

8vo Congreso Internacional de la Asociación Latinoamericana de Población. “Población y Desarrollo Sostenible: políticas públicas y avances en la medición sociodemográfica”. México, Ciudad de Puebla. 23-26 de Octubre de 2018.

Título: Mortalidad según nivel socioeconómico en adultos mayores argentinos y comparación con otras experiencias en Centroamérica.

Autores: Bramajo, Octavio Nicolás (UNLU/ANSES, Argentina)^{1 2}
Grushka, Carlos Oscar (UBA/UNLU/ANSES, Argentina)³

Tema: Mortalidad, Envejecimiento Poblacional.

Palabras clave: mortalidad, mortalidad diferencial, medición de la mortalidad, vejez.

¹ Algunos de los resultados aquí presentados forman parte del trabajo de Tesis de Octavio Nicolás Bramajo para optar por el título de Magíster en Demografía Social de la Universidad Nacional de Luján (UNLU, Argentina).

² Contacto: onbramajo@gmail.com

³ Contacto: cgrushka@gmail.com

Resumen

Tradicionalmente la literatura demográfica asoció un mejor nivel socioeconómico con una menor mortalidad. Sin embargo, una serie de estudios en los últimos años ha percibido el surgimiento de un fenómeno muy inusual. En el más reciente de ellos, la mortalidad de los adultos mayores es mayor entre aquellos quienes a priori poseen una mejor posición socioeconómica en los varones, y casi no hay diferencias en las mujeres (Rosero-Bixby, 2018) en Costa Rica y México. El presente trabajo busca establecer el sentido de dicho gradiente en la mortalidad de los adultos mayores de Argentina. Para ello se tratarán fuentes de datos inusuales para los estudios demográficos, aprovechando registros individuales 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) captan además del sexo, la edad y el lugar de residencia de los beneficiarios, el total de sus ingresos previsionales (la principal variable socioeconómica) para cierta fecha y en el caso de quienes han fallecido, el momento en que ocurre la defunción.

De esta manera, se obtiene un panorama de la mortalidad de la totalidad de los adultos mayores (4.6 millones de personas) en Argentina, dada la cobertura previsional prácticamente universal. Mediante modelos *logit*, se busca determinar la relación entre el ingreso previsional y el resto de las características de los beneficiarios con su mortalidad, mediante el cálculo de las probabilidades de fallecimiento por edades simples y la obtención de la esperanza de vida a los 65 años como indicador resumen. Se estima que las personas que perciben un haber equivalente a 4 prestaciones mínimas (correspondientes al decil más alto de ingresos previsionales) viven 1,8 años más que quienes perciben una prestación mínima en el caso de los varones y 1,5 años más en el de las mujeres. Estas diferencias indudablemente señalan que, si bien modesta, existe una asociación positiva entre un mayor nivel socioeconómico y una menor mortalidad, presentando una situación diferente a la que sugiere Rosero-Bixby para Costa Rica y México, destacando aún más la singularidad de los casos centroamericanos.

1) **Presentación y antecedentes teóricos:**

El incremento continuo en la esperanza de vida al nacer de las personas es uno de los acontecimientos de la dinámica demográfica más importantes del Siglo XX. En el año 2015 se estimaba que la población de adultos mayores de 65 años en Argentina era de aproximadamente 4,5 millones de personas o un 10% de la población total (INDEC, 2013a). Se estima que para 2050 este número será de aproximadamente 10 millones, que equivaldría al 18% de la población total (Grushka, 2016). El gozar de una vida extensa ha dejado de ser un privilegio para pocos, convirtiéndose en un derecho para la mayoría de la población (García Pereira y Correia Alves, 2016).

Pese a estas buenas noticias, en la dinámica demográfica aún persisten diferencias importantes en el tiempo que viven las personas. Estas diferencias, si bien en ciertas ocasiones pueden ser de carácter biológico (atribuibles al sexo y la edad de las personas), mayoritariamente responden a cuestiones sociales (Marmot, 2005). Como bien señalan Preston y Taubman (1994), es sentido común suponer una vinculación entre el estar saludable y el disponer un buen status socioeconómico. Sin embargo, es el poder determinar la magnitud de esta relación la que preocupa a la dimensión científica. América Latina en particular es la región con mayor desigualdad del mundo, por lo que esta asociación es de particular interés (Frenk et al, 1994). A este riesgo diferencial en la salud producto de mejores o peores posiciones socioeconómicas (asociadas a la desigualdad de los indicadores mencionados) se lo suele conocer como “*gradiente socioeconómico*” de la salud o la mortalidad (Rosero-Bixby y Dow, 2009; Wilkinson y Pickett, 2008).

Lamentablemente, no abundan los trabajos que hacen énfasis en las diferencias socioeconómicas para los adultos mayores ni fuentes de datos confiables y capaces para hacer estimaciones en torno a esta problemática, especialmente en América Latina (Palloni, 1984). Pese a ello, existe una serie de estudios que se ha detenido en establecer diferenciales de mortalidad en algunos países de la región.

En el caso argentino, se destaca el estudio de Rofman (1994) quien utiliza el ingreso previsional diferencial para estudiar la mortalidad de una pequeña cohorte de adultos mayores. Utilizando datos de la seguridad social, obtuvo que a nivel agregado mayores ingresos previsionales se traducían en una mayor esperanza de vida a los 65 años, si bien el panorama previsional cambió radicalmente desde la fecha de su trabajo a la actualidad. A nivel más desagregado aún, Grushka et al (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 a diferentes grupos de edad, incluyéndose la $e(65)$. Obtuvieron que la asociación entre mayor IPCF y mayor $e(65)$ era bastante más fuerte en los varones que en las mujeres.

El resto de los trabajos, tanto para Argentina como para Brasil y Chile, emplean el nivel educativo como *proxy* del nivel socioeconómico para estudiar la mortalidad diferencial. En el caso argentino se destacan los trabajos de Peláez y Acosta (2011) y Manzelli (2014) y Grushka (2014). Utilizando datos de los diversos Censos de población (1980, 1991 y 2001 en el caso de Peláez y Acosta y el Censo 2010 en el caso de Manzelli) y de los datos de mortalidad provenientes de las estadísticas vitales, con distinto tratamiento para la omisión de los registros. En ambos casos se obtuvo que en todas las edades y sexos existía un efecto diferencial en la mortalidad a partir del nivel educativo. Sandoval y Turra (2015) estudian la mortalidad de mayores de 30 con fuentes similares (censos y estadísticas vitales) para el caso chileno, empleando regresiones de Poisson. Los autores coinciden con Manzelli a la hora de señalar que a medida que la edad avanzaba los diferenciales de mortalidad obtenidos en función del nivel educativo eran paulatinamente menores, especialmente en los varones.

