



UNIVERSIDAD NACIONAL DE LANÚS

Departamento de Salud Comunitaria

MAESTRÍA EN EPIDEMIOLOGÍA,
GESTIÓN Y POLÍTICAS DE SALUD

19ª COHORTE (2016-2018)

TESIS PARA LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE MAGÍSTER
TÍTULO

Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017

Estudio de series temporales

MAESTRANDA

Médica Virna Almeida

DIRECTOR

Dr. Marcio Alazraqui

FECHA DE ENTREGA

Noviembre, 2022

Lanús, Argentina

UNIVERSIDAD NACIONAL DE LANÚS

Departamento de Salud Comunitaria

MAESTRÍA EN EPIDEMIOLOGÍA,
GESTIÓN Y POLÍTICAS DE SALUD

19ª COHORTE (2016-2018)

TESIS PARA LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE MAGÍSTER
TÍTULO

Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017

Estudio de series temporales

MAESTRANDA

Médica Virna Almeida

DIRECTOR

Dr. Marcio Alazraqui

.....

Agradecer es re-conocer al otrx en algún aspecto.
Por ello, en la singularidad que destaco ahora, está implícita la totalidad de cada unx.
A mis viejxs (donde estén), por el amor a la lectura, al estudio y al trabajo.
Por transmitirme los valores y el cuidado amoroso.
A Diego, mi compañero de vida, por tantos caminos y recitales y por seguir soñando.
A nuestrxs hijxs Flor, Facu, Feli, Panchi, Paz y Bauti,
por ser todo lo que está bien, por sus risas, sus luchas y la inmensidad de sus abrazos.
Al ISCo, aún antes de llamarse así, porque mi encuentro con ustedes fue iniciático.
Al Dr. Marcio Alazraqui, por su paciente y comprensiva orientación.
¡Gracias, sin ustedes no hubiera llegado hasta acá!
¡Gracias, sin ustedes no hubiera llegado hasta acá!

Me echó de su cuarto, gritándome
"No tienes profesión"
Tuve que enfrentarme a mi condición
En invierno no hay sol

Y aunque digan que va a ser muy fácil
Es muy duro poder mejorar
Hace frío y me falta un abrigo
Y me pesa el hambre de esperar (Sui Generis, 1973)

RESUMEN

Desde 1950 en adelante, países europeos han estudiado la mortalidad invernal a través del Índice del Exceso de Muertes Invernales (IEMI). Solamente Nueva Zelanda lo ha aplicado en el hemisferio sur. Nuestro objetivo fue cuantificar y describir la magnitud, tendencia y distribución del exceso de mortalidad invernal en Argentina entre 1997 y 2017 aplicando este índice, inédito en el país. Realizamos un estudio agregado, observacional, longitudinal, de series temporales a nivel país, regiones y provincias de arquitectura híbrida ya que espacializamos el vector temporal para descripciones y contraste de hipótesis. Realizamos descomposición clásica de series temporales de las defunciones mensuales y sus tasas. Aplicamos medias móviles para las series temporales del IEMI. Utilizamos métodos no paramétricos para comparaciones. En el período estudiado se produjeron 407.950 muertes invernales en exceso a nivel país, con un promedio anual de 16.667, correspondiéndose con un IEMI de 20,4% ($IC_{95\%} = 18,6\% ; 22,2\%$). La serie temporal del IEMI presentó tendencia gradualmente descendente, con períodos de meseta hasta 2013 en que se tornó ascendente. El IEMI fue significativamente mayor en mujeres que en varones. Concluimos que las mujeres, los menores de 5 años, los mayores de 60 años y aquellos que residían en la región Centro y Cuyo expresaron una experiencia de mortalidad invernal que podría asociarse a una mayor vulnerabilidad. La gran variabilidad en el exceso de mortalidad invernal al interior de Argentina, interanual y entre colectivos humanos, nos interpeló a considerar que sería posible de ser reducido, al menos a sus valores promedio, o mínimos que paradójicamente fueron alcanzados en las regiones más frías del país. Interpretamos los diferenciales identificados, como expresión de desigualdades determinadas por modos de vida y contextos de los que nuestro estudio no pudo dar cuenta por su diseño.

Palabras claves: Epidemiología; Estudios de Series Temporales; Exceso de Mortalidad; Estudios Ecológicos

ABSTRACT

From 1950 onwards, European countries have measured winter mortality through the Winter Excess Death Index (EWDI). Only New Zealand has applied it in the southern hemisphere. Our objective was to quantify and describe the magnitude, trend and distribution of excess winter mortality in Argentina between 1997 and 2017, unpublished in the country. We conducted an aggregate, observational, longitudinal, time series study at the country, regional and provincial levels, of hybrid architecture since we spatialized the temporal vector for descriptions and hypotheses testing. We performed classical time series decomposition of monthly deaths and their rates. We applied moving averages for the EWDI time series. We used non-parametric methods for comparisons. In the period under observation, there were 407,950 excess winter deaths at the country level, corresponding to an EWDI of 20.4% (95 % CI = 18.6% ; 22.2%). The EWDI time series showed a gradual downward trend, with plateau periods until 2013 when it became upward. The EWDI was significantly higher in women than in men. We concluded that women, children under the age of 5, those over 60 years and those living in the Centro and Cuyo regions expressed a winter mortality experience that could be associated with greater vulnerability. The great variability in the excess winter mortality within Argentina, interannual and between groups, prompted us to consider that it would be liable to be reduced, at least to its average values or minimums that paradoxically were reached in the coldest regions of the country. We interpret the identified differentials as an expression of inequalities determined by modes of living and contexts that our research could not account for, because of its design.

Key words: Epidemiology; Time Series Studies; Excess Mortality; Ecological Studies

LISTADO DE FIGURAS

Figura 1. Defunciones mensuales en ambos sexos, Argentina 1997-2017.....	36
Figura 2. Defunciones mensuales y su tendencia. Argentina, ambos sexos 1997-2017.....	37
Figura 3. Descomposición aditiva de la tasa bruta de mortalidad mensual (por mil habitantes). Argentina, ambos sexos 1997-2017.....	38
Figura 4. Autocorrelación de la tasa bruta de mortalidad mensual. Argentina, ambos sexos 1997-2017.....	39
Figura 5 . Descomposición aditiva de la tasa de mortalidad mensual (por 1.000 habitantes) en mujeres (I) y varones (II). Argentina 1997-2017.....	41
Figura 6 . Descomposición aditiva de la tasa de mortalidad mensual ajustada por edad (por 1000 habitantes) en mujeres (I) y varones (II). Argentina 1997-2017.....	42
Figura 7. Índice del Exceso de Muertes Invernales y alisado mediante medias móviles centradas (de orden tres) según sexo. Argentina, 1997-2017.....	45
Figura 8. Autocorrelación del Índice del Exceso de Muertes Invernales en ambos sexos, Argentina 1997-2017.....	47
Figura 9. Índice del Exceso de Muertes Invernales y tendencia según sexo y grupos de edad. Argentina, 1997-2017.....	52
Figura 10. Comparación pareada del Índice del Exceso de Muertes Invernales según sexo, Argentina 1997-2017.....	54
Figura 11. Índice del Exceso de Muertes Invernales y tendencia según sexo (I y II) y comparación de a pares (III) utilizando las defunciones esperadas producto del ajuste por el método directo. Argentina 1997-2016.....	55
Figura 12. Comparaciones pareadas del Índice de Exceso de Muertes Invernales según sexo y región, 1997-2017.....	56

Figura 13. Distribución de la mediana del IEMI (%) según provincia respecto de la mediana del IEMI del período, Argentina 1997-2017.....	58
Figura 14. Mapa de la mediana del Índice del Exceso de Muertes Invernales del período 1997-2017 en las provincias argentinas, agrupadas por quintiles.....	60
Figura 15. Mediana del Índice de Muertes Invernales y su relación con la latitud de los centroides geográficos de las provincias argentinas global y según sexo, 1997-2017	62
Figura 16. Exceso de muertes invernales según sexo, grupos de edad y causas seleccionadas. Argentina 1997-2017 (n= 256.226).....	64
Figura 17. Índice del exceso de muertes invernales (%) según sexo, grupos de edad y causas seleccionadas. Argentina 1997-2017 (n= 256.226).....	65

