

Diferenciales de mortalidad adulta por sexo en Argentina (2008-2010): Un estudio de causas.

Matías Battocchio.

Cita:

Matías Battocchio (2017). *Diferenciales de mortalidad adulta por sexo en Argentina (2008-2010): Un estudio de causas*. XII Jornadas de Sociología. Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-022/279>

Diferenciales de mortalidad adulta por sexo en Argentina (2008-2010): Un estudio de causas¹

[Matías Ezequiel Battocchio](#)[§]

[§]FCE-UBA.

Abstract. El interés por estudiar la expectativa de vida como variable aleatoria se debe a que se documentó que la esperanza de vida al nacer tiende a converger a nivel mundial, pero no así las esperanzas de vida a otras edades. La espectacular reducción de la mortalidad infantil en las últimas décadas plantea la necesidad de adoptar indicadores que complementen la información que brinda la esperanza de vida al nacer que, como es sabido, se encuentra fuertemente influenciada por la mortalidad infantil.

Con este trabajo se busca profundizar el conocimiento sobre los factores determinantes de la variabilidad en el tiempo medio de vida futuro entre los varones y las mujeres de 10 años en Argentina para el período 2008-2010, siguiendo la metodología sugerida por los autores Nau y Firebaugh.

Se concluirá que las causas externas son el componente que más aumenta la variabilidad en el tiempo medio de vida a los 10 años por sexo seguida de las enfermedades del corazón. Asimismo el cáncer, si bien segunda causa de muerte, no exacerba las diferencias de mortalidad por sexo sino que las achica.

Eje Temático 4 - Estructura social, demografía y población

Mesa 53 - Cambio social y dinámica demográfica en los inicios del siglo XXI

Palabras clave: demografía, cuantitativo, variabilidad, esperanza de vida, causas de muerte

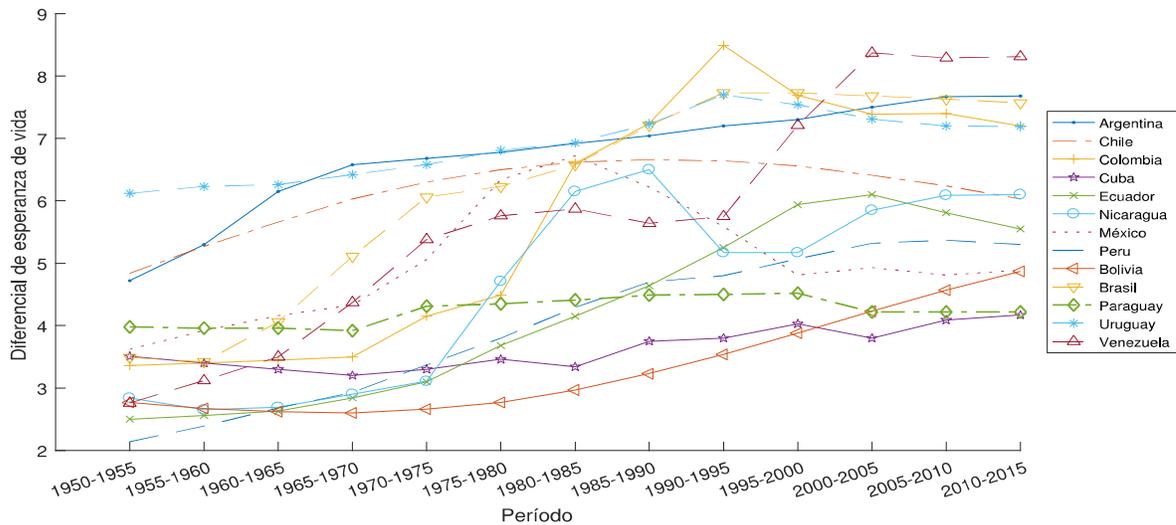
¹ Una versión previa de este trabajo fue presentada como tesis de grado para el título de Actuario. Agradezco los comentarios y sugerencias de Pablo Caviezel, Eduardo Melinsky y José Barral Curtis. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

1 Introducción²

Que las mujeres viven más que los hombres es un hecho ampliamente reconocido desde que Struyck (1740) y Deparcieux (1746) construyeron las primeras tablas de mortalidad separadas por sexo. Más llamativo es todavía el hecho documentado por Carey y Judge (2000) de que en la mayoría de los vertebrados las especies femeninas tienden a vivir más que sus compañeros masculinos.

Durante el siglo XX la brecha de mortalidad entre varones y mujeres se amplió en favor de las mujeres en todos los países industrializados. Esta tendencia, sin embargo, se ha comenzado a revertir en las últimas décadas (Meslé, 2004).

Figura 1. Diferencial de esperanza de vida al nacer por sexo. América Latina.