Por su parte Gomes (2011) analizó la encuesta SABE (*Saúde, Bem-estar e Envelhecimento*) relevada entre 2000 y 2006 en la ciudad de São Paulo con 2.143 casos y también utilizó regresiones de Poisson para observar diferenciales entre los mayores de 60 años. Esperablemente, obtuvo que la relación entre mortalidad y nivel educativo era inversa, para ambos sexos. Esta mortalidad diferencial principalmente se atribuía a la adopción de comportamientos que podían ser considerados como más riesgosos para la salud propia (Cutler et al, 2006; Marmot, 2005). Otras experiencias por fuera de América Latina incluyen a los trabajos de Behrman et al. (1998), Blanpain (2017) y Huisman et al (2004) entre otros.

Sin embargo, una serie de estudios en los últimos años ha percibido la aparición de un fenómeno muy inusual. En Costa Rica, la mortalidad de los adultos mayores es mayor entre aquellos quienes a priori poseen un mejor nivel socioeconómico. Utilizando la esperanza de vida a los 60 años – $e(60)$ - como indicador (Rosero-Bixby y Dow, 2009; Rosero-Bixby, Dow y Rehkopf, 2013; Rosero-Bixby y Dow, 2016, Rosero-Bixby, 2018) se observa una menor mortalidad entre los grupos que a priori, presentan posiciones socioeconómicas menos afortunadas. En el más reciente

de estos trabajos, Rosero-Bixby encontró que estos resultados no sólo se dan en Costa Rica sino también en México (2018), a través del análisis de dos encuestas longitudinales específicas: la CRELES (Costa Rica: Estudio de Longevidad y Envejecimiento Saludable) costarricense y la ENASEM (Encuesta Nacional de Salud y Envejecimiento en México) mexicana. Especialmente en los varones, encontró que aquellos que presentaban un mayor nivel educativo o vivían en grandes ciudades presentaban una menor longevidad.

Rosero-Bixby establece el nivel socioeconómico a partir de tres indicadores relevados en las encuestas: el nivel educativo (medida por la cantidad de años de escolaridad), la residencia en ciudades de más de 100.000 habitantes o no (entendiendo que las grandes ciudades poseen mejores servicios y calidad de vida) y el nivel de bienestar (a partir de la posesión de bienes que van desde la posesión de inodoro en el hogar hasta la de autos y computadoras). En prácticamente todas las circunstancias la mortalidad era mayor en los grupos “mejor posicionados”. Rosero-Bixby también afirma que el gradiente socioeconómico es bastante menor en las proximidades de la vejez que en otras edades, en oposición a lo que sugieren otros autores que afirman la persistencia de dichas desigualdades, tanto en la infancia (Behm, 1980) como en la adultez (Preston y Taubman 1994; Mackenbach et al. 2008).

Este trabajo pretende, utilizando la esperanza de vida a los 65 años como indicador resumen, describir como opera el gradiente socioeconómico en la mortalidad de los adultos mayores de Argentina en la actualidad. Como la cobertura previsional es prácticamente total (Grushka et al, 2016), se espera que el ingreso previsional diferencial pueda ilustrar estas diferencias (Rofman, 1994) a nivel nacional y subnacional, aprovechando de disponer del universo de estudio.

2) **Objetivos:**

-Describir la mortalidad de los adultos mayores de Argentina a partir de su sexo, edad, ingreso previsional y región.

-Comparar el sentido de los resultados con las experiencias de Costa Rica y México.

3) **Materiales y Métodos:**

3.1) Fuentes de datos y tratamiento de las variables:

En este trabajo se utilizará una base individual de beneficiarios de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) de Argentina. Este archivo de datos dispone de características sociodemográficas básicas de los beneficiarios, como el sexo, la edad y la provincia de residencia al 01/07/2015. Además, se asignó la suma de los ingresos previsionales brutos percibidos por los beneficiarios y en caso de haber fallecido, la fecha en que se ha producido el deceso (del 01/07/15 al 30/06/16), es decir, una exposición de 1 año, tiempo más que suficiente para más de 4.5 millones de casos. Cabe destacar que dado que la cobertura previsional es prácticamente universal en Argentina, casi la totalidad de los adultos mayores se encuentra comprendido en los registros (Grushka et al, 2016).

Mediante técnicas de regresión logística, se calcula a través de dos modelos la incidencia del *logito* de los riesgos de muerte por edades simples ($1Y_x$) de la población de beneficiarios (Rofman, 1994). Se espera que con esta ecuación además se puedan identificar los riesgos individuales de cada variable interviniente en el modelo. Mediante la transformación del *logito* en probabilidades de fallecimiento por edades simples ($1q_x$) se puede estimar la mortalidad mediante un indicador resumen como la esperanza de vida a los 65 años o $e(65)$, a partir de la confección de tablas de vida (Ortega, 1987).

La operacionalización de las variables relevantes para este trabajo se hará de la siguiente manera. La variable dependiente es la mortalidad, expresada en valores dicotómicos 0 y 1 (que representa a los fallecidos en el período de exposición). El sexo se representa de igual manera, con el valor 0 para los hombres y 1 para mujeres. La edad se encuentra expresada de forma discreta, en intervalos por edades simples que van desde 65 años en adelante hasta los 99, debido a que los centenarios (si bien son muy pocos) tienen problemas de calidad en los registros. La edad inferior escogida para este estudio es de 65 años a modo de simplificación, si bien es cierto que hay casos que se retiran antes y otros que lo hacen después. A nivel regional, a fin de presentar dos grupos de similar tamaño, se decide agrupar por un lado la Ciudad Autónoma de Buenos Aires con la Provincia de Buenos Aires, formando la región “*Buenos Aires*” y en contrapartida, las restantes provincias conforman la categoría “*Resto del país*”, como una primera aproximación dicotómica. Con lo referido al ingreso previsional, se tiene en cuenta el haber bruto total correspondiente para el mes de Julio de 2015 (y la suma de

los haberes en el caso de quienes perciben más de una prestación). El haber presentado en este registro no es declarado por los mismos beneficiarios, sino que es la suma total liquidada (lo cual supone una ventaja con respecto a otras fuentes que registran ingreso, como por ejemplo las encuestas de hogares que depende del valor declarado por el respondente). Salvo aclaración expresa, cualquier mención del ingreso referirá al ingreso previsional a partir de este punto.

Como referencia temporal, la jubilación mínima para Julio de 2015 era de un valor de \$3.822 (US\$ 415 para la cotización oficial de aquella fecha). Para los modelos de regresión se opta por emplear el Logaritmo Natural de los ingresos previsionales, ya que se reflejan mejor sus variaciones relativas (Ecob y Smith, 1999). Como para este estudio se trabaja con otros subsistemas que están por fuera del SIPA, no se establece un monto mínimo o máximo para ser considerado, básicamente porque se desconoce, aunque se espera que la incidencia de estos casos extremos sea mínima.