LISTADO DE TABLAS

Tabla 1. Momento, magnitud, mediana y rango intercuartílico del índice de Exceso de Muertes Invernales según sexo y grupo etario, Argentina, 1997-2017.....	51
Tabla 2. Coeficientes de regresión y de determinación de los modelos de regresión cuadrática (Modelo 1) y polinomial (Modelo2) del efecto de la latitud sobre la mediana del Índice del Exceso de Muertes Invernales en las provincias argentinas.....	61

LISTADO DE ABREVIATURAS Y SIGLAS

DEIS: Dirección de Estadísticas e Información de Salud

EMI: Exceso de muertes invernales

EWM: Excess Winter Mortality

IEMI: Índice de exceso de muertes invernales

LAC: Latinoamérica y el Caribe

ONS: Office for National Statistics

CONTENIDO

INTRODUCCIÓN -----	14
<i>Estado del arte</i> -----	15
<i>Marco de Referencia</i> -----	21
<i>Preguntas de Investigación</i> -----	23
<i>Hipótesis</i> -----	23
<i>Objetivo General</i> -----	24
<i>Objetivos Específicos</i> -----	24
<i>Justificación social</i> -----	24
<i>Justificación académica</i> -----	25
<i>Justificación personal</i> -----	26
METODOLOGÍA -----	28
<i>Diseño</i> -----	28
<i>Población</i> -----	28
<i>Criterios de selección</i> -----	28
<i>Recorte geográfico y temporal</i> -----	28
<i>Fuentes</i> -----	29
<i>Instrumentos, definiciones y variables operacionales</i> -----	29
Definiciones conceptuales/ operacionales -----	30
<i>Análisis de las series temporales</i> -----	31
Descomposición y modelización de la serie mensual -----	31
Tratamiento del efecto de la estructura de edad sobre -----	32
Cálculo del EMI, IEMI y abordaje de la serie temporal anual -----	33
Comparación entre grupos y propuesta de estandarización del IEMI -----	34
Exploración de las causas del exceso de mortalidad invernal -----	35
Procesamiento estadístico -----	35
<i>Consideraciones éticas</i> -----	35

RESULTADOS -----	36
<i>Análisis de la estacionalidad en la mortalidad</i> -----	36
<i>El Exceso de Muertes Invernales y su Índice</i> -----	43
La serie temporal 1997-2017 -----	43
<i>Comportamiento y modelización de la serie temporal</i> -----	46
<i>El Exceso de Muertes invernales en cuanto al sexo, la edad y lugar de residencia</i> -----	50
El efecto de la estructura de la población Una propuesta de ajuste por edad del indicador -----	54
Tratamiento analítico del EMI y del IEMI para identificación de diferenciales a nivel espacial -----	56
El Índice del Exceso de Muertes Invernales y su relación con la latitud -----	58
<i>Las causas del exceso de muertes invernales en Argentina</i> -----	62
<i>Los indicadores epidemiológicos y la mortalidad invernal</i> -----	67
DISCUSIÓN -----	69
<i>Acerca de la teoría detrás de la medida</i> -----	72
<i>De la presentación de los resultados</i> -----	74
<i>La paradoja invernal y la latitud</i> -----	76
<i>El ajuste del IEMI</i> -----	78
<i>Sexo (¿o género?)</i> -----	79
<i>Causas y grupos de edad</i> -----	80
<i>A propósito del caso de Portugal</i> -----	81
<i>De factores de riesgo, exposiciones y condiciones de vida (o de muerte)</i> -----	82
<i>Limitaciones</i> -----	84
<i>Fortalezas</i> -----	85
CONCLUSIONES -----	87
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS -----	89

GLOSARIO	98
APÉNDICES	100
ANEXOS	130

INTRODUCCIÓN

En esta tesis de Maestría nos proponemos presentar y analizar un indicador novedoso para nuestro país, Argentina, denominado Índice de Exceso de Muertes Invernales, en adelante IEMI, para el período comprendido entre 1997 y 2017. Desarrollamos un análisis univariado de una serie temporal discreta en la cual la variable en estudio, el exceso de muertes invernales (EMI) y su índice (IEMI), no han sido abordados en Argentina como indicadores epidemiológicos en publicaciones oficiales o científicas.

La construcción de una serie temporal de veintiún años de este índice, inédito a nivel país, habilita a la problematización de un fenómeno empíricamente comprobable pero inexplorado a través de un indicador cuyas potencialidades y limitaciones abordamos en la discusión. Asimismo, arroja luz sobre su comportamiento histórico y abre camino a la formulación de nuevas preguntas de investigación e hipótesis.

Los objetivos del análisis de series temporales en salud son descriptos según la intención que subyace al investigador: predicción, control de un proceso, simulación de procesos y generación de nuevas teorías físicas o biológicas. En el caso de la epidemiología, su análisis es utilizado para describir características de un evento de salud en el tiempo, predecir su comportamiento futuro, generar hipótesis sobre posibles mecanismos y factores explicativos subyacentes, evaluar el impacto de intervenciones, entre otras posibilidades (Martinez Calvo, 2004). En nuestro caso, abordamos la serie de forma exploratoria y descriptiva según la teoría de control de procesos, la cual trata de seguir la evolución temporal de la variable objeto de estudio, con el propósito de regular su resultado. Esta teoría es la utilizada en el campo de la vigilancia epidemiológica por los Centros para el Control y Prevención de Enfermedades, Atlanta, EEUU (Molinero Casares, 2004).

Cabe señalar que al ser nuestro objeto de investigación la aplicación de un indicador inédito para Latinoamérica, en primer lugar analizamos las defunciones y la mortalidad según el enfoque clásico de series temporales, para luego modelizar la serie temporal del IEMI. Conscientes del carácter univariado de la serie que presentamos, planteamos a quienes nos lean que es nuestra intención discutir sus resultados desde una perspectiva crítica (Paim & Almeida-Filho, 2014). Problematizamos el concepto de “exceso” ya que éste refiere a una magnitud tal

que supera las expectativas de quienes observamos el fenómeno, y por ende nos interpela respecto de sus determinaciones y posibilidades de intervención.

En esta primera aproximación exploramos su distribución según sexo, grupos de edad y lugar de residencia, bajo la hipótesis que existen condiciones de posibilidad para identificar diferenciales de mortalidad invernal asociados a variables de grupo. En este sentido, nos proponemos identificar quiénes presentan mayor vulnerabilidad en época invernal a nivel de agregados, operacionalizada a través de su experiencia histórica de mortalidad, y cuáles son las causas de muerte predominantes responsables de este exceso.

En función de sostener una vigilancia epistemológica respecto de la perspectiva desde la cual discutimos nuestros resultados, hacemos explícito que medidas tales como la mortalidad las interpretamos como expresiones biológicas de desigualdades sociales (Krieger, 2001). Estas se manifiestan desde el nacimiento hasta la muerte mas no las entendemos como innatas ni contingentes, sino más bien como impuestas y determinadas operando tanto a nivel individual como colectivo (Breilh, 2003).

Asumimos desde la formulación del proyecto que tal exceso se comprobaría en Argentina por dos motivos. El primero refiere a características ambientales, geográficas y sociodemográficas comparables a otros países o regiones que hace más de cincuenta años miden el indicador e intervienen a través de políticas públicas en la reducción de este exceso (Carrere et al., 2021; Hajat et al., 2016; Iparraguirre, 2015; Marmot Review Team for Friends of the Earth, 2011; Recalde et al., 2019). El segundo se fundamenta en que hemos realizado un análisis exploratorio (no publicado) para el período 2004-2014 que pretendió instalar el tema en la agenda oficial durante el año 2016 (Área de Análisis y Sala de Situación de Salud, 2016). Resulta evidente que no lo logramos.