Fuente: Elaboración propia en base a Naciones Unidas (2015)

En Latinoamérica el panorama es similar. Si comparamos en el gráfico 1 la brecha de esperanza de vida entre varones y mujeres entre los años 1950 y 1990 comprobamos que ésta aumentó en todos los países. En algunos casos este aumento es muy marcado como en Colombia, Venezuela, Brasil y Ecuador, y en otros más moderado como en Bolivia y Cuba. El caso de Bolivia es llamativo porque entre 1950 y 1970 la brecha de e_0 cae para luego aumentar hasta 2015. Esta dinámica no es común a la del resto de los países de América Latina que, en general, experimentaron un aumento (o en el mejor de los casos un estancamiento) de la brecha de e_0 desde mediados del siglo XX hasta el 2000-

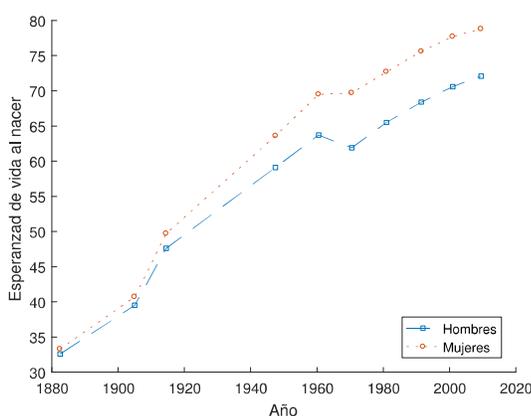
² Para simplificar la notación, se denomina T_{10} al tiempo hasta la muerte a la edad 10. La varianza de esta variable aleatoria es $Var(T_{10})$ y su esperanza es e_{10} . La diferencia de la varianza entre la subpoblación de varones y la de mujeres es $\Delta Var(T_{10})$.

2005 donde se observa una leve caída en algunos países y una merma del crecimiento en otros. Nótese que las curvas se cruzan, lo que indica que el ordenamiento de países según su brecha de e_0 por sexo fue cambiando durante los últimos 60 años.

A grandes rasgos, se pueden distinguir dos hipótesis que buscan dar cuenta de esta diferencia de mortalidad por género: el enfoque biológico y el enfoque no biológico.

La tesis del enfoque biológico explica las diferencias de mortalidad basándose en diferencias hormonales o genéticas que producen distintas respuestas inmunes y resultados de enfermedades infecciosas y condiciones inflamatorias (Klein y Roberts, 2015). Todos los autores concuerdan en que los factores biológicos juegan un rol importante en las diferencias de género, sin embargo, estas investigaciones han ofrecido pocas explicaciones a por qué las diferencias de mortalidad por sexo varían en períodos de tiempo, regiones geográficas y clases sociales (Rogers et al., 2010).

Figura 2. Esperanza de vida al nacer en Argentina entre 1880 y 2010



Fuente: Elaboración propia en base a Grushka (2014)

En Argentina, la mortalidad afecta diferencialmente a los sexos. A partir de 1895 se ensancha la brecha de esperanzas de vida entre hombres y mujeres hasta 1970 aproximadamente, cuando las ganancias experimentadas por los varones son mayores o similares a las de las mujeres, y así la sobremortalidad masculina comienza a decrecer y estabilizarse (Caviezel, 2008; Grushka, 2014). La evolución histórica de la esperanza de vida al nacer por sexo puede apreciarse en el gráfico 2. Cabe agregar que la brecha de e_0 en Argentina es alta en relación al resto de los países de Latinoamérica, como puede apreciarse en la figura 1. Durante los últimos 60 años, Argentina estuvo siempre entre los 4 países con mayor brecha de e_0 por sexo de América Latina.

De acuerdo a las tablas de mortalidad 2008-2010 la esperanza de vida al nacer para los hombres es de 72,08 y para las mujeres de 78,81, contabilizando una diferencia de 6,73. En las tablas de mortalidad 2000-2001 esta diferencia era de 7,5. La reducción de la brecha se debe, como comentamos anteriormente, a que las ganancias en el tiempo promedio a vivir por los hombres son mayores que las de las mujeres. En las proyecciones que elaboró el INDEC sobre la esperanza de vida al nacer para varones y mujeres hasta 2040 se prevé una lenta reducción del diferencial por sexo.

Aprovechando los datos del Censo 2010 relativos a la población con dificultad o limitación permanente (física y/o mental) podemos calcular la esperanza de vida de años saludables o libre de discapacidad. Siguiendo a Sullivan (1971):

$$e_x^{LD} = \frac{1}{l_x} \sum_x^w (1 - n\pi_x) nL_x$$

Obteniéndose que para los hombres $e_{10}^{LD} = 52,59$ y para las mujeres $e_{10}^{LD} = 56,04$. La diferencia entre esperanzas de vida ahora es de 3,45, muy inferior a la brecha de 6,6 que se obtiene cuando no se ajustan los años por vivir por la presencia de discapacidades. Esto revela que las mujeres tienen una mayor prevalencia de discapacidad o limitación permanente que los varones.

