Título: *“Descomposición de efectos en la viudez en la mortalidad de adultos mayores de Argentina, 2015-16”[[1]](#footnote-1)/ “Decomposition of widowhood effects in old age mortality in Argentina,2015-16”*

Autor: Octavio Nicolas Bramajo[[2]](#footnote-2).

Fecha: 19/06/2020

**Palabras Clave:** mortalidad, viudez, longevidad, tablas de vida, conceptos matemáticos.

**Keywords:** mortality, widowhood, longevity, life tables, mathematical concepts.

**Resumen/Abstract:**

Objetivo: Este trabajo analizó y describió la mortalidad diferencial de los adultos mayores de 65 años durante el período 2015-2016 (de Julio a Junio del año siguiente), y particularmente buscando diferenciales en el riesgo entre aquellos individuos que perdieron a su pareja (viudos y viudas) en Argentina.

Métodos: Para ello se emplearon fuentes de datos inusuales para los estudios demográficos y epidemiológicos: registros administrativos compilados en una base de datos individuales de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). Con este instrumento, se pretendió observar los diferenciales de mortalidad por sexo, edad y distintos tipos de prestación previsional entre los mayores de 65 años. Se realizaron comparaciones entre tres grupos: los que perdieron a su pareja (y perciben pensiones por viudez) y quienes no lo han hecho (dos grupos de beneficiarios de otras prestaciones).

Resultado: Dadas las estructuras disimiles por edad presentes en los grupos, se aplicó una serie de métodos que intentaron descomponer y controlar los efectos de la estructura por edad a nivel agregado (método directo de estandarización, descomposición de Kitagawa, tabla de vida). Se obtuvo que quienes percibían pensiones por viudez presentan un riesgo de muerte mayor que en el resto de la población de beneficiarios, menor esperanza de vida y mayor incertidumbre en el tiempo vivido. Estos resultados son más amplios para los varones que para las mujeres.

Conclusión: Este estudio, pese a ciertas limitaciones, permite estimar por primera vez en Argentina los riesgos diferenciales entre los adultos mayores que perdieron a su cónyuge.

1. **Introducción:**

El envejecimiento poblacional probablemente sea el fenómeno demográfico más importante y problemático del Siglo XXI. Sin embargo, en la dinámica demográfica, aún persisten ciertas diferencias en el tiempo que viven las personas, de diferente edad, sexo y clase social (1,2). No todos los individuos en una población en particular poseen el mismo riesgo, es decir, son más frágiles que otros (3). Considerando la pandemia causada por el virus Covid-19 (y en términos de salud pública en general), adquiere sumo interés el poder identificar grupos con una mayor fragilidad dentro de una población que ya es considerada como particularmente vulnerable a la enfermedad (4,5,6).

Se debe aclarar que el objetivo de este trabajo precede a la pandemia actual. El mismo ha sido eminentemente descriptivo y se propuso analizar la mortalidad diferencial de los adultos mayores de 65 años para el período 2015-2016 (de Julio a Junio del año siguiente) utilizando el tipo de prestación como un indicador de la viudez de las personas. Para ello se utilizaron fuentes de datos también inusuales para los estudios demográficos y epidemiológicos: registros administrativos provistos por la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). Con este instrumento, se observaron los diferenciales de mortalidad por sexo, edad y tipo de prestación entre los mayores de 65 años de Argentina.