Estado del arte

El exceso de mortalidad invernal es reconocido en artículos científicos desde el siglo XIX. La mortalidad diferencial asociada a las bajas temperaturas de la época invernal ha sido producto de observación y análisis. Ya en 1858 William Guy publica su investigación sobre las fluctuaciones promedio observadas en las defunciones según causas específicas en el período 1840-1854 en la metrópolis (Londres), siendo la bronquitis y el asma las de mayor fluctuación

luego de las enfermedades epidémicas (*zymotic diseases*)¹. Esta variabilidad es atribuida a las bajas temperaturas registradas en los inviernos del período (Guy, 1858, 1881). En *On Temperature and it's Relation to Mortality*, William Guy expresa:

“Se observa que en esta serie de hechos no existe una sola excepción a la regla que el invierno resulta más fatal para la vida que el verano, a pesar que este exceso de mortalidad invernal oscila en un rango desde cifras tan bajas como 52 por ciento hasta cifras tan altas como 59 por ciento”²(Guy, 1881).

Un análisis realizado sobre la estacionalidad de los entierros en Londres en el período 1670-1819 refleja que a diferencia del siglo XVII, a comienzos del siglo XVIII se comienzan a observar “picos invernales” de entierros similares a los producidos por la ocurrencia de enfermedades respiratorias (Landers & Mouzas, 1988).

Inglaterra, Gales y otros países europeos vigilan de forma sistemática este fenómeno desde las últimas décadas del siglo pasado confirmando que registran mayores tasas de mortalidad en invierno respecto del verano. Este mayor riesgo de morir en los meses invernales viene siendo medido y analizado anualmente desde la década de 1950 en Inglaterra (Landers & Mouzas, 1988). La operacionalización de esta observación empírica es llevada a cabo a través de la construcción de un indicador denominado “exceso de muertes invernales”, en adelante “EMI”.

Sobre fines de la década de 1980, se crea el grupo colaborativo *Eurowinter Group* con el propósito de analizar en una serie temporal de 24 ciudades europeas seleccionadas en Alemania, Finlandia, Grecia, Italia e Inglaterra, el efecto que produce la caída de 1°C (por debajo de los 18°C de temperatura) en el total de las defunciones diarias registradas y si éstas presentan diferenciales regionales (The Eurowinter Group, 1997). Los investigadores demuestran un incremento lineal en la mortalidad por cada grado de descenso de la temperatura por debajo de los 18°C y ponen en evidencia, sorprendentemente, que este incremento porcentual en la mortalidad por todas las causas es significativamente mayor en territorios con climas más cálidos.

¹ Enfermedades contagiosas desarrolladas posteriormente a una infección por procesos análogos a la fermentación (inglés arcaico). Traducción libre propia (Oxford University Press, 2018)

² Traducción libre propia

Observaciones similares fueron realizadas en el Reino Unido al establecerse comparaciones con países nórdicos, cuyas temperaturas invernales alcanzan valores inferiores a los británicos, sin que ello conlleve mayor mortalidad. En este sentido se comienza con la identificación de factores asociados a este exceso de mortalidad, calificada como prevenible o evitable (Johnson & Griffiths, 2003; The Eurowinter Group, 1997). Las observaciones realizadas ponen de manifiesto que aquellos países o regiones dotados de climas más benignos, poseen hogares peor calefaccionados con temperaturas interiores bajas así como una población más vulnerable a la exposición al frío exterior por una menor utilización de medidas protectoras (ropa de abrigo, por ejemplo) (The Eurowinter Group, 1997). Los autores identificaron asociaciones significativas entre la mortalidad por todas las causas y distintos factores de exposición con efecto protector (tanto dentro como fuera de los hogares). En este sentido, la utilización de vestimenta adecuada para enfrentar el *stress* térmico por frío como la utilización de *anorak*, gorros, guantes y ropa interior que cubriera tanto brazos como piernas ha demostrado comportarse como factor de protección³. Respecto de los factores intradomiciliarios, la temperatura de los dormitorios presenta también este efecto⁴. Resulta destacable la fuerte asociación entre la presencia de medidas protectoras intradomiciliarias y la utilización de vestimenta protectora frente al *stress* térmico por frío, hecho observable en ambos sexos y en todos los grupos de edad. Los investigadores del grupo colaborativo *Eurowinter Group* concluyen que la asociación entre la mortalidad y las medidas protectoras frente al *stress* térmico resulta altamente sugestiva de que el exceso de mortalidad invernal sería pasible de ser reducido de manera significativa mediante la adopción de estas medidas, particularmente en países templados. De esta manera es como los autores introducen la condición de evitabilidad, que no es atribuida a conductas individuales sino más bien a políticas tendientes a la promoción y facilitación de acceso a la utilización de medidas protectoras.

Cabe aclarar que el concepto de evitabilidad utilizado en esta investigación remite específicamente al exceso de muertes atribuibles a la condición invernal, vale decir, a grupos de enfermedades que presentan un riesgo diferencial estacional, pasible de ser reducido a los valores esperados (tasas de referencia no-invernales) mediante medidas de distinta índole. Esta conceptualización toma como referencia el llamado principio de Uemura que establece:

³coeficiente de correlación (*R*) de -0.8, con un valor *p* de 0.029

⁴coeficiente de correlación (*R*) de -0.7 con un valor *p* de 0.005

[...] “Que las tasas mínimas de mortalidad logradas por una población reflejan su capacidad para evitar la muerte hasta ese punto y que si los recursos estuvieran equitativamente distribuidos todas las poblaciones deberían tener tasas similares” (Gómez-Arias et al., 2009, p.386).

Dejamos así establecida la definición teórica de evitabilidad y su operacionalización a través de la estimación de diferenciales de mortalidad respecto de valores de referencia. Este recorte es el que nos resulta más adecuado para los fines de esta investigación. En este sentido, una descripción más exhaustiva de la evolución y usos del concepto obra en el Apéndice A.

Respecto a la vulnerabilidad identificada por los investigadores del *Eurowinter Group* en aquellos grupos poblacionales que presentaron menor utilización de factores protectores, el concepto no puede disociarse de las medidas de riesgo estimadas por ellos (The Eurowinter Group, 1997). Nos resulta pertinente realizar esta aclaración, ya que nuestro objeto de estudio es una serie temporal de una medida de riesgo como lo es la experiencia histórica de mortalidad⁵. En este sentido, siguiendo la perspectiva de Ayres:

“Los análisis de vulnerabilidad no prescinden de los análisis epidemiológicos de riesgo. Establecer asociaciones probabilísticas [...] entre diferentes condiciones objetivas, mensurables [...] seguirá siendo siempre una importante fuente de información e hipótesis”. (R. Ayres et al., 2006, p.143).

Ayres conceptualiza la vulnerabilidad como un conjunto de aspectos individuales, colectivos y del contexto que acarrearán mayor susceptibilidad a la enfermedad en función de los recursos disponibles para protegerse frente a ella (R. Ayres et al., 2006). Esta definición es aplicable a los hallazgos de los investigadores del *Eurowinter Group* respecto a la asociación entre la disponibilidad y utilización de factores protectores intra y extradomiciliarios y la mortalidad.

La Oficina Nacional de Estadísticas (ONS) de Inglaterra y Gales diseña una metodología para la medición del EMI siguiendo los estándares de calidad requeridos en sus cinco dimensiones (i. relevancia; ii. oportunidad; iii. coherencia y comparabilidad; iv. precisión y accesibilidad y v. claridad) (Office for National Statistics, 2013, 2015, 2019), criterios y

⁵ No obstante, tenemos presente que detrás de diferenciales de mortalidad existen determinaciones e imposiciones y no solamente factores contingentes o asociaciones empíricas. Un abordaje integral requeriría del análisis de las condiciones objetivas-subjetivas de la población como espacio social complejo (Breilh, 2003).