Todos los trabajos que buscan explicar diferencias de mortalidad por sexo deben recurrir de una u otra manera a un análisis por causa de muerte ya que éstas son, al fin y al cabo, la manifestación real de aquellas diferencias biológicas, sociales, culturales o económicas que los distintos autores han considerado como causantes de la brecha de esperanza de vida entre varones y mujeres.

Un análisis por causa de muerte no es metodológicamente sencillo ni operativamente directo de realizar. Beltrán-Sánchez et al. (2008) desarrollan dos enfoques que han sido usados en la literatura: eliminar una causa de muerte de la tabla y estimar el impacto en la esperanza de vida; y atribuir diferencias en la esperanza de vida a varias causas de muerte. El primer enfoque se concentra en una sola población y consisten en construir tablas con “causas eliminadas”. Mientras que el segundo enfoque es comparativo y ha llevado al desarrollo de métodos de descomposición que asignan variaciones de mortalidad a causas de muerte particulares. La conclusión de los autores es que los dos enfoques son equivalentes sólo cuando se supone que las demás causas permanecen constantes.

Una técnica de descomposición que ha sido desarrollada recientemente consiste en descomponer la variabilidad en el tiempo de vida entre dos poblaciones (Nau y Firebaugh, 2012). Este método se basa en la idea de que una mayor varianza puede deberse a tres tipos de efectos:

- Las dos poblaciones sufren las mismas causas de muerte, pero con distinta intensidad. Si, por ejemplo, los argentinos sufren más muertes de tráfico que los uruguayos, esto amplificaría la varianza a favor de los argentinos porque esta causa afecta en forma desproporcionada a los jóvenes. Esto ocurriría incluso a pesar de que la distribución de muertes por edad a causa de accidentes de tráfico fuese la misma en los dos países.

A este efecto se le llama localización.

- Las dos poblaciones pueden morir de las mismas causas a la misma tasa, pero que la variabilidad en la edad de muerte de una de las causas sea mayor en una población respecto de la otra.

A este efecto se le llama spread.

- Las variabilidades en las distribuciones de edad a la muerte podrían diferir en dos poblaciones debido a que alguna causa tuviese una distribución de probabilidad centrada en una media distinta a la media de la otra población. Esto ocurriría incluso aunque la varianza de la edad a la muerte de una causa sea la misma en los dos grupos. En ese caso, la variabilidad de la edad a la muerte sería mayor en el país en donde las medias de las causas específicas divergiesen más.

A este efecto se le llama timing.

Este método de descomposición representa un primer paso para comparar regímenes de mortalidad e identificar las fuentes tratables de desigualdad entre las poblaciones (Nau y Firebaugh, 2012).

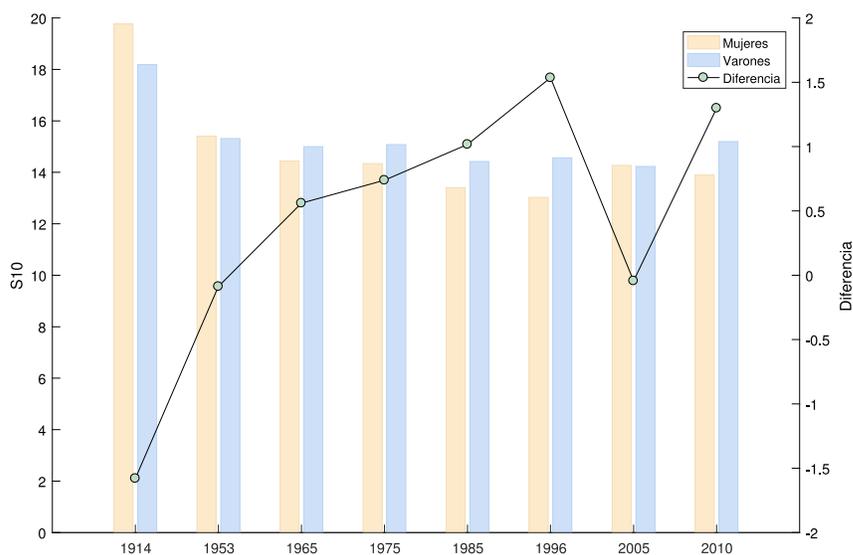
Por otra parte, el gran problema que posee este método, y todas las técnicas de descomposición en general, es que supone que las causas de muertes son independientes, cuando en realidad compiten entre ellas (Beltrán-Sánchez et al., 2008). Este es un supuesto muy fuerte pero difícil de levantar. Imaginemos una persona que sufre hipertensión y muere de un ataque al corazón, si no hubiese muerto su probabilidad de morir por un ACV sería mayor que la de otra persona que no tiene hipertensión. Para poner otro ejemplo consideremos a un esquiador que no muere en un accidente de esquí, dado que es deportista su estado de salud es mejor que el resto de la población y sus probabilidades de muerte para las demás causas serán menores. Es obvio que las causas de muerte están altamente correlacionadas, pero explicitarlas en un análisis requiere tomar decisiones arbitrarias sin un fundamento teórico sólido por lo que no queda mejor opción que aceptar el supuesto de que las causas de muerte son independientes entre sí.