Si bien la seguridad social en Argentina se engloba en sistema complejo y presenta varios subsistemas, es posible identificar tres grandes grupos (entre otras caracterizaciones posibles) de beneficiarios en el sistema de jubilaciones y pensiones de dicho país. En primer lugar, se identificó a aquellas personas que perciben una jubilación ordinaria (JO) tras cumplir con los estrictos requisitos de edad mínima (65 para los varones y 60 para las mujeres) y 30 años de contribuciones comprobables. En segundo lugar, al creciente grupo de individuos que cumplen con los requisitos de edad, pero no de tiempo de contribución (con las desventajas correspondientes en el curso de la vida por no disponer de un empleo formal u otros beneficios), y han encontrado la manera de percibir una prestación no contributiva de monto mínimo o semi-contributiva (aquí se encuentra el grupo de los beneficiarios de la “Moratoria” previsional), también habitualmente de monto equivalente a una jubilación mínima. En tercer lugar, quienes percibían una pensión debido al deceso del cónyuge (PS), de monto equivalente al 70 por ciento del salario o beneficio jubilatorio del fallecido. Considerando que la cobertura por pensión en Argentina es virtualmente universal en adultos mayores de 65 años (7), básicamente todos los individuos de dicho grupo perciben como mínimo una prestación entre estos tres tipos (cabe aclarar que estos beneficios no son excluyentes).

Esperamos que el indicador “tipo de beneficio” pudiera aproximar adecuadamente la condición del pesar y la aflicción causado por la pérdida del cónyuge (fenómeno conocido como “bereavement” en inglés), bajo el supuesto de que aquellos que han perdido a su cónyuge presentan un mayor riesgo de muerte (8,9,10) que quienes no. En clave Durkheimniana, estos individuos pierden el *“efecto protector*” que tienen las personas que al estar casadas o unidas se traduce en una menor mortalidad (11). Si bien no existen estudios que exploren este tópico en Argentina a ningún nivel. Sin embargo, en América Latina, podemos mencionar algunos esfuerzos previos (12, 13) que sustentan la hipótesis que aquellos quienes declararon haber perdido a su pareja presentan un mayor riesgo de muerte, aunque con ciertas limitaciones en lo que respecta a la escala de estas afirmaciones.

Este abordaje presentó ventajas y limitaciones: la principal ventaja es que dado que la cobertura previsional entre mayores de 65 años en Argentina es casi universal y como se contó con registros administrativos, la omisión fue minimizada y se dispuso de más de 4.5 millones de años/persona para realizar estimaciones (desde el 1 de Julio de 2015 al 30 de Junio de 2016). También representó una ventaja el hecho de que casi la totalidad de quienes percibieran una prestación por viudez fuesen efectivamente viudos (el 96% de los viudos mayores de 65 años declaró estar percibiendo una prestación por viudez a raíz de la pérdida de su cónyuge, de acuerdo a la última Encuesta Nacional de Protección y Seguridad Social - ENAPROSS[[3]](#footnote-3))

La principal desventaja de estimar el impacto de la viudez en la mortalidad basado solamente en registros de la seguridad social se basa en el hecho de que múltiples eventos pueden ocurrir a lo largo de la vida después de la pérdida del cónyuge y no se encuentran captados por los registros de pensiones: es posible que el viudo/viuda haya encontrado una nueva pareja y no haya renunciado a su beneficio debido a su carácter permanente; que la pareja nunca haya estado casada y por lo tanto el miembro fallecido no haya dejado beneficio previsional alguno a su sobreviviente, o que la pareja solamente se haya casado para otorgar una pensión por viudez como un *“regalo”* antes de la muerte del causante (una práctica que si bien es inusual, existe) hacia quien lo recibe (es decir, suponiendo que no hay un vínculo *“emocional/romántico*” entre los individuos).

En adición, los registros no pueden estimar la situación del hogar ni la composición familiar de los beneficiarios (ni podemos determinar a ciencia cierta el estado civil de los beneficiarios de grupos restantes). No es sencillo determinar el impacto de dichos aspectos en la relación de mortalidad PS/JO, debido a la falta de fuentes de datos complementarias en Argentina, particularmente considerando que no existen estudios previos en el país sobre este tópico en particular. Sin embargo, es razonable asumir que la suma de estos factores confusores indica que cualquier sesgo potencial entre los grupos ha tendido a compensarse (principalmente por la amplísima cantidad de años/persona de exposición o incluso concentrarse en el grupo de los que percibían una JO (es decir, individuos que perdieron a su pareja pero no percibían una prestación por viudez a causa de ello o el caso en que la pareja se hubiese separado *de facto* antes de que uno de sus miembros haya fallecido), por lo cual los sesgos podrían encubrir diferenciales aún mayores. Debido a esto, el principal aporte de este estudio no se basó en realizar una estimación de la mortalidad en términos absolutos, sino encontrar diferenciales aproximados en el riesgo entre los grupos de mayores de 65 años (con particular énfasis en quienes perdieron a su cónyuge) a nivel nacional.