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

métodos que son revisados periódicamente, tal lo demuestra la fecha de las publicaciones citadas. El indicador, en forma resumida, compara las muertes acaecidas en período invernal (definido desde el 1 de diciembre hasta el 31 de marzo) con el promedio de las muertes “no invernales” definidas como las que ocurren en dos períodos: el primero comprendido entre el 1 de agosto al 30 de noviembre precedente a la estación invernal y el segundo entre el 1 de abril al 30 de julio posterior a la finalización del invierno del hemisferio norte. Esta forma de medición es la denominada “método ONS” (por sus siglas en inglés, *Office for National Statistics*) (Office for National Statistics, 2015).

Tanto el estudio de Johnson y Griffiths para la ONS que analiza las defunciones ocurridas entre 1950 y 1999 en Inglaterra y Gales como el del *Eurowinter Group* que analiza las acaecidas entre 1988 y 1992 (Brown et al., 2010; Johnson & Griffiths, 2003; The Eurowinter Group, 1997) coinciden en que el patrón de estacionalidad en el exceso de mortalidad se ve traccionado por un incremento invernal de las muertes por causas cardiovasculares y enfermedades del aparato respiratorio, particularmente en el grupo de mayores de 65 años. En los 70 años de la serie temporal británica se comprueba la estacionalidad en la totalidad del período, destacándose sí una tendencia general decremental, sin presentar ningún punto de inflexión significativo a lo largo de la serie. El análisis de la serie, como ya fuera dicho, permite identificar causas específicas así como grupos etarios particularmente susceptibles a expresar mayores tasas de mortalidad durante los meses invernales, sugiriendo ello que medidas tales como la vacunación antigripal o el acceso a tarifas invernales bonificadas (particularmente para el acceso a sistemas de calefacción seguros) podrían tener impacto a largo plazo. Sin embargo, en los últimos 28 años no se aprecia ningún punto de inflexión en la tendencia que permita concluir que medidas de esta índole hayan resultado efectivas.

En lo que respecta al hemisferio sur, este fenómeno ha sido estudiado con menor exhaustividad mas los hallazgos han resultado similares a los mencionados (Davie et al., 2007). Nueva Zelanda lidera las publicaciones al respecto, con un abordaje similar al del Reino Unido y otros países europeos (Hales et al., 2012). Sin embargo, al analizar la bibliografía producida en Latinoamérica y el Caribe (LAC), se observa un tratamiento tangencial del problema, ya sea a través de la participación en estudios multicéntricos o en análisis de mortalidad estacional por patologías específicas. El registro internacional MONDO (*Monitoring Dialysis Outcomes*) o de monitoreo de resultados de diálisis, incluyó 87.339 pacientes en hemodiálisis por un período

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

superior a 1 año entre el 1 de enero de 2000 y el 30 de septiembre de 2012 y analizó de forma retrospectiva la mortalidad según hemisferio y tipo de clima (templado o tropical). Los pacientes fueron enrolados según la filiación del servicio prestador de hemodiálisis; siendo la empresa Fresenius® la proveedora para nuestra región. Los investigadores concluyen que se observa un exceso de mortalidad invernal en la población en estudio que habita zonas templadas de ambos hemisferios [*odds ratio* de 0,82 para la ocurrencia de muertes tanto en primavera ($IC_{95\%} = 0,76 ; 0,97$) como en verano ($IC_{95\%} = 0,76 ; 0,87$) en el hemisferio septentrional, por debajo de 23,5° de Latitud Sur](Guinsburg et al., 2015). Por otro lado, el proyecto ISOTHURM caracterizó la mortalidad asociada a temperatura ambiente en 12 ciudades localizadas en países de medianos y bajos ingresos (para LAC: México DF; Monterrey; San Salvador; Santiago de Chile y San Pablo) observándose una curva “en U” en la mortalidad asociada a temperatura en la mayoría de las unidades de análisis. Se estimaron umbrales para el incremento de la mortalidad para bajas y altas temperaturas, comprobándose que las ciudades con climas más cálidos presentan umbrales más altos para el incremento de la mortalidad por altas temperaturas, no siendo el caso del riesgo de muerte por temperaturas bajas (moderadamente bajas), siendo fuerte la asociación tanto en climas templados como cálidos (McMichael et al., 2008).

Por otro lado, las publicaciones argentinas recuperadas en la búsqueda bibliográfica analizan la asociación entre la circulación del virus Influenza y el exceso de mortalidad invernal estimado a partir de las muertes esperadas según años no epidémicos, en población mayor a 65 años (Imaz et al., 2006; Kuszniarz et al., 2002). Ambos artículos, similares metodológicamente, analizan series temporales (1992-1999, ciudad de Santa Fe, el primero y 1992-2002, Argentina, el segundo). El abordaje es distinto al planteado más arriba ya que el recorte del objeto de estudio está realizado a partir de la problematización de tipos y subtipos de virus Influenza circulantes, atributos del Sistema Nacional/Provincial de Vigilancia de la Salud y calidad de los Informes Estadísticos de Defunción para la identificación de la causa básica de muerte. Asimismo, ambos estudios son previos a la pandemia 2009, cuyo análisis arrojaría luz a los hallazgos comentados por las autoras. En este sentido, en un análisis exploratorio, no publicado, realizado por el equipo del Área de Análisis y Sala de Situación de Salud de la Dirección de Epidemiología del Ministerio de Salud de la Nación (2015/6) en el que se caracteriza el exceso de mortalidad invernal en la Argentina en el período 2004-2013 se comprueba un exceso de mortalidad invernal en un rango entre 15,27% ($IC_{95\%} = 15.02 ; 15.51$) y 24,83% ($IC_{95\%} = 24.52$;

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

25.14) (Área de Análisis y Sala de Situación de Salud, 2016), consistente con los hallazgos internacionales (The National Archives UK Government Web Archive, 2010).

La pandemia por COVID-19 declarada el 11 de marzo de 2020 (Organización Panamericana de la Salud/OMS, 2020) coloca en la agenda global la medición del exceso de mortalidad por todas las causas como medida de impacto directo e indirecto (Rearte et al., 2021; Ritchie et al., 2020). Sus diferentes metodologías de estimación poseen distintos grados de complejidad y alcance, abarcando un amplio espectro desde un *score* similar al IEMI, hasta la utilización de inteligencia artificial y código abierto, pasibles de ser seguidas en tiempo real desde una aplicación de un teléfono celular (MIT, 2021/2022; Ritchie et al., 2020; World Health Organization, 2022) . El contexto que atravesamos en la redacción del documento final nos interpela ya que escribir sobre exceso de mortalidad en el año 2022 sitúa al estado del arte en un escenario dinámico y de incertidumbre, donde los criterios de oportunidad y comparabilidad en la utilización de indicadores epidemiológicos son resignificados. Retomamos ello en la discusión.

Marco de Referencia

En esta investigación construimos una serie temporal de 21 años de realizaciones de una variable (IEMI) que en su conceptualización lleva implícitos criterios tales como el exceso y la evitabilidad. Desde su exploración analítica y modelización discutimos la utilización de este indicador en Argentina como aproximación para detectar diferenciales entre los grupos analizados.

Siguiendo a la perspectiva del autor de *La ciencia tímida*, incorporamos relaciones de ocurrencia de manera crítica. Interpretamos la formalización matemática como un recurso necesario para la producción y comunicación del conocimiento epidemiológico. En este sentido, “edad” es más que número de años vividos, “sexo” más que una definición genital, “lugar” más que provincia. Adoptamos en la interpretación y discusión de los resultados una vigilancia epistemológica respecto de este marco de referencia, que considera la ineludible dimensión social de la epidemiología (Almeida Filho, 2000). Tal como menciona Everardo Duarte Nunes en el prólogo que le dedica a Jaime Breilh en *Epidemiología Crítica*, los perfiles epidemiológicos son meras propuestas interpretativas de categorías centrales como lo son las representaciones sociales (Breilh, 2003).

Desde este marco teórico formulamos nuestras preguntas de investigación mientras que nuestras hipótesis se fundamentaron en la evidencia empírica disponible y los abordajes metodológicos utilizados por los investigadores especializados en el tema. Construimos nuestro problema y desarrollamos esta tesis atravesados por estas realidades.

