
79	0,07674	0,04995	0,06937	0,04503	0,06267	0,04058	0,05657	0,03654
80	0,08344	0,05559	0,07548	0,05015	0,06823	0,04521	0,06163	0,04074
81	0,09067	0,06183	0,08209	0,05581	0,07425	0,05035	0,06711	0,04539
82	0,09845	0,06872	0,08921	0,06207	0,08075	0,05603	0,07303	0,05055
83	0,10683	0,07631	0,09688	0,06899	0,08777	0,06232	0,07944	0,05625
84	0,11583	0,08467	0,10514	0,07661	0,09534	0,06926	0,08635	0,06256
85	0,12548	0,09385	0,11402	0,08499	0,10348	0,07690	0,09381	0,06953

(continúa)

Tabla 5 (continuación)

Edad	iqx Por sexo e ingreso seleccionado							
	1 BM		2 BM		4 BM		8 BM	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
86	0,13581	0,10391	0,12354	0,09420	0,11223	0,08532	0,10184	0,07720
87	0,14685	0,11491	0,13373	0,10430	0,12162	0,09456	0,11047	0,08565
88	0,15862	0,12691	0,14463	0,11534	0,13168	0,10469	0,11973	0,09492
89	0,17115	0,13997	0,15626	0,12738	0,14244	0,11576	0,12966	0,10508
90	0,18444	0,15414	0,16863	0,14048	0,15392	0,12784	0,14028	0,11619
91	0,19853	0,16945	0,18178	0,15468	0,16615	0,14098	0,15161	0,12831
92	0,21341	0,18595	0,19571	0,17004	0,17914	0,15523	0,16369	0,14149
93	0,22908	0,20367	0,21043	0,18659	0,19292	0,17063	0,17654	0,15578
94	0,24554	0,22261	0,22595	0,20435	0,20748	0,18722	0,19016	0,17122
95	0,26279	0,24278	0,24226	0,22333	0,22284	0,20503	0,20457	0,18786
96	0,28080	0,26415	0,25935	0,24354	0,23900	0,22406	0,21977	0,20571
97	0,29953	0,28669	0,27721	0,26496	0,25594	0,24431	0,23577	0,22479
98	0,31897	0,31034	0,29581	0,28754	0,27365	0,26577	0,25256	0,24509
99	0,33905	0,33503	0,31511	0,31124	0,29211	0,28840	0,27012	0,26659

Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del Cuadro 5.

Tabla 6
Esperanza de vida a la edad $x - e(x)$ - con base en el modelo M3 según sexo
e ingreso seleccionado para mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016

Edad	e(x) según sexo e ingreso seleccionado							
	1 BM		2 BM		4 BM		8 BM	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
65	15,2	18,8	16,0	19,6	16,8	20,4	17,7	21,2
66	14,5	18,0	15,3	18,8	16,1	19,6	17,0	20,4
67	13,9	17,2	14,7	18,0	15,5	18,8	16,3	19,6
68	13,3	16,5	14,0	17,2	14,8	18,0	15,6	18,7
69	12,7	15,7	13,4	16,4	14,2	17,2	14,9	17,9
70	12,1	15,0	12,8	15,7	13,5	16,4	14,3	17,2
71	11,5	14,2	12,2	14,9	12,9	15,7	13,6	16,4
72	10,9	13,5	11,6	14,2	12,3	14,9	13,0	15,6
73	10,4	12,8	11,0	13,5	11,7	14,2	12,4	14,9
74	9,9	12,2	10,5	12,8	11,2	13,5	11,8	14,2
75	9,4	11,5	10,0	12,2	10,6	12,8	11,3	13,5
76	8,9	10,9	9,5	11,5	10,1	12,1	10,7	12,8
77	8,4	10,3	9,0	10,9	9,6	11,5	10,2	12,1
78	8,0	9,7	8,5	10,3	9,1	10,9	9,7	11,5
79	7,5	9,1	8,1	9,7	8,6	10,2	9,2	10,8
80	7,1	8,6	7,6	9,1	8,1	9,7	8,7	10,2
81	6,7	8,1	7,2	8,6	7,7	9,1	8,2	9,6
82	6,3	7,6	6,8	8,0	7,3	8,5	7,8	9,1

(continúa)

Tabla 6 (continuación)

Edad	e(x) según sexo e ingreso seleccionado							
	1 BM		2 BM		4 BM		8 BM	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
83	6,0	7,1	6,4	7,5	6,9	8,0	7,4	8,5
84	5,6	6,6	6,0	7,1	6,5	7,5	6,9	8,0
85	5,3	6,2	5,7	6,6	6,1	7,0	6,6	7,5
86	5,0	5,8	5,4	6,2	5,8	6,6	6,2	7,0
87	4,7	5,4	5,0	5,8	5,4	6,2	5,8	6,6
88	4,4	5,0	4,7	5,4	5,1	5,8	5,5	6,1
89	4,1	4,7	4,5	5,0	4,8	5,4	5,2	5,7
90	3,9	4,4	4,2	4,7	4,5	5,0	4,9	5,4
91	3,7	4,1	4,0	4,4	4,3	4,7	4,6	5,0
92	3,5	3,8	3,7	4,1	4,0	4,3	4,3	4,6
93	3,3	3,5	3,5	3,8	3,8	4,1	4,0	4,3
94	3,1	3,3	3,3	3,5	3,5	3,8	3,8	4,0
95	2,9	3,1	3,1	3,3	3,3	3,5	3,6	3,8
96	2,8	2,9	3,0	3,1	3,2	3,3	3,3	3,5
97	2,7	2,8	2,8	3,0	3,0	3,1	3,1	3,3
98	2,6	2,7	2,7	2,9	2,8	3,0	3,0	3,1
99	2,6	2,7	2,7	2,8	2,7	2,9	2,8	3,0

Fuente: Elaboración propia basada en el modelo del Cuadro 5.