**Materiales y Métodos:**

Para este estudio se analiza el registro anual de beneficiarios provisto por ANSES. Dicho registro refiere a una fecha específica (1 de Julio) y presenta información sociodemográfica básica sobre los beneficiarios. Tras unir el CUIL (código único de identificación con una (también provista por el organismo) se puede establecer que beneficiarios que se encontraban vivos al 1 de Julio fallecieron a lo largo de un período de 365 días.

En Argentina, como se mencionó, los individuos pueden gozar más de un beneficio previsional. Por ejemplo, una persona puede percibir una PS pero también un beneficio por Moratoria debido a que satisfizo los requisitos de edad necesarios pero no de tiempo de contribución para disfrutar de una JO. Para los propósitos de este estudio, entonces, toda persona que reportó percibir una PS fue considerado un viudo/viuda, independientemente de si se trata de su beneficio principal (en términos monetarios). En caso de que percibieran más de un beneficio, se sumará para obtener el monto total. Esto significa que si bien es cierto que los beneficiarios de PS nominalmente perciben un monto menor al de una JO, los beneficiarios de PS (que perciben más de un beneficio) nominalmente presentan un mayor ingreso previsional que quienes perciben una JO, que para este trabajo sólo se limitó a quienes gozaban de uno o más beneficios, sean provenientes del Sistema Integrado de Previsión Argentino (SIPA) o de provincias no transferidas (siempre y cuando no correspondan a una PS). Por lo tanto, se consideraron los siguientes tres grupos: quienes gozaban de una PS (y pueden percibir o no algún beneficio adicional), quienes percibían exclusivamente una JO y quienes percibían una prestación no contributiva o de moratoria (MOR/PNC). Para el tiempo estimado, se trabajó bajo el supuesto de que no hubo cambios de estado entre los grupos durante el período de exposición.

Las medidas principales para visualizar la mortalidad a nivel agregado entre los grupos fueron tres: La primera consistió en estimar las tasas de mortalidad (entendidas en este caso como el cociente de eventos sobre la población expuesta) estandarizadas para la población entre los 65 y 99 años (los centenarios fueron excluidos de este estudio debido a ciertos problemas de consistencia con los datos). Debido a que cada grupo presenta distintas composiciones por edad y sexo (como ilustra la Tabla 1) cada grupo, el método directo de estandarización (14, 15), resulta una medida sencilla pero apropiada para estimar diferenciales en primera instancia. Se utilizó el número total de años persona del período en el registro, dividido por grupos de edad de 5 años.

Sin embargo, las tasas estandarizadas pueden variar según el estándar elegido de manera arbitraria (16). Es por eso que complementariamente para estimar a nivel agregado la mortalidad se utilizó el procedimiento de Kitagawa (17) para descomponer las tasas entre los grupos y separar sencillamente el efecto edad del fenómeno en cuestión (sin que los resultados dependieran de la estandarización escogida). Este método es particularmente útil para descomponer entre grupos/poblaciones cuando sólo se dispone de un año de exposición, como es el caso.

El método matemático de Kitagawa permitió descomponer la diferencia entre dos tasas de mortalidad de la siguiente manera:







Siendo CE el componente edad entre la sumatoria por grupos de edad de tasas de mortalidad de dos poblaciones G1 y G2, siendo M la mortalidad observada y N la exposición, mientras que CT el componente atribuible a las tasas de mortalidad (con el efecto edad ya separado) y la suma de estos componentes es la diferencia de tasas de mortalidad entre los grupos.