En países templados, las tasas de mortalidad invernal son entre un 10% y un 30% superiores a las no-invernales, fenómeno que no se experimenta con igual magnitud en latitudes extremas, mencionándose como “la paradoja invernal” (Mercer, 2003). Las causas subyacentes son complejas y multidimensionales existiendo condiciones de posibilidad para que elementos ambientales, socio-económicos, biológicos, culturales, políticos y de accesibilidad a los servicios de salud operen como factores de riesgo o como protectores frente a la exposición a bajas temperaturas (Hales et al., 2012).

El exceso de muertes invernales es reducible, de hecho la Organización Mundial de la Salud estima que hasta un 30% de éstas se asocian a condiciones habitacionales (UK Health Forum, 2014; World Health Organization, 1987). Existe evidencia conflictiva acerca de la contribución de los distintos factores mencionados al desarrollo del EMI y más aún acerca de la efectividad de las intervenciones implementadas por los Estados para su prevención (Healy, 2003).

No obstante ello, la condición de reducibilidad torna relevante la medición de este exceso en la Argentina, más aun considerando que para el período 2004-2013 se registra un exceso de 205.873 muertes invernales estimado por el análisis exploratorio antes mencionado.

Para finalizar este apartado, nuestra propuesta es descriptiva. Los enfoques analíticos de Hales *et al* , Healy y demás autores referenciados implican la explicación causal del exceso de mortalidad invernal a través de relaciones externas de un(os) “factor(es) que opera(n) desde ‘afuera’[...] no sucede(n) por simple contingencia, sino que está(n) inscrito (s) en un patrón, el cual a su vez adquiere su forma y contundencia epidemiológica en el seno de un modo de vida grupal⁶”(Breilh 2003, p.212). Por consiguiente, en la discusión de nuestros resultados es donde el lector se reencuentra con nuestro marco de referencia.

⁶ La utilización de la forma plural es nuestra.

Preguntas de Investigación

1. En Argentina ¿se comprueba la presencia de estacionalidad en la mortalidad anual con mayor incidencia en los meses invernales en el período comprendido entre 1997 y 2017?
2. De comprobarse un exceso de mortalidad invernal ¿Cuál es su magnitud y distribución para el período en estudio?
3. ¿Cuál es el comportamiento de la serie temporal y el modelo que mejor se ajusta a los datos?
4. ¿Existen grupos más vulnerables a exhibir una mayor mortalidad invernal en cuanto a sexo, grupos de edad o lugar de residencia?⁷
5. ¿Cuáles son las causas o grupos de ellas responsables del excedente de muertes registradas en los períodos invernales?

Hipótesis

1. En Argentina, al igual que en otros países situados entre los 23,5° y los 66,5° de Latitud N y S se comprueba para el período en estudio un exceso de mortalidad invernal respecto de los valores esperados, con un patrón estacional anual.
2. El exceso de muertes invernales anuales oscila entre 15.000 y 25.000. Asimismo, esta estacionalidad en la distribución de la mortalidad se comprueba a lo largo de toda la serie presentando fluctuaciones significativas, independientemente de la tendencia general del período observado.
3. La serie temporal del EMI es posible de ser modelizada según distribuciones de probabilidad como un proceso estocástico no estacionario. El enfoque local se adapta mejor a la estimación e identificación de sus fluctuaciones significativas.
4. Los grupos etarios más afectados por el exceso de mortalidad invernal son los mayores de 60 años y los menores de 5 años, no obstante ello, la medida de afectación en los distintos grupos de edad es variable a lo largo de la serie temporal. Por otro lado, las mujeres registran mayor mortalidad invernal que los varones. Este diferencial en el

⁷ Refiere a agrupación por sexo, grupos de edad, provincia y región

exceso de mortalidad estacional es de mayor magnitud en el grupo comprendido entre los 15 y los 59 años. Las regiones con climas más templados presentan mayor EMI.

5. Las enfermedades respiratorias y las cardiovasculares dan cuenta de más del 50 % del EMI.

Objetivo General

Cuantificar y describir la magnitud, tendencia y distribución del exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017.

Objetivos Específicos

1. Describir pautas de regularidad en los movimientos de la serie a corto, mediano y largo plazo a fin de modelizar su comportamiento
2. Estimar diferenciales de mortalidad invernal para la población total, por sexo y grupos de edad en la serie temporal del IEMI.
3. Estimar diferenciales en el exceso de muertes invernales según regiones y provincias a través del agregado espacial del vector temporal.
4. Identificar las principales causas de muerte responsables del exceso de mortalidad invernal para la población total, por grupos de edad y sexo.
5. Identificar grupos con mayor vulnerabilidad para morir en temporada invernal.

Justificación social

Consideramos que la estimación de un indicador que mide diferenciales de mortalidad estacional por causas potencialmente prevenibles y/o reducibles es una forma de atribuirle una resignificación social a macroindicadores. Nuestra serie temporal expresa la trayectoria del exceso de muertes invernales e identifica grupos con distintas experiencias de mortalidad que podrían asociarse a vulnerabilidades pasibles de intervención. Estos diferenciales nos habilitan a interrogarnos acerca del contexto en el que transcurrió esta serie y sus determinaciones. Esperamos dejar abierto un camino a nuevas preguntas de investigación, hipótesis de mayor capacidad explicativa y abordajes que incluyan otros niveles de análisis.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernada en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

La reducibilidad es poco abordada fuera del espectro de las muertes maternas e infantiles, y en general se lo hace desde el análisis de casos individuales por comités de expertos, dada la relevancia que poseen como indicadores determinados por factores biológicos, socioeconómicos, demográficos, culturales, ambientales, geográficos, y del sistema de salud. Con igual criterio que la mortalidad infantil, en Argentina el Centro de Clasificación de Enfermedades plantea el análisis de la denominada mortalidad innecesariamente prematura y sanitariamente evitable (Centro Argentino de Clasificación de Enfermedades, Dirección de Estadísticas e Información de la Salud, Ministerio de Salud, 2021).

El formularnos la pregunta si en nuestro país se comprueba sistemáticamente la presencia de un período en el que se estima se producirá un “exceso de pérdida de vidas”, y que podamos caracterizar quiénes son los más vulnerables, no sólo justifica el análisis de esta serie temporal, sino que tensiona el rol que los indicadores epidemiológicos desempeñan para una construcción transformadora de las condiciones desiguales en las que las personas, nacen, viven, se enferman y mueren en Argentina.

Justificación académica

Tal como expresamos en la introducción, este indicador no es utilizado en Argentina en la actualidad, ni es tema de agenda de investigación. No obstante, otros países y regiones del planeta lo miden de forma sistemática, no sólo desde una perspectiva descriptiva, sino también analítica. Existen diversos diseños metodológicos y abordajes teóricos para explorar su asociación con factores explicativos de distinta índole que determinan su comportamiento, así como para diseñar e implementar políticas públicas en pos de su reducción. La mortalidad, como resultado sanitario, o *outcome* es un punto final frecuentemente utilizado en el campo socio-sanitario. Como mencionamos más arriba, investigadores que formulan el problema desde diferentes marcos de referencia, utilizan esta medida y construyen evidencia alrededor de ella. Desde el modelo biomédico experimental de la medicina basada en la evidencia, el de la evaluación de efectividad de los servicios de salud, hasta el modelo marxista de determinación social de la salud con la reciente incorporación de modelos complejos de determinación jerárquica, coinciden en la relevancia de su análisis (Organización Panamericana de la Salud, 2017). Por otro lado, cuando se incorpora su tendencia secular, la variable tiempo debe ser tomada como inerte en una serie temporal univariada, sin embargo tenemos presente

que los hechos observados suceden de forma contextualizada e histórica y que estudios de mayor capacidad explicativa y analítica pueden abordar.

Es claro que en nuestro país y en Latinoamérica en general, existe una brecha de conocimiento al respecto. Creo relevante aportar a su construcción, dado que las condiciones en cuanto a metodología, disponibilidad, calidad de los datos y recursos analíticos resultan favorables para una primera aproximación exploratoria al tema.