El siguiente cuadro introduce algunas características vinculadas al nivel de desarrollo de las regiones. Se trata del ingreso previsional promedio a Julio de 2015, el porcentaje de personas que no tiene cobertura de obra social o prepaga, y la población con necesidades básicas insatisfechas en su hogar. El primero de estos indicadores se obtiene a partir de la base de datos individuales de la ANSES mientras que los otros dos aparecen publicados en el anuario de indicadores básicos en salud de la DEIS (2017), con base en los resultados definitivos del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas de 2010. Una aclaración necesaria es que la cobertura de salud es casi universal en la vejez (ya que casi la totalidad está incorporada al Programa de Atención Médica Integral, PAMI, por defecto). Y por lo tanto ni este indicador ni el porcentaje de población con NBI son indicadores diseñados para medir lo que ocurre específicamente en la vejez (Bravo Almonacid, 2015; Pantelides y Sana, 1996). Sin embargo, aquí se busca presentar las desigualdades de desarrollo de manera general para dar una mínima aproximación de la situación estructural de las regiones y las posibles carencias que enfrentan.

Cuadro 1. Variables de desarrollo económico por región. Total país.

Región	Indicadores de Desarrollo			
	% de Adultos mayores con respecto al total	% de Población con NBI (2010)	% de Población sin Obra Social o Plan médico (2010)	Haber medio en \$ (Julio 2015)
Buenos Aires	51,3	10,5	32,7	7.364
Resto del País	48,7	14,1	39,0	7.243
Total	100	12,5	36,1	7.305

Fuente: elaboración propia en base a ANSES (2016) y DEIS (2017).

La división dicotómica reparte en partes casi iguales el total de la población de adultos mayores. Las diferencias a nivel regional no parecen ser tan importantes en los distintos indicadores, si bien pareciera haber una leve “ventaja” para la región Buenos Aires. Esta es la región que presenta mejores indicadores de desarrollo: menor porcentaje de población con NBI, y menor porcentaje de personas sin obra social o plan médico. Entre los adultos mayores no hay grandes diferencias en el haber medio.

3.2) Ecuaciones de regresión:

Como en toda ecuación, los modelos logísticos presentan distintos componentes. El componente $1y_x$ expresa el resultado de cada una de las ecuaciones aquí presentadas y representa el *logito* de las probabilidades de fallecimiento para cada ecuación (Kitagawa y Hauser, 1973; Rofman, 1994). La ecuación general del modelo logístico se expresa de la siguiente manera.

$$1y_x = \beta_0 + \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \beta_n * X_n + \varepsilon$$

La constante β_0 , representa el valor en el cual la ecuación atraviesa el eje de las ordenadas (también conocida como intercepción) y ε representa un término aleatorio, representando los factores no observables o controlables que están por fuera del modelo. Los distintos β_n representan los coeficientes correspondientes para cada variable X_n o su interacción. Es decir, miden la incidencia de las distintas variables explicativas sobre la variable dependiente. El primero de estos modelos sólo considerará la edad, el sexo y la interacción entre el sexo y la edad para estimar la $e(65)$ a nivel general por sexo. Mientras que el segundo modelo incorpora a las dos regiones de residencia, al

ingreso previsional y a su interacción por sexo, dado se presume que el ingreso previsional opera de manera selectiva por sexo (Rofman, 1994). Las ecuaciones son las siguientes:

$$1) \quad {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * M * E + \varepsilon$$

$$2) \quad {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * M * E + \beta_4 * LnI + \beta_5 * M * LnI + \beta_6 * R + \varepsilon$$

La variable E representa la Edad⁴; la variable M representa a las mujeres; LnI al logaritmo natural del ingreso y R a la región “Resto del país”. Cabe aclarar que es necesaria hacer una transformación a partir del logito para obtener las probabilidades de fallecimiento por edades simples, de la siguiente manera:

$${}_1q_x = \frac{e^{-{}_1y_x}}{1 + e^{-{}_1y_x}}$$

3.3) Posibilidades de comparación con los casos de Costa Rica y México

Este estudio no se propone hacer una comparación directa con el estudio de Rosero-Bixby debido a tres razones. Las primeras dos son operacionales: el diferente rango de edad sobre la cual operan ambas fuentes y la forma de estimación del gradiente socioeconómico. Sin embargo, la más importante de todas responde al hecho que nunca fue el propósito de este trabajo replicar el estudio hecho por Rosero-Bixby sino simplemente proveer perspectiva sobre lo que ocurre en Argentina con respecto a la mortalidad en la vejez a partir de la posición socioeconómica.

En la CRELES y la ENASEM la edad base para el estudio son los 55 años de edad. Los registros de la seguridad social, en tanto, sólo alcanzan representatividad con la población entre 65 y 99 años, ya que a partir de ese momento la población de beneficiarios es prácticamente idéntica a la población total (es decir, se capta con suficiencia el universo). Si bien existen pasivos y aportantes activos antes de ese punto, es probable que la omisión sea mucho mayor y afecte la calidad de las estimaciones. En lo que si coinciden todas las fuentes (tanto las utilizadas por Rosero-Bixby como los

⁴ La edad, al estar presentada en valores discretos (que en promedio suponen un incremento de medio año), es corrida medio año en los cálculos hechos a partir de las ecuaciones para captar lo que ocurre a la edad exacta.

registros de la seguridad social) es que los centenarios presentan problemas en la calidad de los datos y en su consistencia, con la cual no son tenidos en cuenta.

También cabe señalar que la CRELES y la ENASEM construyen las variables socioeconómicas a partir de indicadores distintos a los que captan los registros de la seguridad social. Mientras que las primeras lo hacen a partir del nivel educativo de las personas, el nivel de bienestar en función a la posesión de ciertos bienes y el hecho de habitar en ciudades de más de 100.000 habitantes o no (en el caso de Costa Rica básicamente supone una comparación entre San José y el resto del país), las bases de datos individuales de ANSES obtienen el ingreso previsional percibido y la provincia de residencia de sus beneficiarios.

Si bien los estudios miden la problemática de manera diferente, se pueden establecer algunas asociaciones entre los indicadores para encontrar una mejor comparabilidad. Por ejemplo, no es desacabellado suponer que en Argentina existe una asociación marcada entre mayores ingresos previsionales percibidos y un mayor nivel educativo. De igual manera, Rosero-Bixby supone que en las ciudades de menos de 100.000 habitantes la calidad y disponibilidad de los distintos servicios (agua, electricidad, salud, medicamentos) es menor, lo cual se traduce en una desventaja en comparación a aquellos que viven en áreas más urbanizadas, quienes considera que se encuentran en una mejor posición. Una conceptualización de esa índole se asemeja mucho a la de un espacio con menores niveles de desarrollo. Pese a que ambos trabajos utilizan indicadores diferentes para su análisis, hay una asociación marcada entre las distintas variables socioeconómicas. La intención de este trabajo no es establecer una comparación directa entre las variables que constituyen al gradiente socioeconómico, sino establecer los sentidos en que operan e interpretar si la magnitud de estas diferencias es importante o no.