Por último, una tercera manera de descomponer los efectos de la edad en la estimación de la mortalidad es el clásico método demográfico de las tablas de mortalidad/tablas de vida. Por lo cual se calcularon tablas de vida utilizando el procedimiento clásico para grupos de 5 años de edad (18), utilizando la esperanza de vida a los 65 años como indicador resumen de la mortalidad entre los grupos y el último grupo de edad (de 95 a 99 como el intervalo de cierre para las estimaciones de la tabla de mortalidad). Además, la tabla de vida permite obtener fácilmente la variación en el tiempo vivido (lifespan variation), expresada también en años (e-dagger en este caso), como la esperanza de vida. A mayor dispersión, mayor es la incertidumbre con respecto al momento de la muerte, lo cual se refleja en una mayor vulnerabilidad de la población (19,20,21).

Todos los procesamientos se hicieron con el software libre R (22) y tanto las defunciones como los tiempos de exposición se presentan en el anexo estadístico.

**4) Resultados**

**4.1) Composición de la población analizada**

La tabla 1 ilustra algunos detalles sobre la composición de los tres grupos. Se observó que el grupo PS es el de edad media más elevada y el de mayor composición femenina, lo cual es esperable (de hecho el único grupo con preponderancia masculina es el de las JO, lo cual expresa como la formalización del trabajo a lo largo del tiempo se ha concentrado en los varones principalmente). El grupo de beneficiarios de JO representa aproximadamente el 32% de la población, el de MOR/PNC el 42% y el grupo de beneficiarios de PS el 25% de la población restante. También que el ingreso medio individual entre los grupos que perciben una PS y quienes perciben una JO es virtualmente el mismo, e incluso duplican al grupo restante (MOR/PNC). Se presentaron los valores relativos para facilitar la comparación.

**Tabla 1** Características generales sobre los grupos de beneficiarios, Argentina 2015-16

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Beneficio | Exposición de Años-Persona | % de Mujeres | Edad Promedio | Ratio de Ingreso Previsional[[4]](#footnote-4) |
| JO | 1501832 | 37.2 | 75.2 | 1 |
| MOR/PNC | 1966539 | 61.9 | 72.4 | 0.392 |
| PS | 1172898 | 87.9 | 78.6 | 0.998 |
| **Total** | **4641269** | **60.5** | **75.3** | **0.761** |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES.

**4.2) Análisis de la mortalidad**

Como primera medida, se estimaron las tasas de mortalidad dividida en grandes grupos de edad, tal como expresa la tabla 2. Se reportaron un total de 237.030 defunciones en el período (casi el 5% del total de la población de beneficiarios).

Los resultados de la tabla 2 indican la existencia de efectos de edad y de composición potencialmente importantes, como la menor mortalidad del grupo MOR/PNC (el grupo que se presume con las condiciones de vida menos favorables a priori) y la posible exageración de la mortalidad en los beneficiarios de pensiones por viudez (PS) debido a su mayor edad, lo cual reforzó la necesidad de establecer medidas estandarizadas para una comparación razonable.

**Tabla 2.** Tasas de mortalidad (x 1000) por grandes grupos de edad, sexo y tipo de beneficio. Argentina, 2015-2016

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Sexo** | **Edad** | **Beneficio** | | | |
| JO | MOR/PNC | PS | Total |
| **Hombres** | 65-79 | 38.8 | 42.9 | 55.0 | 41.6 |
| 80-99 | 121.1 | 121.6 | 143.2 | 124.8 |
| **Total** | **61.1** | **50.5** | **95.6** | **59.5** |
| **Mujeres** | 65-79 | 19.3 | 22.1 | 27.4 | 23.0 |
| 80-99 | 91.8 | 91.9 | 107.9 | 101.1 |
| **Total** | **40.6** | **32.1** | **64.1** | **45.6** |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES.