El hecho de utilizar a la varianza del tiempo de vida, en lugar de la esperanza, se basa en que trabajos recientes han documentado un comportamiento más errático de la varianza en contraste con la

esperanza, que revela un patrón de convergencia a nivel mundial (Edwards, 2010; Edwards y Tuljapurkar, 2005). Por lo tanto, en este contexto resulta más importante estudiar la desigualdad en el tiempo de vida de las poblaciones con la varianza en lugar de la esperanza. Por otro lado, el truncamiento a partir de la edad diez responde a que la esperanza de vida al nacer (e_0) se ve fuertemente influenciada por la espectacular reducción de la mortalidad infantil experimentada durante el último siglo.

Para el caso argentino, tenemos que si consideramos la esperanza de vida a la edad 10 para los hombres $e_{10} = 63,32$ y para las mujeres $e_{10} = 69,92$, contabilizando una brecha de 6,6, apenas inferior a la brecha de e_0 revelando que la mortalidad infantil de las mujeres es mayor que la de los varones. Por otro lado, $\Delta Var(T_{10}) = 230,97 - 193,2 = 37,77$. Tomando raíz cuadrada computamos el desvío estándar, que es el estadístico que proponen Edwards y Tuljapurkar (2005): $S_{10}^{Varones} \cong 15,2$ y $S_{10}^{Mujeres} \cong 13,9$, totalizando una brecha de $\Delta S_{10} \cong 1,3$.

Figura 3. S_{10} 1914-2010. Argentina. Varones y mujeres



Fuente: Elaboración propia en base a LAMBdA (2014)

A partir de las tablas históricas de la Latin American Mortality Database (LAMBdA) (2014) para Argentina podemos ver la evolución del S_{10} para varones y mujeres durante el último siglo. La figura 3 revela, en contra de lo que uno esperaría, que hasta mediados del siglo XX las mujeres tenían una mayor S_{10} . A partir de allí, los varones las superan con una diferencia que no se mantiene estable. Es interesante notar que la dinámica de S_{10} no es como la de e_{10} que crece con los años. Por el contrario,

S_{10} sigue una trayectoria no monótona, con un aumento de $S_{10}^{Varones}$ entre 2005 y 2010 y de $S_{10}^{Mujeres}$ entre 1996 y 2005. Por otra parte, coincidimos con Edwards y Tuljapurkar (2005) en que durante principios de siglo se lograron reducciones importantes del desvío estándar, pero luego de mediados de siglo S_{10} se estanca³.

2 Datos y metodología

En este trabajo se usan las tablas de mortalidad construidas por el INDEC a partir del Censo 2010, para varones y mujeres. Dado que sólo vamos a estudiar la mortalidad adulta, es necesario reconstruir las tablas para que ambas comiencen con una cohorte inicial de 100.000 personas vivas a la edad diez.

Para construir las tablas de mortalidad de decrementos múltiples se requieren los siguientes datos:

1. muertes totales por sexo y grupo de edad en Argentina para los años 2008, 2009 y 2010;
2. muertes por causas seleccionadas, por sexo y edad en Argentina para los años 2008, 2009 y 2010.

Esta información se obtiene de los Anuarios de Estadísticas Vitales que publica la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación (MSAL).

En el Anuario se listan 116 causas y 21 categorías de muerte. Por una cuestión de relevancia empírica y sencillez de cálculos, en el presente trabajo se considerarán solo las causas que se consideran más importantes para explicar el diferencial de mortalidad entre varones y mujeres. Las categorías que consideraremos son⁴: tumores (C00-D48); enfermedades cerebrovasculares (I60-I69); enfermedades del corazón (I20-I25, I30, I31, I33-I38, I40, I42, I44-I49, I50-I51); enfermedades infecciosas y parasitarias (A00-B99); enfermedades del sistema respiratorio (J00-J99); diabetes (E10-E14); causas externas (V01-Y98); enfermedades del hígado (K70-K77); enfermedades del sistema urinario (N00-N39); causas maternas (O00-O99); causas desconocidas (R00-R99), y otras causas definidas.

Estas categorías son mutuamente excluyentes y abarcativas. Todas aquellas causas menores que no se encuentran comprendidas en las primeras once se incluyen en “Otras causas definidas”⁵.

³ Claro está que al ser observaciones en períodos de tiempo prolongados y no equidistantes las conclusiones que pueden extraerse son muy limitadas.

⁴ Entre paréntesis los códigos CIE-10.

⁵ Las once categorías de muerte representan aproximadamente el 90% de las muertes totales.