Justificación personal

El exceso de mortalidad invernal ha sido tema de interés para mí desde hace más de cinco años. En ocasión de la búsqueda de indicadores novedosos y que dieran cuenta, aunque sea de manera indirecta, de desigualdades en la experiencia vital de la población, es que llego a su conocimiento. El contexto de esta búsqueda fue el armado de una Sala de Situación de Salud para el Ministerio de Salud de la provincia de Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur (TDF). Mi primera aproximación fue a través de la página web de *Public Health England*, que incluye este indicador como trazador de distintas categorías de políticas públicas: cuidado social del adulto; resultados en salud pública y determinantes ampliados de salud. (Public Health England, 2018). El indicador en cuestión cumplía con mis expectativas, por lo que me dispuse a calcularlo para una serie de cinco años en TDF. Construí la pregunta desde una actitud ingenua y pensando que en la provincia patagónica más austral, se comprobaría la existencia de este exceso de mortalidad y que además exhibiría una magnitud significativa. No sólo me encontré que mis preconceptos no se cumplían, sino que, por el contrario, para algunos años, el invierno aparecía como factor de protección para el exceso de mortalidad. Citando a Evangelina Casá quien parafrasea a Bourdieu “para no caer en una construcción inapropiada del objeto [...] la actitud que sugiere frente al dato debe ser de sorpresa y ruptura con las apariencias así como con el realismo ingenuo,” (Casá 2016, p.114), en ese momento comenzó la construcción del objeto de esta investigación. Consciente de mi sorpresa y de lo insuficiente de mis lecturas, nació mi interés por conocer si siendo la Argentina un país tan extenso, con climas tan variados y sobre todo, tan desigual, la medición de un indicador relativamente sencillo, podría contribuir a visibilizar que las personas y las poblaciones “in-corporan” en su trayectoria vital, en su cuerpo biológico, su historia, su territorio y la experiencia colectiva en

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

la que se encuentran insertas, a modo de trama y urdimbre, determinando así su modo de andar por la vida y de morir.

METODOLOGÍA

Diseño

Caracterizamos este estudio acorde a la tipología de los diseños de investigación en epidemiología propuesta por Almeida-Filho (Almeida-Filho & Rouquayrol, 2008) quienes tomaron como eje estructurante el tipo operativo, la posición del investigador, la referencia temporal y la denominación habitual.

Realizamos un estudio de tipo agregado, observacional, longitudinal, de series temporales en el que analizamos el exceso de mortalidad invernal en Argentina entre 1997 y 2017 para el total país, sus regiones y provincias. Exploramos a nivel de estos agregados la presencia de diferenciales en la experiencia del exceso de muertes invernales, por lo que su arquitectura fue de tipo híbrida - diseño simultáneamente agregado y de tendencia temporal (Almeida-Filho & Rouquayrol, 2008).

Población

Para el análisis de series temporales, cada año del período 1997-2017 fue tomado como una unidad agregada completa (Almeida Filho & Rouquayrol, 2008; Susser, 1994).

Para el análisis a nivel país (1997-2017), la población de estudio fue la estimada al 1 de julio de cada año calendario de la serie temporal (CELADE - División de Población de la CEPAL. Revisión 2022).

Criterios de selección

Criterios de selección: todas las defunciones registradas en el período 1997-2017 que constaban en las bases de mortalidad de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud del Ministerio de Salud de la Nación.

Recorte geográfico y temporal

Esta investigación fue realizada en Argentina, como total país y en cada una de las jurisdicciones provinciales que fueron agrupadas según regiones. El criterio de agrupamiento

de las regiones fue el utilizado por la DEIS (Argentina, Ministerio de Salud, Dirección de Estadísticas e Información de la Salud 2020).

- Región Centro: CABA⁸, Buenos Aires, Córdoba, Entre Ríos, Santa Fe
- Región Cuyo: La Rioja, Mendoza, San Juan, San Luis
- Región Noroeste (NOA): Catamarca, Jujuy, Salta, Santiago del Estero, Tucumán
- Región Noreste (NEA): Corrientes, Chaco, Formosa, Misiones
- Región Patagónica: Chubut, La Pampa, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz, Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur (TDF)

El recorte temporal abarcó el período 1997-2017, dado que Argentina adoptó la utilización de la CIE-10 para la codificación de las causas de muerte el 1 de enero de 1997. Esta selección de 21 años nos permitió contar con observaciones suficientes para analizar y modelizar la tendencia del IEMI y la estacionalidad.

Fuentes

Utilizamos fuentes secundarias.

Para las proyecciones poblacionales a nivel país recurrimos a las *Estimaciones y proyecciones de población a largo plazo 1950-2100* (CELADE - División de Población de la CEPAL. Revisión 2022).

Para los datos de mortalidad, utilizamos las bases de mortalidad oficiales producidas por la Dirección de Estadísticas e Información de Salud , Ministerio de Salud, Argentina del período 1997-2017.

Para el ajuste de tasas, utilizamos la nueva población estándar de la Organización Mundial de la Salud 2000-2025 (Ahmad et al., 2001).

Instrumentos, definiciones y variables operacionales

A partir de las fuentes mencionadas, los datos fueron procesados, armonizados y tabulados para su análisis que incluyó el cálculo de diferencias, índices con sus respectivos intervalos de confianza, tasas brutas y ajustadas por edad y proporciones. El ajuste de tasas respondió a la necesidad de remover el efecto confusor de la estructura de edad de la población,

⁸ La Ciudad Autónoma de Buenos Aires no sigue el orden alfabético por no ser una provincia.

que asumimos variante en los 21 años que compusieron nuestra serie temporal. Utilizamos el método directo de estandarización para así estimar las muertes “esperadas” si todas las poblaciones objeto de esta investigación hubieran conservado la misma estructura en el tiempo (Organización Panamericana de la Salud, 2002).

El procesamiento inicial de los datos fue la base para las inferencias estadísticas⁹ e incluyó agregados temporales de dos periodizaciones diferentes: mensuales y cuatrimestrales .

Para definir el período invernal de cada año (t), aplicamos la misma metodología utilizada por los investigadores para Nueva Zelanda (Davie et al., 2007). Dividimos al año calendario en tres estaciones de cuatro meses de duración cada una. Siguiendo a los autores neozelandeses definimos al período invernal del año (t) como el comprendido entre el 1° de junio y el 30 de septiembre de cada año calendario (t). El período no invernal estuvo integrado por dos cuatrimestres ; el primero a partir del 1° febrero al 31 de mayo anterior al cuatrimestre invernal del año (t), mientras que el segundo cuatrimestre no invernal comprendió el período entre el 1° de octubre y el 31 de enero del año posterior al año de referencia ($t + 1$). El período no invernal del año t entonces, quedó definido como el promedio de las defunciones de los dos cuatrimestres no invernales, según el método de la ONS. De esta manera, al calcular el EMI y el IEMI utilizamos para el cuatrimestre invernal las defunciones acaecidas y registradas en los cuatro meses definidos como invernales y para el período no invernal las correspondientes al promedio de dos cuatrimestres no invernales, arribándose a la construcción de dos períodos: invernal y no-invernal.

A partir de la categorización de las muertes en invernales o no invernales, construimos tablas de EMI total, según sexo, grupos de edad (según el agrupamiento realizado por Davie *et al.*) y causas seleccionadas de muerte.

Definiciones conceptuales/ operacionales

Presentamos la matriz de variables en el Apéndice C- Cuadro 1.

1. Período invernal: Definimos como período invernal al cuatrimestre comprendido entre el 1 de junio y el 30 de septiembre de cada año calendario (Davie et al., 2007).

⁹ Las tablas se encuentran en el Apéndice D y como material complementario en <https://mega.nz/folder/9ewlmAwY#F6UCXlhGUnRfJbq7es9vTw> .