La Tabla 3 presenta los resultados estandarizados por la población total de expuestos, y permitió visualizar el riesgo observado en términos de tasas y de riesgos relativos entre grupos. Tras el procedimiento se visualiza de manera más clara que el riesgo de mortalidad de quienes perciben una PS (los viudos) fue casi 1.2 veces mayor tanto para varones como para mujeres (no así para ambos sexos, donde la composición por sexo es radicalmente distinta). De igual manera, el riesgo fue levemente mayor para quienes percibían una PS en comparación a quienes percibían una prestación de tipo MOR/PNC. En comparación con el total, se obtuvo que las diferencias han sido más notorias para los hombres que para las mujeres.

**Tabla 3.** Tasas estandarizadas de mortalidad (\* 1000) y Ratios por sexo y tipo de beneficio en mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Sexo** | **Tasas Estandarizadas \* 1000** | | | | | | |
| JO | MOR/PNC | **PS** | Total | Ratio PS/JO | Ratio PS/MOR | Ratio PS/Total |
| **Hombres** | 61.0 | 68.1 | **72.5** | 64.8 | 1.19 | 1.06 | 1.12 |
| **Mujeres** | 37.9 | 43.1 | **44.3** | 42.5 | 1.17 | 1.03 | 1.04 |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES.

Sin embargo, como se mencionó, la elección de la estructura estándar es arbitraria, y por lo tanto la descomposición de Kitagawa permite ilustrar el posible efecto “viudez” de mejor manera, como ilustra la figura 4, separando la diferencia total por prestación en comparación al grupo, cuanto de esa diferencia se explica por el efecto edad, cuanto por las propias tasas de mortalidad y una estimación entre el ratio del efecto tasa agregado a la mortalidad de la categoría correspondiente sobre el valor de esto último (obtenido de la tabla 2).

La descomposición de Kitagawa ha confirmado que en todos los casos, si bien la diferencia de la tasa bruta entre los beneficiarios de PS y el resto se debía principalmente a la estructura por edades de cada grupo, no es capaz de explicar todas las diferenciales, y se ha obtenido que parte de la misma se debía a efectos propios de las tasas que expresan la mayor mortalidad de quienes perciben una prestación por viudez. En términos relativos, se observa como el efecto propio de la tasa indica una mortalidad 1.15 veces mayor para los varones (en comparación al resto de los grupos) y 1.09 para las mujeres, aunque en términos directos se trata de una tasa más modesta. Asimismo, en ambos casos las diferencias son sensiblemente mayores cuando se compara con los grupos JO en lugar del grupo MOR/PNC (pero aún así es mayor).

**Tabla 4.** Resultados de la descomposición de Kitagawa (Tasas \*1000) y Ratios por sexo y tipo de beneficio en mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Sexo** | **Diferencia** | **Tasas \* 1000** | | | |
| ΔTM | Efecto Edad | Efecto Tasa | Ratio Efecto Tasa |
| **Hombres** | PS-JO | 34.4 | 23.0 | 11.4 | 1.18 |
| PS-MOR/PNC | 45.1 | 40.6 | 4.5 | 1.08 |
| **PS-JO+MOR/PNC** | **39.1** | **30.5** | **8.6** | **1.15** |
| **Mujeres** | PS-JO | 23.5 | 16.6 | 6.9 | 1.17 |
| PS-MOR/PNC | 31.9 | 30.6 | 1.3 | 1.04 |
| **PS-JO+MOR/PNC** | **29.2** | **25.9** | **3.3** | **1.09** |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES.

Por último, otra forma válida de separar los efectos por edad entre los grupos es la confección de tablas de vida para las distintas categorías, con la esperanza de vida a los 65 años en este caso como indicador resumen de la mortalidad y la variación en el tiempo vivido como indicador de una mayor dispersión en la mortalidad (asociado a una mayor disparidad e incertidumbre en el tiempo vivido). La figura 5 indica las estimaciones para ambos indicadores a partir de los datos agregados. Para los varones, los beneficiarios de pensiones por viudez viven un año menos en promedio que el total de la población y poco menos de dos años en comparación a los JO. Para las mujeres, estas diferencias se acortan a casi medio año para el total (porque las mujeres presentan una mayor proporción de beneficiarias de MOR/PNC) y la brecha entre PS/JO es de casi un año y medio. Con respecto a la variabilidad, los individuos beneficiarios de PS mueren dentro de un rango de 8 años de esperanza de vida restante en promedio, en un valor mayor en comparación a otros grupos. Como se mencionó, un valor más alto se traduce en una mayor incertidumbre en el momento de la muerte y una mayor fragilidad, lo cual confirma que se trata de un grupo más vulnerable. No parece haber grandes diferencias por sexo con respecto a los grupos.