A los datos obtenidos a partir de 1. los denotaremos ${}_nD_x$, y a los datos obtenidos a partir de 2. los denotaremos ${}_n d_x^{(i)}$ donde el supraíndice denota la categoría de muerte. A las defunciones de la tabla de mortalidad truncada a partir de la edad 10 las denotaremos ${}_n d_x$.

Para construir la tabla de mortalidad por decrementos múltiples usamos la siguiente fórmula (Keyfitz y Caswell, 2005)

$${}_n d_x^{(i)} = \frac{{}_n D_x^{(i)} \times {}_n d_x}{{}_n D_x}$$

3 Resultados

Los cuadros 1 y 2 resumen los principales resultados que obtuvimos a partir del análisis de causas de muerte por sexo.

Las muertes a causa de tumores representan la segunda categoría de muerte que más defunciones tiene en el total, 20,30%. A pesar de ello, su contribución a la diferencia de la varianza es negativa, -31,09%. Esto quiere decir que no exagera las diferencias de mortalidad entre hombres y mujeres, sino todo lo contrario, las achica.

Cuadro 1. Resultados de las tablas de mortalidad de decremento múltiple

Categoría de muerte	Varones		Mujeres	
	e_{10}	$Var(T_{10})$	e_{10}	$Var(T_{10})$
Tumores	62.02	163.97	63.15	209.62
Enfermedades infecciosas	61.04	269.00	68.55	222.81
Enfermedades del sistema respiratorio	67.70	162.73	72.89	144.26
Enfermedades del corazón	66.27	156.02	73.48	117.09
Enfermedades cerebrovasculares	64.96	163.04	70.59	156.93
Diabetes	63.18	126.59	67.06	144.81
Causas externas	40.57	497.82	54.81	591.93
Causas maternas			20.56	61.11
Enfermedades del hígado	54.67	160.23	59.90	214.07
Enfermedades del sistema urinario	67.70	162.73	72.89	144.26
Causa desconocida	65.05	197.16	72.12	153.64
Otras causas	65.03	206.70	71.54	180.10

La distribución de los hombres tiene su moda antes de los 80 años, mientras que la probabilidad de que una mujer muera por cáncer se intensifica a medida que aumenta la edad. Las probabilidades a edades jóvenes son altas, principalmente por la leucemia, y en este rango de edades no hay diferencia por sexo. En la adultez temprana se produce un aumento de la probabilidad de muerte para las mujeres, debido principalmente al cáncer de mama, útero y ovario. En los siguientes grupos de edad las muertes por tumores aumentan para los varones —con una alta incidencia de cáncer de tráquea, bronquios, pulmón y próstata— hasta llegar a la edad modal de 80, a partir de allí descienden. Por el contrario, para las mujeres las muertes a causa de tumores aumentan hasta el grupo de edad [85-90).

Cuadro 2. Resultados de la descomposición

Categoría de muerte	Spread	Timing	Localización	Joint	% de muertes adultas	Contribución $\Delta Var(T_{10})$
Tumores	-21.51 %	-20.82 %	17.33 %	-6.10 %	20.30 %	-31.09 %
Enfermedades infecciosas	5.57 %	0.40 %	-2.38 %	-0.52 %	4.50 %	3.06 %
Enfermedades del sistema respiratorio	8.18 %	4.57 %	-3.70 %	-0.70 %	15.15 %	8.36 %
Enfermedades del corazón	24.37 %	-2.50 %	-7.52 %	-2.03 %	21.08 %	12.31 %
Enfermedades cerebrovasculares	1.13 %	0.42 %	-3.52 %	-0.19 %	6.41 %	-2.15 %
Diabetes	-1.27 %	-0.57 %	-0.13 %	0.02 %	2.64 %	-1.94 %
Causas externas	-5.85 %	17.95 %	78.79 %	18.73 %	6.15 %	109.63 %
Causa desconocida	10.45 %	-0.44 %	-2.26 %	-0.60 %	8.46 %	7.15 %
Causas maternas	-0.19 %	4.96 %	-7.88 %	-4.77 %	0.12 %	-7.88 %
Enfermedades del hígado	-1.13 %	-0.53 %	9.84 %	-2.48 %	1.63 %	5.70 %
Enfermedades del sistema urinario	-0.51 %	1.67 %	-0.49 %	-0.04 %	3.06 %	0.63 %
Otras causas	8.45 %	0.09 %	-10.73 %	-1.58 %	10.51 %	-3.77 %
<i>TOTAL</i>	27.69 %	5.20 %	67.36 %	-0.25 %	100.00 %	100.00 %

Considerando todos los grupos de edad, las muertes a causa de tumores son mayores para los varones, y no solo eso, sino que la $e_{10}^{Tumores}$ es menor para los hombres que para las mujeres pero la diferencia es menor que en el caso de e_{10} por eso el efecto timing es negativo. La $Var(T_{10}^{Tumores})$ es mucho mayor para las mujeres que para los hombres, lo cual revela que las mujeres mueren de cáncer en un rango de edad más amplio que los varones. Los cálculos S-A-T revelan que el efecto spread es significativamente negativo. Por otro lado, el efecto localización es positivo mostrando que las mujeres mueren de cáncer a tasas más altas.