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

2. Período no-invernal: El período no-invernal fue integrado por dos cuatrimestres, el primero correspondiente al verano y otoño precedentes (febrero-mayo) seguido por el cuatrimestre primavera/verano (octubre-enero) subsiguientes al período invernal de cada año. Es decir, que para cada año analizado t , el segundo cuatrimestre no invernal incluyó al mes de enero de $t + 1$ (Davie et al., 2007).
3. Exceso de mortalidad invernal (EMI): El EMI calculado fue el resultado de la sustracción del promedio de las muertes no invernales al total de las defunciones invernales (Office for National Statistics, 2019).
EMI= Total de defunciones invernales - promedio de defunciones no invernales
4. Promedio de defunciones no invernales= $\frac{\text{Def FEB a MAY} + \text{Def OCT a ENE}}{2}$
5. Índice de EMI (IEMI): Razón entre el EMI y el promedio de muertes no invernales, expresado como porcentaje (Office for National Statistics, 2017). Utilizamos el índice para establecer comparaciones entre sexos, grupos de edad, regiones, provincias, causas de muerte (Office for National Statistics, 2019).

$$\text{IEMI} = \frac{\text{EMI}}{\text{Promedio de muertes no-invernales}} \times 100$$

EL IEMI fue presentado con sus intervalos de confianza del 95% (IC 95%), estimados según el método de la ONS de la siguiente manera: IC 95% IEMI= $\text{IEMI} \pm 1,96 \times (\text{IEMI}/\sqrt{\text{IEMI}})$.

Análisis de las series temporales

Descomposición y modelización de la serie temporal de frecuencia mensual

En primera instancia, evaluamos los criterios básicos de calidad de los datos para la construcción de series temporales: consistencia, comparabilidad, estabilidad, detección de valores aberrantes y periodicidad. (Coutin Marie, 2007; Coutin Marie & Zambrano Cárdenas, 2006; Martínez Calvo, 2004). Realizamos imputaciones para el año 2007 por inconsistencias en la distribución de las defunciones mensuales respecto del resto de los años (Apéndice E-Procesamiento y tratamiento de los datos).

Para el análisis de las series temporales de las defunciones mensuales y sus tasas utilizamos el abordaje clásico de descomposición o de componentes no observados (Ministerio

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

da Saúde Universidade Federal de Goiás, 2015; Rodríguez Morilla, 2000) el cual considera que el comportamiento de una variable en el tiempo es el resultado de la integración de cuatro componentes fundamentales no observados: tendencia, ciclo, componente estacional y componente irregular ($Y_t = f(T_t, C_t, E_t, I_t)$). La función (f) que integró los componentes fue modelizada siguiendo el abordaje clásico.

Comenzamos por la representación gráfica de la serie temporal de las defunciones del período estudiado para detectar si las componentes se asociaban según un modelo aditivo o multiplicativo. Asumimos una hipótesis de independencia entre la tendencia y las demás fluctuaciones, por lo que optamos por la función aditiva ($Y_t = T + C_t + E_t + I_t$). La descomposición de la serie temporal fue realizada según el método *Seasonal- Trend Decomposition Procedure Based on Loess* (STL) (Cleveland, Robert B et al., 1990) que resultó adecuado al permitir la especificación del alisado de la tendencia y la componente estacional (objeto de esta investigación) y testeado según los supuestos de la componente residual mediante pruebas de autocorrelación de residuos (autocorrelograma y prueba de *Ljung-Box*). Aplicamos el método STL para las descomposiciones de las series de las defunciones mensuales, de las tasas brutas de mortalidad mensual en ambos sexos, en mujeres y varones, según grupos de edad y causas. Realizamos pruebas de autocorrelación simple y parcial para cada objeto de descomposición. Estimamos atributos de las series que fueran conducentes a nuestros objetivos tales como la fuerza de la tendencia y de la componente estacional.

Una vez analizada la componente estacional procedimos a graficar *plots* estacionales y subseries estacionales junto a las medias de las defunciones. Esta primera etapa en la que el enfoque determinista resultó adecuado para el tratamiento de las series mensuales, tuvo como objetivo la comprobación de estacionalidad y del exceso de mortalidad invernal. Graficamos estos mismos *plots* para las tasas de mortalidad mensual según sexo y grupos de edad.

Tratamiento del efecto de la estructura de edad sobre diferenciales de mortalidad invernal

Dado que la exploración de diferenciales en la experiencia de mortalidad invernal entre mujeres y varones era necesaria para dar cuenta de nuestras hipótesis, ajustamos sus tasas por el método directo y realizamos la descomposición de las series ajustadas. Utilizamos como población estándar a la nueva población estándar de la OMS 2001-2025 (Ahmad et al., 2001).

Cálculo del EMI, IEMI y abordaje de la serie temporal anual

Estimamos el EMI y el IEMI por el método de la *ONS* (Office for National Statistics, 2021) cuyas fórmulas incorporamos en las definiciones operacionales, según las categorías propuestas (población total, por sexo, grupos de edad, causas seleccionadas de muerte, regiones y provincias).

Calculamos sus estadísticos descriptivos: medidas de tendencia central y dispersión acorde a su distribución. Procedimos a la inspección gráfica de la serie temporal univariante del IEMI (en las categorías mencionadas) para describir su trayectoria y comportamiento histórico. Al no haber observado un crecimiento o decrecimiento continuo en los valores de la variable (IEMI) recurrimos al método de la media móvil para que el promedio se fuera adaptando a las circunstancias cambiantes producidas en la historia de la serie. Para nuestro conjunto de datos $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_{21}\}$ denominamos media móvil de orden $p = 3$ a la serie de medias de tres observaciones cuyos valores obtuvimos añadiendo una nueva observación y excluyendo la más antigua a lo largo del tiempo (Moliner Casares, 2004; Rodríguez Morilla, 2000). Así obtuvimos una nueva serie cuyos valores fueron asignados al momento central de p dado que el orden de la media fue impar, así como la cantidad de observaciones, por lo que trabajamos con una media simple centrada para detectar la tendencia de la serie. La media móvil fue expresada mediante la función¹⁰:

$$m(x_t) = \frac{x_{t-1} + x_t + x_{t+1}}{3}$$

Una vez alisada la serie mediante la aplicación de medias móviles, estimamos los coeficientes de autocorrelación simple y parcial del IEMI a distintos retardos k (3, 7 y 10 años) y contrastamos con la prueba de hipótesis de *Box-Pierce* para confirmar los hallazgos. Para continuar con su modelización, y en base a la inestabilidad en las realizaciones del IEMI procedimos a determinar si el comportamiento de la variable en el tiempo era el de una secuencia temporal o el de una serie temporal definida por sus atributos (Aguirre Jaime, 1994). Para ello realizamos pruebas de estacionariedad respecto de la varianza (*F test*), de la media

¹⁰ Donde $m(x_t)$ = media móvil centrada de $p = 3$ asignada al primer año de la nueva serie de la tendencia; x_t se corresponde con el IEMI calculado para $Y_2 = 1998$; x_{t-1} se corresponde con el IEMI de $Y_1 = 1997$ y x_{t+1} se corresponde con el IEMI observado en $Y_3 = 1999$. El promedio de estos tres valores (x) del IEMI, se asignó al primer punto $m(x_t)$ de la tendencia, así se continuó hasta $Y_{21} = 2017$, promediando el IEMI de 2015 a 2017 y asignando el valor obtenido al punto de la tendencia correspondiente a $Y_{20} = 2016$.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

(las propias medias móviles), y la covarianza (*acf test* para covarianza) entre observaciones ya que ya habíamos testeado la autocorrelación. Aplicamos el test de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)* también para estacionariedad. La lógica detrás de estas pruebas fue que de haberse tratado de un proceso estocástico completamente aleatorio (secuencia temporal), similar al denominado ruido blanco, necesariamente no hubiera exhibido tendencia, por lo tanto se debería comportar como una serie estacionaria (media y varianza constantes e incorrelacionada). Realizamos la prueba de la primera diferencia de residuos a la que le aplicamos el test *Augmented Dickey Fuller*.

Modelizamos la serie desde un enfoque local, ratificando la elección de las medias móviles y su orden y procedimos entonces a describir su tendencia para el total país, según sexo y grupos de edad, asumiendo que la función del modelo estaba compuesta por un término de tendencia y otro de error.