**Tabla 5.** Estimación de la esperanza de vida a los 65 años y Variación en el tiempo vivido en mayores de 65 años por sexo y tipo de beneficio en mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Sexo** | **Esperanza de Vida a los 65 años** | | | | **Variación en el tiempo vivido (e-dagger) a los 65 años** | | | |
|
| JO | MOR/PNC | **PS** | Total | JO | MOR/PNC | **PS** | Total |
| **Hombres** | 16.1 | 14.9 | **14.3** | 15.5 | 7.8 | 7.9 | **8.0** | 7.9 |
| **Mujeres** | 20.2 | 19.1 | **18.8** | 19.2 | 7.4 | 7.6 | **7.7** | 7.6 |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES.

**Discusión:**

Este trabajo se propuso identificar el riesgo diferencial que presentan las personas que han perdido a su cónyuge a nivel nacional. Mediante técnicas de descomposición de los distintos efectos de edad, se han podido ilustrar algunas medida de riesgo diferencial de esta subpoblación (que representa el 25% del total de adultos mayores de Argentina). Los hallazgos obtenidos son robustos, gracias a disponer de registros que se asemejan y miden adecuadamente la mortalidad de este grupo en particular para el total nacional (23). Los resultados presentados en este estudio son relevantes tanto en términos de salud pública como en sistemas de pensiones. En términos de salud pública, porque permitió visualizar un factor de riesgo adicional en los adultos mayores y, pese a ciertas imperfecciones, medirlo adecuadamente por primera vez a nivel nacional de diversas maneras (tanto en términos de tasa como en tiempo vivido en años). Además, en un contexto global particular en que una enfermedad afecta principalmente a los adultos mayores, quienes pertenecen a este grupo presentan un factor de vulnerabilidad adicional. En términos de seguridad social, este trabajo también contribuye para pensar políticas de cuidado, acompañamiento y mitigación de estos riesgos diferenciales. Y por otra parte, asume que percibir ingresos más altos en términos relativos no necesariamente representa una ventaja en términos de salud (ya que su mortalidad es también más alta en comparación a aquellos individuos que perciben beneficios no contributivos).

Limitaciones:

Sin embargo, lamentablemente no podemos asumir que estos diferenciales en la mortalidad se deban enteramente a la viudez y no a otros aspectos específicos de esta subpoblación que exceden las capacidades de este estudio (quizás la falta de otras redes sociales de contención o familiares, debido a su mayor edad promedio). Sin embargo, estudios futuros en medida de lo posible deberían considerar estos factores, así como incorporar la mortalidad por causas al análisis. También es posible considerar a la dimensión de la duración de la viudez como determinante: tiempos más cortos del suceso de la viudez pueden encontrarse relacionados con mayores riesgos de muerte (10), algo que no es posible distinguir en las estimaciones, desafortunadamente.

Conclusión:

En Argentina los adultos mayores que han perdido a su cónyuge y perciben una prestación por viudez presentaron un riesgo relativo de muerte más alto, una menor esperanza de vida y una mayor incertidumbre en el tiempo vivido en comparación a quienes no. Estas brechas de riesgo se intensifican para los hombres, y se reducen para las mujeres.