3.4) **Pruebas de Consistencia**

Una de las primeras preocupaciones del trabajo de Rosero-Bixby era que las estimaciones fuesen consistentes con los registros de estadísticas vitales de Costa Rica y México, y de hecho señala que hay consistencia en su trabajo con las fuentes oficiales. Es una preocupación compartida en este trabajo. Por lo tanto en el cuadro 2 se presenta a nivel agregado las defunciones (comparando las obtenidas en las bases de datos

individuales de ANSES y las presentadas en el anuario de estadísticas vitales de 2015) y la población estimada al 01/07/015 por región (comparando la población en los registros de la seguridad social y las proyecciones de población del INDEC, que son las únicas hechas a nivel subnacional). Cabe recordar que el objetivo de este punto no es que haya una coincidencia exacta entre las fuentes de datos sino que simplemente haya semejanzas entre ellas para estudiar el fenómeno.

Cuadro 2. Defunciones y Población observada por región según fuente de datos. Argentina 2015/16.

Región	Defunciones			Población 65-99 años al 01/07/2015		
	E.V. 2015 ⁵	ANSES 2015-16	Diferencia Relativa (%)	INDEC	ANSES 2015-16	Diferencia Relativa (%)
Bs. As.	124.937	123.862	0,9	2.350.829	2.380.452	-1,3
Resto	114.025	113.168	0,8	2.277.892	2.260.818	0,7
Total	238.962	237.030	0,8	4.628.721	4.641.269	-0,3

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

Pese a las aclaraciones previamente hechas se aprecia que de cualquier manera las diferencias relativas entre las fuentes parecen ser más que aceptables, siempre oscilando en porcentajes cercanos al 1%. Pese al período de exposición levemente diferente entre el anuario de estadísticas vitales y los registros de la seguridad social, las diferencias entre las fuentes parecen ser mínimas. Se distingue que las proyecciones del INDEC quedan por debajo de las observaciones de la base de datos, pero cabe recordar que se trata de estimaciones teóricas y no pareciera haber inconsistencias severas a nivel regional que necesiten corrección alguna.

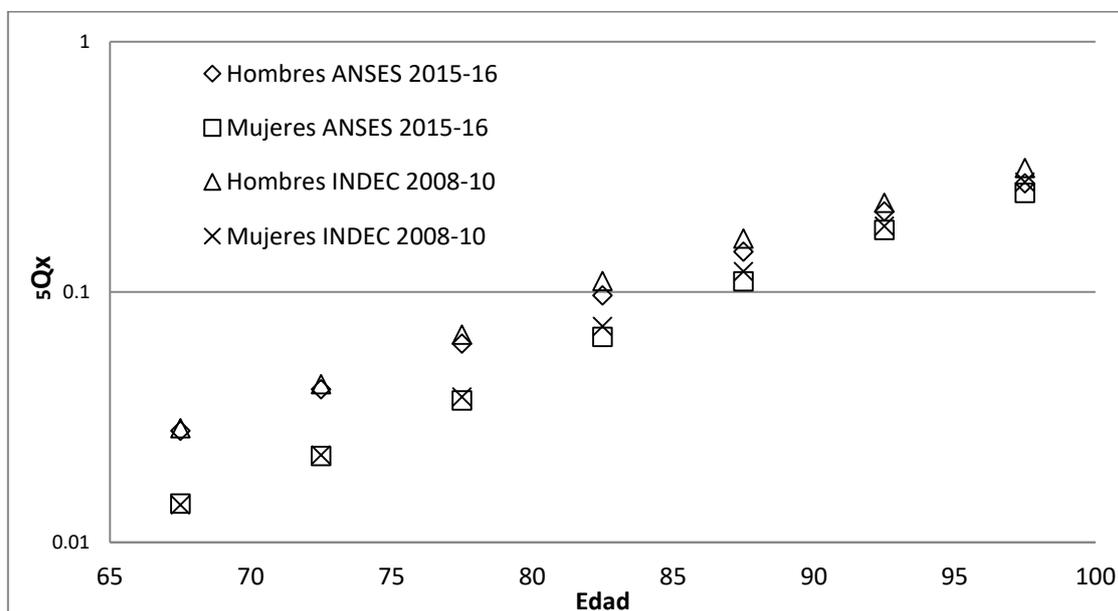
También es necesario saber si la mortalidad estimada a partir de la función logística es consistente con la población estimada y ajustada a nivel nacional. Por ello se presentan el siguiente gráfico que compara los ${}_5Q_x$ ⁶ observados por edad y sexo con las tasas centrales de mortalidad (${}_5m_x$) de las tablas del INDEC para el período 2008-2010. El punto de este ejercicio es observar la forma de las trayectorias a fin de establecer si son compatibles.

⁵ 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 (y por ende con pocas defunciones), se supone que no tendrá un impacto significativo en las tasas obtenidas.

⁶ Entendidos como el riesgo de muerte durante el período de exposición, o el complemento de la relación de sobrevivencia.

Gráfico 1:

Comparación $5Q_x$ según sexo según registros de ANSES (2015-2016) y $5m_x^7$ según sexo INDEC (2008-2010). Escala semilogarítmica. Total país.



Fuente: Elaboración propia en base a ANSES⁸ e INDEC (2013b)

El gráfico 1 indica que a edades muy avanzadas la mortalidad tiende a desacelerarse y a converger de manera suavizada y compatible con la trayectoria de una función logística (y que los datos observados se asemejan al patrón de la Tabla de Mortalidad del INDEC 2008-10). Por lo tanto se considera que los datos observados se pueden adecuar con suficiencia a modelos *logit*.

4) Resultados

4.1) Composición de la población analizada

Entre la proporción de beneficiarios mayores a 80 años, no parecen observarse grandes diferencias. La región Buenos Aires es, esperablemente, la más envejecida (básicamente porque la fecundidad es menor), en donde casi el 28% de sus beneficiarios es mayor de 80 años (destacándose el 30.7% de mujeres). En el resto del país la proporción de mayores de 80 años y de mujeres (27%) es menor en comparación a Buenos Aires. También se advierte que a nivel general la región Buenos Aires es la más

⁷ Tasa central de Mortalidad por grupos quinquenales de edad obtenida en las Tablas de Mortalidad para el período 2008-2010.

⁸ Para más información ver Cuadros 10 y 11 del Anexo

feminizada, con un 62% de beneficiarios en comparación al 59% del resto del país. Sin embargo se insiste con que se trata de diferencias relativas menores en todos los casos.

Cuadro 3. Proporción de mayores de 80 años por región y sexo y proporción de mujeres sobre el total de beneficiarios. Argentina, 2015/16.

Región	% de Beneficiarios mayores de 80 años			% de mujeres sobre el total
	Total	Hombres	Mujeres	
Bs.As.	27.7%	22.9%	30.7%	61.7%
Resto	24.1%	20.1%	26.9%	59.1%
Total	26.0%	21.5%	28.9%	60.5%

Fuente: elaboración propia en base a ANSES

Si bien los registros de Argentina no disponen del nivel educativo (como sí ocurre en la ENASEM y en la CRELES), es de esperar que el ingreso previsional y el nivel educativo presenten una fuerte asociación. Por lo tanto se utiliza la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para confirmarla. Cabe señalar que esta fuente no registra el ingreso previsional bruto (a diferencia de los registros de ANSES) sino que se capta un monto declarado por el respondente.