Uno podría preguntarse si este resultado se extiende a otras causas de muerte que, a pesar de su elevada incidencia, no representan un factor sustancial para evaluar la diferencia de variabilidades en el tiempo medio de vida por sexo⁶.

Las enfermedades del corazón son la categoría de muerte más importante (21,08% de las muertes adultas). Sin embargo, su impacto sobre $\Delta Var(T_1 \delta)$ es menor, 12,31%, convirtiéndolas en un *undercontributor*. En este caso podemos afirmar que se debe fundamentalmente a un elevado efecto spread apenas reducido por el efecto localización. Podríamos interpretarlo de la siguiente manera; si pudiésemos eliminar la variabilidad con que las enfermedades del corazón atacan a varones y mujeres (efecto spread) la $\Delta Var(T_1 \delta)$ se reduciría en un 33,25%.

A partir de la tabla 2 surge que las enfermedades cerebrovasculares y la diabetes contribuyen menos a la diferencia de la $Var(T_1 \delta)$ entre sexos que su proporción en el total de muertes adultas.

Respecto de la diabetes, los tres efectos S-A-T son negativos y pequeños en magnitud. Dado que el efecto localización es el más pequeño, la diabetes afecta con igual intensidad a varones y mujeres.

Las enfermedades cerebrovasculares se llevan el 6,41% de las muertes adultas pero su contribución a la $\Delta Var(T_1 \delta)$ es -2,15%, esto se debe a que el efecto spread positivo es sobrepasado por el efecto localización negativo, evidenciando que las mujeres mueren debido a esta causa con mayor intensidad, pero menor variabilidad. El primer efecto es cuantitativamente más importante que el primero.

Las enfermedades del sistema respiratorio representan el 15,15% del total de muertes adultas, pero sólo constituyen el 8,36% de $\Delta Var(T_1 \delta)$. La descomposición S-A-T nos indica que el efecto spread es positivo al igual que el efecto timing, aunque este último es compensado por el efecto localización.

Pasamos ahora a los *overcontributors*. Las causas externas son las que tienen el impacto más desproporcionado en la diferencia de $\Delta Var(T_1 \delta)$ entre sexos, un 109,63% aunque solo representen el 6,15% de las muertes adultas. Esto quiere decir que, si las causas externas no atacaran diferencialmente por sexo, la variabilidad de $e_{1 \delta}$ entre varones y mujeres sería la misma. Este resultado es importante porque nos señala el principal factor que determina $\Delta Var(T_1 \delta)$. A partir de la tabla 2 notamos que se debe principalmente al efecto localización y en menor medida al efecto timing. Esto nos muestra que los varones mueren por causas externas a unas tasas mucho más altas

⁶ Podríamos llamarlos *undercontributors* porque contribuyen a la $\Delta Var(T_1 \delta)$ poco en relación a su incidencia en términos de mortalidad para la población en su conjunto.

que las mujeres, y además, lo hacen a edades más jóvenes. En este caso debemos ser cuidadosos, el efecto joint representa casi un 20%, lo cual dificulta un poco nuestro análisis para esta causa en particular⁷.

Otro *overcontributor* son las enfermedades del hígado que, si bien son pocas, representan el 5,70% de $\Delta Var(T_1 \delta)$. La explicación se debe al elevado efecto localización. Entre el 2008 y el 2010 murieron, en promedio, 3.515 varones por esta causa, en tanto que sólo lo hicieron 1.319 mujeres.

Las muertes por enfermedades infecciosas tienen un peso similar en el porcentaje de muertes adultas y en su contribución a $\Delta Var(T_1 \delta)$, principalmente debido a un efecto spread positivo.

Las causas de muerte maternas, si bien son pocas en relación a las muertes totales (un 0,12%), contribuyen a $\Delta Var(T_1 \delta)$ en un -7,88%. En este caso, los efectos S-A-T no son importantes porque la subpoblación de varones no sufre muertes por causas maternas. Llama la atención el bajo valor de $e_{10}^{Maternas}$, que indica que en promedio, una mujer de diez años morirá a los treinta dado que muere de causa materna. La elevada contribución a $\Delta Var(T_1 \delta)$ en relación a su incidencia en las muertes totales se debe a que la e_{10} es 69,92 para las mujeres.

Notemos que las enfermedades del sistema urinario no tienen un impacto diferencial por sexo.

Para finalizar, si prestamos atención al total de muertes –sin importar la causa– vemos que los efectos que explican $\Delta Var(T_1 \delta)$ son el efecto localización en primer lugar, y el efecto spread.