**Referencias bibliográficas consultadas:**

1. Cutler D, Deaton A, Lleras-Mulney, A. The determinants of mortality. Journal of Economic Perspectives, 2006, 20(3), 97-120. doi:10.1257/jep.20.3.97
2. Marmot, M. Social determinants of health inequalities. The Lancet, 2005 Nº 365:1099-1104. doi: 10.1016/S0140-6736(05)71146-6
3. Vaupel JW, Yashin AI Heterogeneity's ruses: some surprising effects of selection on population dynamics. Am Stat, 1985. ;39(3):176-185.
4. Davies, NG, Klepac P, Liu Y *et al.* Age-dependent effects in the transmission and control of COVID-19 epidemics. *Nat Med* 2020 https://doi.org/10.1038/s41591-020-0962-9
5. Kashnitsky I., Aburto JM, [COVID-19 in unequally ageing European regions](https://ideas.repec.org/p/osf/osfxxx/abx7s.html) [OSF Preprints](https://ideas.repec.org/s/osf/osfxxx.html), 2020 abx7s, Center for Open Science.
6. Dowd JB, Rotondi, V, Andriano, L , Brazel DM, Block P, Ding X, Liu Y, Mills MC Demographic science aids in understanding the spread and fatality rates of COVID-19 Leverhulme Centre for Demographic Science, 2020. medRxiv doi: https://doi.org/10.1101/2020.03.15.20036293
7. Grushka C, Gaiada, JC, Calabria AA 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. 2017 Ciudad Autónoma de Bs.As, Dirección de Estudios de la Seg. Social.[Disponible en] [http://observatorio.anses.gob.ar/archivos/documentos/DT\_1601\_Cobertura%20Previsional.pdf](http://observatorio.anses.gob.ar/archivos/documentos/DT_1601_Cobertura%20Previsional.pdf%20)
8. Helsing K, Szklo M, Comstock G. Factors associated with mortality and widowhood. American Journal of Public Health, Vol. 71 Nº8, August 1981. Washington D.C. pp 802-809. <https://doi.org/10.2105/AJPH.71.8.802>
9. Stroebe. M.S. The Broken Heart phoenomenon: an examination of the mortality of bereavement. Journal of Community & Applied Psychology, 4, pp 47-61 1994. <https://doi.org/10.1002/casp.2450040110>
10. Thierry, X. Risks of Mortality and Excess Mortality during the First Ten Years of Widowhood. In: Population, an English selection 2000, 12ᵉ année, n°1, 2000. pp. 81-109. [Disponible en] : <https://www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_2000_hos_12_1_7084>
11. Durkheim E El Suicidio. Estudio de Sociología. Buenos Aires, Ediciones Miño y Dávila. 4ta ed. 2006
12. Rosero-Bixby L, Brenes G, Collado-Chaves A. Mortalidad específica de los derecho habientes del régimen contributivo de pensiones. Costa Rica 2000-2002. Reporte Técnico. Centro Centroamericano de Población 2002.
13. Gomes MMF, Turra CM, Goncalves M, Duarte Y, Lebrão ML Associacão entre mortalidade e estado marital: uma analise para idosos residentes no Município de Sao Paulo, Brasil, Estudio SABE, 2000 e 2006. Cad. Saúde Pública Nº 29(3) 2013 pp 566-578 <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2013000300014>
14. Naing NN 1999. Easy way to learn standardization: direct and indirect methods. Malaysian Journal of Medical Science. 2000;7:10–5. [Disponible en]: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3406211/>
15. Organización Panamericana de la Salud La Estandarización: un Método Clásico para la Comparación de Tasas en Boletín Epidemiológico Volº 23, Nº3 2002. Organización Panamericana de la Salud. Washington D.C. pp 9-12.
16. Yang, Y, Land, KC Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications. CRC Pres 2013
17. Kitagawa, E. Component of a difference between two rates. Journal of American Statistical Association, 1955. Vol. 50 No. 272. 1168-1194
18. Preston, SH, Heuveline P, Guillot M. Demography: Measuring and modeling population processes. Blackwell Publishing 2001
19. van Raalte AA, Sasson I, Martikainen P. The case for monitoring life-span inequality Science  30 Nov 2018: Vol. 362, Issue 6418, pp. 1002-1004