Cuadro 4. Haber promedio en pesos declarado en función del máximo nivel educativo cursado para mayores de 65 años. Argentina, segundo trimestre de 2015⁹.

Máximo nivel educativo cursado	Haber medio (\$)	% del total de adultos mayores
Sin instrucción	4.063	1.7%
Primario	4.478	54.4%
Secundario	5.207	28.4%
Terciario/Universitario	7.274	15.5%
Total	5.111	100% ¹⁰

Fuente: elaboración propia en base a EPH (II trimestre de 2015)

Se observa que los ingresos previsionales declarados crecen a medida que el nivel educativo, de manera casi escalonada. Aquellos adultos mayores sin instrucción perciben en promedio un ingreso previsional 45% menor que quienes llegaron a cursar estudios universitarios. Aquellos con el nivel primario o secundario declaran un ingreso previsional promedio 38% y 28% menor que aquellos que cursaron el nivel universitario, respectivamente. Más de la mitad de los adultos mayores solamente cursó el nivel primario, y sólo el 15% llegó hasta el nivel terciario/universitario. También

¹⁰ n= 6.047 casos.

cabe señalar que el haber promedio de aquellos que se declaran sin instrucción o sólo con la primaria cursada se parece bastante al haber mínimo para Julio de 2015 (\$3.822 o U\$S 415), mientras que el haber medio de los terciarios/universitarios se asemeja más a dos haberes mínimos (\$7643 o U\$S 830). Nuevamente, cabe recordar que se trata del ingreso neto declarado y susceptible de diversos errores, mientras que ANSES registra el monto liquidado.

4.2) Análisis de la Mortalidad

En este punto se procede al análisis de la mortalidad en base a los modelos *logit*. El primer modelo busca identificar la incidencia del sexo y la edad en la mortalidad de las personas. El segundo modelo incorpora las características que hacen al gradiente socioeconómico¹¹. Las categorías de referencia son los hombres y quienes habitan en Buenos Aires.

Cuadro 5. Modelos de regresión logística con distintas características como principales variables regresoras. Argentina, 2015-16

Variable	Modelo 1		Modelo 2	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)
Edad	0,090	1,094	0,091	1,096
Mujer	-2,146	0,117	-2.379	0,093
Mujer*Edad	0,021	1,021	0,021	1,022
Ingreso	**	**	-,170	0,844
Mujer*Ingreso	**	**	0,025	1,025
Resto del País	**	**	0,018	1,018
Constante	-9,611	**	-8.256	**

Fuente: elaboración propia en base a ANSES

Confeccionados los modelos, llega el momento de la interpretación de los resultados. En ambos modelos, el riesgo promedio de los hombres es poco mayor de 100% que el de las mujeres. A cada año que se agrega el riesgo de muerte aumenta un 9% para los hombres y un 12% para las mujeres, con lo que se llega a la convergencia a edades muy avanzadas. En el modelo 2, el riesgo disminuye a mayor ingreso Controlando por los demás factores, una duplicación del ingreso previsional se traduce en una reducción del riesgo del 12% para los hombres y del 10% para las mujeres. No

¹¹ Se probaron dos variantes en este punto: la primera es el modelo tal y como lo expresa el cuadro, con un solo efecto ingreso para todo el país. El segundo, con una interacción diferencial entre el ingreso y la región de residencia. Sin embargo, las estimaciones en ambos casos fueron virtualmente iguales, por lo que se aplica sólo un efecto ingreso promedio.

se aprecian diferencias importantes entre Buenos Aires y en el Resto del País (apenas un riesgo 2% mayor en promedio en esta región). Los siguientes cuadros ilustran las $e(65)$ estimadas a partir del de los modelos, evaluando distintos escenarios de ingreso, sexo y región a partir de las $1q_x$ que se obtienen después de la transformación del *logit*.

Cuadro 6. Esperanza de vida a los 65 años por sexo según Modelo 1, y las Tablas de Mortalidad de INDEC.

Fuente de Datos	$e(65)$		Diferencia
	Hombre	Mujer	
ANSES 2015-16	15.5	19.5	4.0
INDEC 2008-10	15.0	19.0	4.0
Diferencia	0.5	0.5	0.5

Fuente: elaboración propia en base a datos de ANSES e INDEC (2013b).

Se aprecia que las ganancias en la $e(65)$ en el quinquenio son moderadas, con el mismo incremento para ambos sexos prácticamente (por lo cual las diferencias por sexo persisten). En líneas generales es esperable que no existan grandes ganancias en la $e(65)$ entre ambos períodos, debido a que la reducción de la mortalidad en Argentina no es tan importante en este grupo de edad.

Cuadro 7. $e(65)$ según sexo, valores de ingreso seleccionados y región según resultados de Modelo 2. Argentina, total país, 2015-16

$e(65)$ por Sexo	Región	Ingreso previsional (en cantidad de haberes equivalentes a una prestación mínima)			Diferencia entre 4 Mínimas y 1 Mínima	
		1 Mínima	2 Mínimas	4 Mínimas	Absoluta	Relativa (en %)
Hombres	Bs. As.	15.1	16.0	16.9	1.8	11.9
	Resto	15.0	15.9	16.8	1.8	12.0
Mujeres	Bs. As.	19.0	19.8	20.5	1.5	7.9
	Resto	18.9	19.6	20.4	1.5	7.9

Fuente: elaboración propia en base a ANSES

A partir de los resultados del cuadro se puede apreciar que los riesgos por la duplicación del ingreso previsional se traducen, en promedio, aproximadamente en 0.9 años más de vida para los varones y 0.75 para las mujeres, tanto de Buenos Aires como del resto de país. Por lo tanto la diferencia entre los más ricos (quienes perciben 4 veces el ingreso mínimo, que representan el decil de ingresos previsionales más alto) y quienes perciben una haber equivalente a la mínima es de 1,8 años para los varones y 1.5 para las mujeres, o un 12% y un 8% respectivamente más de tiempo vivido.

4.3) Interpretación de los resultados con los casos de Costa Rica y México:

Cuadro 8. Sentido de la asociación entre $e(60)$ según sexo, y categorías del gradiente socioeconómico seleccionadas para Costa Rica y México.

Categoría	Años de educación	Tercil en base a posesión de bienes	Entorno urbano (más de 100.000 habitantes)
Hombres (CR)	Muy Negativo	Neutro	Negativo
Hombres (MEX)	Muy Negativo	Neutro	Negativo
Mujeres (CR)	Positivo	Positivo	Neutro
Mujeres (MEX)	Neutro	Neutro	Negativo

Fuente: elaboración propia en base a Rosero-Bixby (2018)

Rosero-Bixby encontró para México una diferencia de hasta 7 años en los varones y de 3,5 años para Costa Rica en la $e(60)$ a favor de quienes tenían un menor nivel educativo. En el caso de las mujeres, la $e(60)$ a favor de quienes presentan menor escolaridad es de menos de un 1 año en México, aunque dada la magnitud de estas diferencias se las considera como neutras. En cambio, en Costa Rica encontró una diferencia cercana a 1,5 años a favor de las mujeres con mayor nivel educativo. También encontró una diferencia de 2 años en la $e(60)$ en favor de las personas que viven en ciudades más pequeñas para los varones y mujeres en México y sólo para los varones en Costa Rica, mientras que para las mujeres de dicho país no pareciera haber diferencia alguna. Con respecto al indicador restante, las estimaciones de Rosero-Bixby no parecen arrojar diferenciales de importancia en ninguna de las categorías en la $e(60)$ excepto en las mujeres de Costa Rica, en donde la asociación entre menor mortalidad y bienestar en base a adquisición de bienes parece ser positiva.