3.1 Tablas con causas eliminadas

Vimos que las causas de muerte externas y las enfermedades del corazón son las que más contribuyen a $\Delta Var(T_1 \delta)$. Pero, ¿cuál es su contribución al diferencial de e_{10} por sexo (podríamos llamarlo Δe_{10})? Esta pregunta no es difícil de responder a partir de las tablas de decremento múltiple que construimos.

A partir de las tablas con causas externas y enfermedades del corazón eliminadas comprobamos que la brecha de la esperanza de vida a la edad diez, $\Delta e_{10}^{(-i)} = 4,943$ es menor que Δe_{10} que era de 6,6. Es decir, eliminar las dos causas de muerte, que contribuían en un 121,94% a la $\Delta Var(T_1 \delta)$, redujo Δe_{10} en un 25,11%. La reducción es importante, sólo dos causas dan cuenta de un cuarto de la diferencia de la esperanza de vida a la edad diez entre varones y mujeres. Sin embargo, el impacto que tienen es mucho menor respecto de $\Delta Var(T_1 \delta)$.

⁷ Recordamos que este cuarto efecto es un residuo de la descomposición que no tiene una interpretación demográfica.

3.2 Causas externas de muerte por provincias

El efecto localización es el principal determinante de la elevada contribución de las causas externas de muerte a $\Delta Var(T_1)$. Dado que este efecto hacía referencia a la diferencia en la intensidad con la que morían las dos subpoblaciones, puede resultar interesante comparar las tasas de mortalidad específicas entre varones y mujeres para esta causa, para cada una de las provincias. Para comparar las tasas específicas de mortalidad por edad entre dos subpoblaciones se recomienda el uso de tasas de mortalidad estandarizadas. La estandarización de las tasas de mortalidad específicas por edad se logra calculando un promedio ponderado de las tasas específicas por edad y sumando los valores para todos los grupos de edad.

$$TMAE = \sum_x {}_nM_x \times \frac{{}_nN_x}{\sum_x {}_nN_x}$$

donde ${}_nN_x$ es la población en el grupo de edad $[x; x + n)$ correspondiente a la población estándar y ${}_nM_x$ es la tasa de mortalidad específica por grupo de edad y por causas externas.

Para construir las ${}_nM_x$ se promediaron las muertes del Anuario por causas externas para los años 2008, 2009 y 2010 para cada grupo decenal de edad a partir de la edad 15 y se las dividió por la población correspondiente a cada grupo de edad registrada en el Censo del 2010. La población estándar usada es la de la OMS (Ahmad et al., 2001).

A partir de este cálculo se consta que las TMAE de los varones superan a la de las mujeres para todas las provincias.

En un intento por comprender algunos determinantes más profundos de las muertes por causas externas se propone correr una regresión de la TMAE de causas externas en función del índice de NBI, el logaritmo del PGB per cápita, el porcentaje de población rural, la tasa de violaciones y la tasa de robos. La regresión se corre por separado para varones y mujeres. Los coeficientes estimados están en la tabla 3, allí podemos ver que los signos son iguales para varones y mujeres, pero los coeficientes son más grandes para las mujeres.

De cualquier forma, todos los coeficientes son estadísticamente no significativos, lo que indica que no existe un gradiente socioeconómico en la mortalidad por causas externas en un corte transversal de provincias, ni tampoco existe una correlación con los índices de criminalidad. Así, queda planteado como interrogante saber cuáles son los factores que generan el cúmulo de muertes por causas externas.

Cuadro 3. Regresión por mínimos cuadrados clásicos de la TMAE

	(1)	(2)
	Varones	Mujeres
log(PGB p/c)	0.0000 (-0.0010)	-0.0005 (-0.0020)
NBI	-0.0001 (0.0000)	-0.0004 (0.0000)
Violaciones	4.8613 (-7.9930)	12.6225 (-24.8690)
Robos	-0.0840 (-0.0830)	-0.2282 (-0.2590)
% rural	-0.0058 (-0.0070)	-0.0149 (-0.0210)
Constante	0.0034 (-0.0080)	0.0157 (-0.0240)
Observaciones	24	24
R cuadrado	0.0901	0.0814
R cuadrado aj.	-0.1626	-0.1738
Errores estándar en paréntesis		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10		

Nota: El NBI y el porcentaje de población rural corresponden al año 2010 y se tomaron del INDEC. El PGB per cápita es del año 2008 y se tomó de abeceb.com. La tasa de robos y la de violaciones corresponden al año 2008 y 2014 respectivamente, y fueron tomadas del Ministerio de Seguridad. La regresión se corrió por el método de mínimos cuadrados clásicos.

4 Conclusiones

Comenzamos el trabajo explicando que la brecha de mortalidad por sexo ha sido una gran incógnita desde que los primeros demógrafos empezaron a estudiarla. En los últimos años este interés parece haber crecido porque los grandes avances en materia de reducción de mortalidad infantil no se replicaron en las edades adultas. No sólo eso, sino que trabajos previos muestran que no existe convergencia a nivel mundial de la mortalidad en edades adultas (Edwards, 2010) ni cuando se consideran otros estadísticos además de la media ($e_1 \theta$), como el desvío estándar (Edwards y Tuljapurkar, 2005).