DOI: 10.1126/science.aau5811

1. van Raalte AA, Kunst AE, Deboosere P, et al. More variation in lifespan in lower educated groups: evidence from 10 European countries. *Int J Epidemiol*. 2011;40(6):1703-1714. doi:10.1093/ije/dyr146
2. Sasson, I. Trends in Life Expectancy and Lifespan Variation by Educational attainment: United States, 1990-2010 Demography. 2016 Apr;53(2):269-93. doi: 10.1007/s13524-015-0453-7.
3. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2017. URL [https://www.R-project.org/](https://www.r-project.org/).
4. Bramajo, ON, & Grushka, CO Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina, 2015-2016. El rol del ingreso previsional. Revista Latinoamericana De Población 2019, 14(26), 46-69. <https://doi.org/10.31406/relap2020.v14.i1.n26.3>

**Anexo estadístico:**

**Tabla 1 Anexo: Cantidad de años persona por grupos de edad, sexo y tipo de prestación. Total país. Argentina, 2015-16**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Edad** | **Sexo** | **JO** | **MOR** | **PS** | **Total** |
| 65-69 | Hombres | 253427 | 299603 | 18752 | 571782 |
| 70-74 | 231346 | 253361 | 27166 | 511873 |
| 75-79 | 202160 | 124166 | 30927 | 357253 |
| 80-84 | 150715 | 49293 | 30399 | 230407 |
| 85-89 | 77584 | 18120 | 22835 | 118539 |
| 90-94 | 24308 | 4367 | 10254 | 38929 |
| 95-99 | 3864 | 790 | 1963 | 6617 |
| 65-69 | Mujeres | 154509 | 490837 | 152620 | 797966 |
| 70-74 | 133158 | 342887 | 192881 | 668926 |
| 75-79 | 106769 | 206948 | 214947 | 528664 |
| 80-84 | 86753 | 108016 | 213121 | 407890 |
| 85-89 | 52242 | 49036 | 163401 | 264679 |
| 90-94 | 20283 | 15731 | 76255 | 112269 |
| 95-99 | 4714 | 3381 | 17380 | 25475 |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES

**Tabla 2 Anexo: Cantidad de años persona por grupos de edad, sexo y tipo de prestación. Total país. Argentina, 2015-16**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Edad** | **Sexo** | **JO** | **MOR** | **PS** | **Total** |
| 65-69 | Hombres | 6491 | 9284 | 671 | 16446 |
| 70-74 | 8497 | 11273 | 1374 | 21144 |
| 75-79 | 11652 | 8467 | 2180 | 22299 |
| 80-84 | 13918 | 5074 | 3044 | 22036 |
| 85-89 | 10987 | 2667 | 3567 | 17221 |
| 90-94 | 5086 | 894 | 2192 | 8172 |
| 95-99 | 1057 | 192 | 570 | 1819 |
| 65-69 | Mujeres | 1842 | 7151 | 2537 | 11530 |
| 70-74 | 2388 | 7949 | 4573 | 14910 |
| 75-79 | 3390 | 7876 | 8234 | 19500 |
| 80-84 | 5115 | 7189 | 14245 | 26549 |
| 85-89 | 5327 | 5492 | 18338 | 29157 |
| 90-94 | 3459 | 2727 | 13654 | 19840 |
| 95-99 | 1145 | 778 | 4484 | 6407 |

Fuente: Elaboración propia en base a ANSES

1. Algunos resultados de este estudio fueron parte del Trabajo Final de Especialización de Octavio N. Bramajo en la Especialización y Maestría en Demografía Social de la Universidad Nacional de Luján (UNLU), Argentina. Todas las estimaciones y opiniones realizadas en este artículo son exclusiva responsabilidad del autor. [↑](#footnote-ref-1)
2. El autor agradece las observaciones y comentarios de Jesús Daniel Zazueta Borboa, sumamente útiles para mejorar el artículo. [↑](#footnote-ref-2)
3. La ENAPROSS fue llevada a cabo en 2015 por el entonces Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social de Argentina. [↑](#footnote-ref-3)
4. Siendo el JO el grupo de referencia [↑](#footnote-ref-4)