Aún extrapolando los resultados de Argentina para esta edad base, claramente se aprecia que la diferencia a nivel regional es mucho menor y que el gradiente de ingreso en ambos sexos no se traduce en diferencias importantes (aunque ciertamente existentes). Además, el gradiente pareciera operar no sólo en el mismo sentido para las mujeres de Argentina y Costa Rica sino también con magnitudes relativamente similares.

5) Conclusiones y discusión futura

Este trabajo se propuso estimar el gradiente socioeconómico en la mortalidad de los adultos mayores de Argentina, con el objeto de profundizar el conocimiento sobre la temática. Para ello se utilizó el ingreso previsional liquidado como variable socioeconómica de referencia y se dividió en el país en dos regiones similares en tamaño: Buenos Aires y el resto del país. Se observó también una asociación entre el nivel educativo cursado y el ingreso previsional, según microdatos de la EPH.

El análisis de la mortalidad se hizo a través de modelos *logit*. Con respecto al ingreso previsional, la magnitud de este gradiente es pequeña pero persistente. Los hombres que pertenecen al decil más alto de ingresos previsionales viven 1,8 años más en comparación a quienes perciben una prestación mínima, mientras que para las mujeres esta diferencia es de 1,5 años (por lo cual no parece haber grandes diferencias por sexo). Se obtuvo que casi no hay diferencias en la mortalidad por vivir en Buenos Aires como en el resto del país (aunque a nivel subregional probablemente no ocurra lo mismo). También que la $e(65)$ de las mujeres es en promedio 4 años mayor a la de los hombres. En adición, se comparó el sentido de los resultados con los obtenidos por Rosero-Bixby para México y Costa Rica, que sugieren que los gradientes del nivel socioeconómico no operan de la misma manera, sino que sugieren que o son despreciables o incluso operan en sentido opuesto. No es el propósito de este trabajo desacreditar ninguno de sus hallazgos, sino presentar evidencia que indica que en Argentina ocurre otra situación, aprovechando la disponibilidad del universo gracias a los registros de la seguridad social. Sin embargo, hay coincidencias en señalar que la magnitud del gradiente socioeconómico de la vejez es relativamente pequeño, en comparación a otras etapas tempranas de la vida donde las diferencias tienden a ampliarse. Y que entender las causas de dichos determinantes es un paso en común para la profundización de esta temática.

5) Referencias bibliográficas:

Behm, H. (1980). Socio-economic determinants of mortality in Latin America. *Population Bulletin of the United Nations* 13: 1–15.

Behrman J.C, Sickles R., P. Taubman (1998) “Causes, Correlates and Consequences of Death among Older Adults: Some Methodological Approaches and Substantive Analyses”. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers; 1998. pp. 109–129.

Blanpain, N. (2017) “En France, un cadre vit six ans de plus qu’un ouvrier” publicado en *NIUSSP Digital Magazine*, Enero 2017.

Dirección de Estadísticas e Información en Salud (2016) *Anuario de Estadísticas Vitales, Información Básica año 2015*, Serie 5, N°59. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Ministerio de Salud.

----- (2018) *Información Básica año 2017*, Serie 5, N°61. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Ministerio de Salud.

Frenk, J.; R. Lozano y J.L. Bobadilla (1994) “La transición epidemiológica en América Latina”. En *Notas de Población* 60:79-101. CELADE.

García Pereira, A. y Correia Alves, L (2016). “Condição de vida e saúde dos idosos: uma revisão bibliográfica” Textos Nepo N° 75 Núcleo de Estudos de População “Elza Berquó” / Unicamp.

Gomes, M.M.F. (2011) *Passado e presente: uma análise dos determinantes da mortalidade entre idosos com base nos dados da SABE 2000-2006*. Tesis de Doctorado, CEDEPLAR, UFMG, Belo Horizonte, Brasil.

Grushka, C., Baum, D. y L. Sanni (2013). “Vivir y morir en las comunas de la Ciudad de Buenos Aires: un estudio de diferenciales”. Ciudad Autónoma de Buenos Aires, *Revista Población de Buenos Aires*. Año 10, n° 18 - pp. 33-44.

Grushka, C. (2016) “Perspectivas del Sistema Integrado Previsional Argentino y de ANSES, años 2015-2050”. Informe Técnico, Ciudad Autónoma de Bs.As, Dirección de Estudios de la Seg. Social, Administración Nacional de la Seguridad Social-ANSES.

Grushka, C., Gaiada, J.C. y A. Calabria (2016) *Sistema(s) previsional(es) en la Argentina y cobertura: análisis de las diversas fuentes de datos y de los diferenciales por edad, sexo y jurisdicción*. Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Dirección de Estudios de la Seguridad Social.

Huisman M, Kunst AE, Andersen O, Bopp M, Borgan JK y C. Borrell (2004) “Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations”. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2004; 58(6): 468-75.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2013a): *Estimaciones y Proyecciones de Población 2010-2040*. N° 35 Serie Análisis Demográfico Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos – INDEC.

----- (2013b) *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.

- Kitagawa, E. M. y P.M. Hauser (1973). *Differential Mortality in the United States: A Study of Socio-economic Epidemiology*. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts
- Mackenbach, J.P., Stirbu, I., Roskam, A.J.R., Schaap, M.M., Menvielle, G., Leinsalu, M. y Kunst, A.E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *New England Journal of Medicine* 358(23): 2468–2481.
- Manzelli, H. (2014) “Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina” en *Revista Latinoamericana de Población* N° 8(4): pp 129-163.
- Marmot, M. (2005) “Social determinants of health inequalities” en *The Lancet* N° 365:1099-1104.
- Ortega, A (1987) *Tablas de Mortalidad*. CELADE, Costa Rica.
- Palloni, A. (1984), «Design problems and data collection strategies in studies of mortality differentials: Developing countries», en Vallin, J.; Pollard, J. H. y Heligman, L., *Methodologies for the collection and analysis of mortality data*, Ordina, Liege: International Union for the Scientific Study of Population.
- Peláez, E y Acosta, L. (2011) “Educación y mortalidad diferencial de adultos: Provincia de Córdoba, República Argentina” *Papeles de Población* vol. 17 N° 70, Toluca, oct-dic 2011.
- Preston, S. H. y 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.
- Rosero-Bixby, L. (2018) “High life expectancy and reversed socio-economic gradients of elderly people in Mexico and Costa Rica”. *Demographic Research* Vol. 38, N°3 pp. 95-108. Rostock, Germany.
- Rosero-Bixby, L. and 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): pp. 105–117.
- Rosero-Bixby, L. and Dow, W.H. (2016). Exploring why Costa Rica outperforms the United States in life expectancy: A tale of two inequality gradients. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 113(5): pp. 1130–1137.
- Rosero-Bixby, L. Dow, W.H y Rehkopf, D. (2013) The Nicoya region of Costa Rica: a high longevity island for elderly males. *Vienna Yearbook of Population Research 2013 (Vol. 11)*, pp. 109–136
- Sandoval, M.H. and Turra, C.M. (2015). El gradiente educativo en la mortalidad adulta en Chile. *Revista Latinoamericana de Población* 17: pp. 7–35.
- Wilkinson, R.G y K.Pickett (2008) “Income inequality and Socioeconomic Gradients in mortality” en *American Journal of Public Health*, April; 98(4): 699–704.