Si bien la esperanza de vida es la medida resumen más importante del estado de salud de una población, es sólo el primer momento de la distribución de muertes por edad. El análisis estadístico descriptivo de $S_1 \theta$ aunque es consistente con $e_1 \theta$ indica que hay información que $e_1 \theta$ no está captando.

Este trabajo se enmarca dentro del estudio de la mortalidad adulta por sexo y por causa de muerte. La metodología usada se basa en el método S-A-T de descomposición de la diferencia de la varianza del tiempo de vida por sexo a la edad diez. Esta técnica estadística se aplica sobre la $\Delta Var(T_1 \theta)$ de cada

causa y la descompone en tres efectos —spread, timing y localización— y un residuo. El efecto spread da cuenta de diferencias de la varianza al interior de cada causa. El efecto timing de la varianza entre causas. Y el efecto localización de diferencias en la intensidad de cada causa de muerte.

Para facilitar la interpretación clasificamos a las causas en *overcontributors* y *undercontributors* dependiendo de si su contribución a $\Delta Var(T_1)$ era mayor o menor al porcentaje que representan en el total de muertes adultas.

Los resultados muestran que las causas que más contribuyen a $\Delta Var(T_1)$ son las causas externas, por efectos localización y timing. En segundo lugar, y a pesar de ser un *undercontributors*, le siguen las enfermedades del corazón por el efecto spread. Aunque juntas representan el 122% de $\Delta Var(T_1)$ —notar que hay causas que tienen representación negativa— su impacto sobre Δe_{10} es aproximadamente 25%, mucho menor.

Por otro lado, encontramos que el cáncer, si bien la segunda categoría de muerte que más defunciones tiene, no exacerba las diferencias de mortalidad por sexo sino todo lo contrario, las achica, porque los efectos spread y timing son negativos.

Para finalizar, el método que desarrollamos y aplicamos aquí puede ser satisfactoriamente utilizado para entender brechas de mortalidad entre regiones, momentos en el tiempo, clases sociales o grupos educativos. Esto hubiese sido particularmente interesante de estudiar, pero la no disponibilidad de datos lo ha vuelto irrealizable. Esto nos lleva a pensar que el desarrollo de técnicas demográficas que permitan discernir los determinantes del desarrollo poblacional es sin dudas importante, pero resulta estéril si no es acompañado por un mayor esfuerzo a la hora de clasificar y recolectar información.

Referencias

Ahmad O., Boschi-Pinto C., López A., Murray C., Lozano R. y Inoue M. (2001): *Age standardization of rates: A new WHO standard*, GPE Discussion Paper Series 31. World Health Organization.

Beltrán-Sánchez H., Preston S.H. y Canudas-Romo V. (2008): An integrated approach to cause-of-death analysis: cause-deleted life tables and decompositions of life expectancy. *Demographic Research*, **19**(35).

Carey J. y Judge D. (2000): *Longevity Records: Life Spans of Mammals, Birds, Amphibians, Reptiles, and Fish*. Odense Monographs on Population Aging 8. Odense: Odense University Press.

- Caviezel, P. (2008): La mortalidad en la Ciudad de Buenos Aires por edad y sexo entre 1947 y 2001. *Población de Buenos Aires* **5**(7): 75-97.
- Edwards R.D. (2010): Trends in World Inequality in Life Span Since 1970. *NBER Working Paper* 16088.
- Edwards R. y Tuljapurkar S. (2005): Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. *Population and Development Review* **31**(4): 645-674.
- Grushka C. (2014): Casi un siglo y medio de mortalidad en la Argentina..., *Revista Latinoamericana de Población* **8**(15): 93-118.
- Keyfitz N. y Caswell H. (2005): *Applied Mathematical Demography*. 3rd ed. New York: Springer.
- Klein S. y Roberts C. (2015): *Sex and Gender Differences in Infection and Treatments for Infectious Diseases*. Springer International Publishing.
- Meslé F. (2004): Écart d'espérance de vie entre les sexes: les raisons du recul de l'avantage féminin. *Rev Epidemiol Sante Publique*, **52**: 333-352.
- Nau C. y Firebaugh G. (2012). A new method for decomposing group differences in the variability of lifespans. *Demography* **49**(4): 1207-1230.
- Omran A. (1971): The Epidemiologic Transition: A Theory of the epidemiology of population change. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, **49**(4):509-538.
- Rogers R.G., Everett B.G., Saint Ogne J.M. y Krueger, P.M. (2010): Social, Behavioral, and Biological Factors, and Sex Differences in Mortality. *Demography* **47**(3): 555–578.
- Sullivan D. (1971): A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports* **86**: 347-354.