6) Anexo estadístico:

Cuadro 9. Caracterización sociodemográfica de la población analizada. Total país. Argentina, 2015-16

Categoría	Total casos	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.	C.V.
Defunciones	4.641.269	0	1	0,0511	0,22	431%
Sexo	4.641.269	0	1	0,6046	0,49	81%
Edad	4.641.269	65	99	75,31	7,34	10%
Ingreso ¹²	4.636.636	121,05	436524,61	7166,12	6482,49	90%
Buenos Aires	4.641.269	0	1	0,5129	,500	97%
Resto	4.641.269	0	1	0,4871	,407	294%

Fuente: elaboración propia en base a ANSES (2016).

Cuadro 10. Población de beneficiarios por grupos de edad, sexo y región. Total país. Argentina, 2015-16

Edad	Buenos Aires			Resto del País		
	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres
65 a 69	674.122	274.533	399.589	695.626	297.249	398.376
70 a 74	593.556	251.067	342.489	587.243	260.806	326.438
75 a 79	453.463	178.148	275.315	432.454	179.105	253.349
80 a 84	340.220	119.745	220.475	298.077	110.662	187.415
85 a 89	213.878	63.921	149.956	169.340	54.618	114.722
90 a 94	86.836	21.526	65.310	64.362	17.403	46.959
95 a 99	18.376	3.541	14.835	13.716	3.076	10.640
Total	2.380.451	912.481	1.467.970	2.260.818	922.919	1.337.899

Fuente: elaboración propia en base a ANSES (2016).

Cuadro 11. Cantidad de defunciones por grupos de edad, sexo y región. Total país. Argentina, 2015-16

Edad	Buenos Aires			Resto del País		
	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres
65 a 69	13.635	7.901	5.734	14.341	8.545	5.796
70 a 74	17.668	10.243	7.425	18.386	10.901	7.485
75 a 79	20.930	11.064	9.866	20.869	11.235	9.634
80 a 84	25.297	11.335	13.962	23.288	10.701	12.587
85 a 89	25.540	9.194	16.346	20.838	8.027	12.811
90 a 94	16.036	4.491	11.545	11.976	3.681	8.295
95 a 99	4.756	1.001	3.755	3.470	818	2.652
Total	123.862	55.229	68.633	113.138	53.908	59.260

Fuente: elaboración propia en base a ANSES (2016).

¹² En pesos, haber mensual total asignado al 01/07/2015

Cuadro 12. Probabilidades de fallecimiento por edades simples ($1q_x$) transformadas en base a los modelos M1 y M2 por ingreso y región. Varones 2015-16, Total país.

<i>Edad</i>	<i>Región</i>						<i>Total País</i>
	<i>Bs. As 1 min</i>	<i>Bs. As. 2 mínimas</i>	<i>Bs.As 4 mínimas</i>	<i>Resto 1 mínima</i>	<i>Resto 2 mínimas</i>	<i>Resto 4 mínimas</i>	
65	0,02279	0,02032	0,01810	0,02319	0,02067	0,01842	0,02189
66	0,02492	0,02222	0,01980	0,02535	0,02260	0,02015	0,02391
67	0,02724	0,02429	0,02166	0,02771	0,02471	0,02203	0,02610
68	0,02977	0,02656	0,02368	0,03029	0,02702	0,02409	0,02849
69	0,03253	0,02902	0,02589	0,03309	0,02953	0,02634	0,03109
70	0,03553	0,03171	0,02830	0,03614	0,03226	0,02879	0,03393
71	0,03880	0,03465	0,03092	0,03947	0,03524	0,03146	0,03701
72	0,04236	0,03784	0,03378	0,04308	0,03849	0,03436	0,04036
73	0,04622	0,04131	0,03690	0,04701	0,04201	0,03753	0,04399
74	0,05043	0,04509	0,04029	0,05128	0,04585	0,04097	0,04794
75	0,05499	0,04919	0,04397	0,05591	0,05002	0,04472	0,05223
76	0,05994	0,05364	0,04798	0,06094	0,05455	0,04879	0,05687
77	0,06530	0,05848	0,05233	0,06639	0,05946	0,05322	0,06190
78	0,07111	0,06372	0,05706	0,07228	0,06478	0,05801	0,06735
79	0,07739	0,06940	0,06218	0,07866	0,07055	0,06322	0,07323
80	0,08417	0,07554	0,06773	0,08554	0,07678	0,06885	0,07959
81	0,09149	0,08218	0,07373	0,09297	0,08352	0,07495	0,08644
82	0,09938	0,08934	0,08022	0,10097	0,09079	0,08154	0,09383
83	0,10787	0,09706	0,08723	0,10958	0,09862	0,08865	0,10178
84	0,11698	0,10537	0,09479	0,11882	0,10705	0,09632	0,11031
85	0,12676	0,11431	0,10293	0,12873	0,11611	0,10458	0,11947
86	0,13723	0,12390	0,11169	0,13934	0,12583	0,11345	0,12928
87	0,14842	0,13416	0,12108	0,15067	0,13623	0,12298	0,13977
88	0,16035	0,14514	0,13115	0,16274	0,14735	0,13318	0,15096
89	0,17304	0,15686	0,14193	0,17559	0,15921	0,14409	0,16287
90	0,18652	0,16933	0,15343	0,18921	0,17183	0,15574	0,17553
91	0,20079	0,18258	0,16568	0,20364	0,18523	0,16814	0,18896
92	0,21586	0,19662	0,17871	0,21887	0,19943	0,18132	0,20315
93	0,23174	0,21146	0,19252	0,23490	0,21443	0,19528	0,21813
94	0,24841	0,22711	0,20714	0,25172	0,23023	0,21005	0,23389
95	0,26587	0,24356	0,22255	0,26933	0,24683	0,22562	0,25042
96	0,28409	0,26079	0,23877	0,28769	0,26421	0,24199	0,26771
97	0,30304	0,27880	0,25578	0,30678	0,28236	0,25916	0,28574
98	0,32269	0,29754	0,27357	0,32656	0,30125	0,27709	0,30448
99	0,34298	0,31700	0,29210	0,34698	0,32083	0,29577	0,32389

Fuente: elaboración propia en base a Modelo 1 y 2.

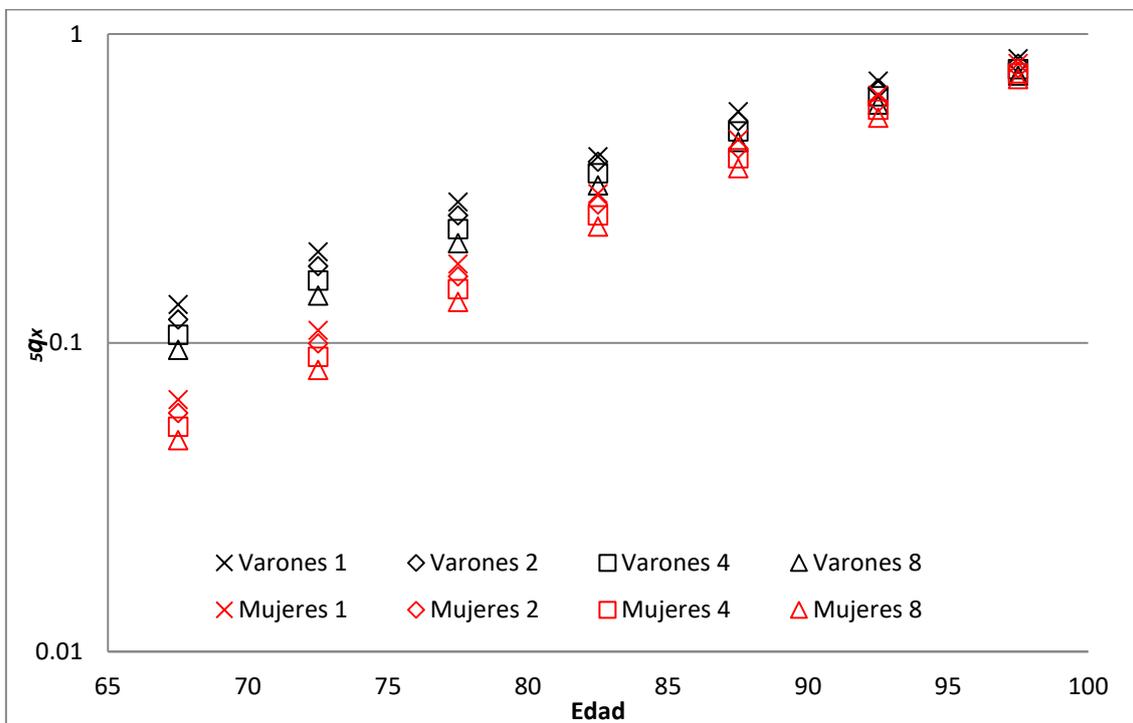
Cuadro 13. Probabilidades de fallecimiento por edades simples ($1q_x$) transformadas en base a los modelos M1 y M2 por ingreso y región. Mujeres 2015-16, Total país.

<i>Edad</i>	<i>Región</i>						<i>Total País</i>
	<i>Bs. As 1 min</i>	<i>Bs. As. 2 mínimas</i>	<i>Bs.As 4 mínimas</i>	<i>Resto 1 mínima</i>	<i>Resto 2 mínimas</i>	<i>Resto 4 mínimas</i>	
65	0,01041	0,00942	0,00853	0,01059	0,00959	0,00868	0,01004
66	0,01163	0,01054	0,00954	0,01184	0,01072	0,00971	0,01120
67	0,01300	0,01178	0,01067	0,01323	0,01199	0,01086	0,01250
68	0,01453	0,01316	0,01192	0,01479	0,01340	0,01213	0,01395
69	0,01624	0,01471	0,01333	0,01652	0,01497	0,01356	0,01557
70	0,01814	0,01644	0,01490	0,01846	0,01673	0,01516	0,01736
71	0,02026	0,01837	0,01664	0,02062	0,01869	0,01694	0,01937
72	0,02263	0,02051	0,01859	0,02302	0,02087	0,01892	0,02159
73	0,02526	0,02290	0,02077	0,02570	0,02330	0,02113	0,02407
74	0,02819	0,02557	0,02319	0,02867	0,02601	0,02359	0,02682
75	0,03144	0,02853	0,02588	0,03199	0,02903	0,02633	0,02988
76	0,03507	0,03183	0,02888	0,03567	0,03238	0,02938	0,03327
77	0,03909	0,03549	0,03222	0,03976	0,03610	0,03277	0,03704
78	0,04355	0,03956	0,03593	0,04429	0,04024	0,03654	0,04121
79	0,04849	0,04407	0,04004	0,04931	0,04482	0,04073	0,04583
80	0,05397	0,04908	0,04461	0,05488	0,04991	0,04537	0,05094
81	0,06002	0,05461	0,04967	0,06103	0,05553	0,05051	0,05659
82	0,06671	0,06073	0,05526	0,06782	0,06175	0,05619	0,06282
83	0,07408	0,06749	0,06145	0,07530	0,06861	0,06248	0,06969
84	0,08219	0,07494	0,06829	0,08353	0,07618	0,06942	0,07725
85	0,09111	0,08314	0,07582	0,09258	0,08450	0,07707	0,08555
86	0,10088	0,09215	0,08411	0,10250	0,09364	0,08548	0,09465
87	0,11158	0,10203	0,09321	0,11334	0,10366	0,09471	0,10461
88	0,12325	0,11283	0,10319	0,12518	0,11461	0,10483	0,11548
89	0,13596	0,12462	0,11409	0,13805	0,12656	0,11589	0,12732
90	0,14976	0,13745	0,12599	0,15202	0,13955	0,12795	0,14019
91	0,16469	0,15137	0,13894	0,16713	0,15365	0,14107	0,15412
92	0,18079	0,16642	0,15299	0,18342	0,16889	0,15529	0,16917
93	0,19809	0,18266	0,16817	0,20091	0,18531	0,17066	0,18536
94	0,21661	0,20009	0,18454	0,21962	0,20294	0,18721	0,20273
95	0,23635	0,21875	0,20211	0,23956	0,22178	0,20498	0,22128
96	0,25730	0,23863	0,22090	0,26069	0,24185	0,22396	0,24102
97	0,27943	0,25971	0,24092	0,28300	0,26312	0,24416	0,26192
98	0,30268	0,28196	0,26213	0,30642	0,28555	0,26556	0,28396
99	0,32699	0,30534	0,28451	0,33089	0,30910	0,28812	0,30708

Fuente: elaboración propia en base a Modelo 1 y 2.

Gráfico 5:

$5q_x$ por sexo y cantidad de haberes previsionales equivalentes a la mínima percibidos según registros de ANSES (2015-2016). Escala semilogarítmica. Región Buenos Aires.



Fuente: elaboración propia en base a Cuadro 11 y Cuadro 12