Comparación entre grupos y propuesta de estandarización del IEMI

Dada la estructura de la serie temporal, la variabilidad del estimador, las distintas distribuciones que presentó, decidimos trabajar con datos agregados del período para realizar las comparaciones analíticas entre regiones, provincias y sexos “espacializando” el vector temporal (Almeida-Filho & Rouquayrol, 2008). Utilizamos pruebas no paramétricas, *Wilcoxon Signed-Rank test* para la comparación pareada. A su vez, estandarizamos el IEMI, volviéndolo a estimar con las muertes esperadas obtenidas por el ajuste por edad mediante el método directo y aplicamos las mismas pruebas no paramétricas para comprobar si se sostenían los diferenciales en la experiencia del IEMI entre mujeres y varones.

Construimos un mapa temático de la mediana de período de las provincias argentinas agrupadas por quintiles. De su visualización surgió la necesidad de analizar la asociación entre la latitud del centroide geográfico de las provincias y la mediana del IEMI. Testeamos distintos modelos de regresión para ambos sexos, mujeres y varones, optando por el modelo polinomial de orden 3 considerando sus coeficientes de regresión, de determinación, su p-valor y comportamiento de residuos. Basamos la elección del modelo además, en el criterio de información de Akaike.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

Exploración de las causas del exceso de mortalidad invernal

Utilizamos gráficos de barras para describir las causas seleccionadas responsables del EMI y del IEMI por sexo y grupos de edad. Finalmente, exploramos el momento (expresado como mes-año) y magnitud de las tasas máximas registradas según sexo, grupo de edad y causas seleccionadas para el período estudiado y las comparamos con los valores máximos del IEMI.

Procesamiento estadístico

El cálculo del EMI y del IEMI fue realizado en Microsoft Excel para Mac® (Versión 16.61). El procesamiento y análisis estadístico fue realizado con el programa RStudio 2022.07.1+554 "Spotted Wakerobin" y el mapa fue creado con QGIS, también de código abierto y gratuito (RStudio Team 2022; QGIS Association 2022; «Microsoft Excel para Mac®» 2022).

Consideraciones éticas

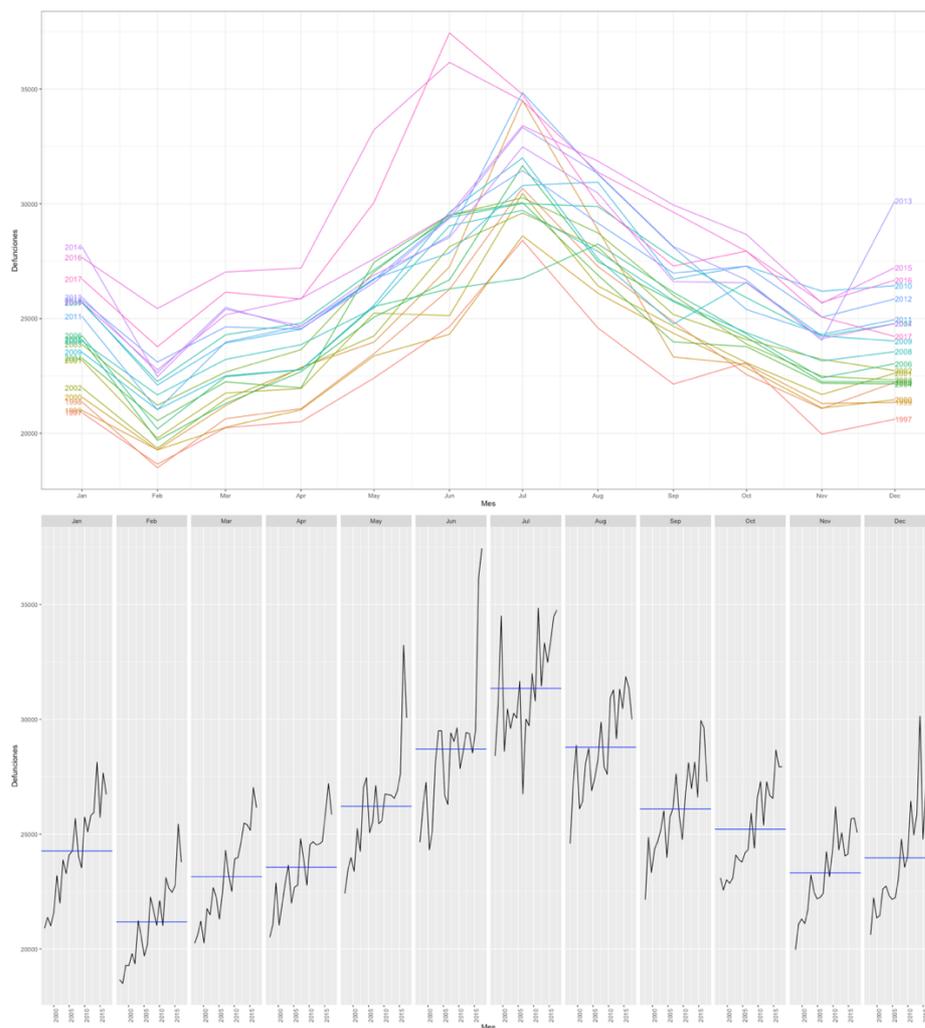
Las bases de mortalidad trabajadas no poseían datos identificatorios de los individuos, anonimizados de manera irreversible según lo establecido por la Ley 17.622 (Argentina, Poder Ejecutivo Nacional, 1968)

RESULTADOS

Análisis de la estacionalidad en la mortalidad

En la serie temporal objeto de estudio, Argentina 1997-2017, analizamos 6.422.932 defunciones, comprobando a nivel país la ocurrencia de un exceso en las acaecidas y registradas en el período invernal respecto de las esperadas en períodos no invernales, del orden de las 407.950 muertes para la sumatoria de los 21 años que compusieron la serie. La Figura 1 exhibió tanto la presencia de un patrón estacional anual, como también su comportamiento a través del tiempo a partir de las subseries mensuales y sus medias, de magnitud mayor entre los meses de mayo y septiembre de cada año.

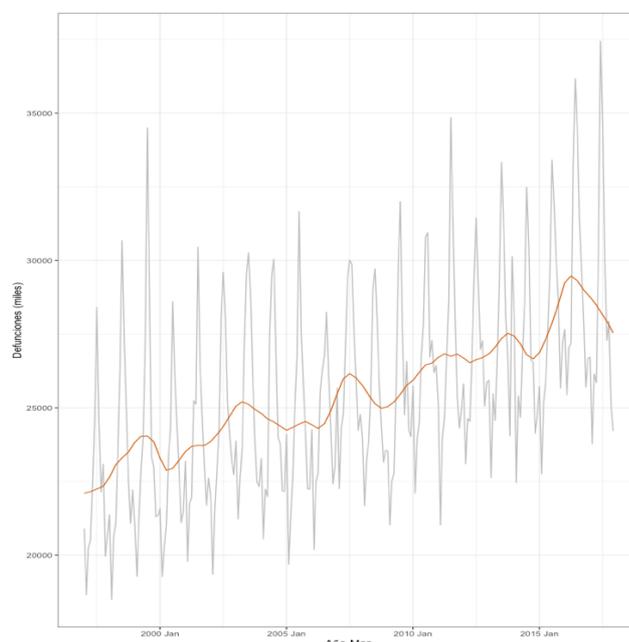
Figura 1. Defunciones mensuales en ambos sexos, Argentina 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Realizamos la exploración gráfica de las defunciones de nuestra serie temporal para el total país, en ambos sexos y su tendencia (Figura 2) obtenida mediante la descomposición aditiva a través del método STL (por sus siglas en inglés: *Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess*¹¹). En esta aproximación, observamos tanto el patrón estacional anual mencionado de las defunciones mensuales, como una tendencia incremental con oscilaciones cíclicas, requiriendo entonces, la utilización de tasas mensuales de mortalidad para así remover el efecto del crecimiento poblacional.

Figura 2. Defunciones mensuales y su tendencia. Argentina, ambos sexos 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

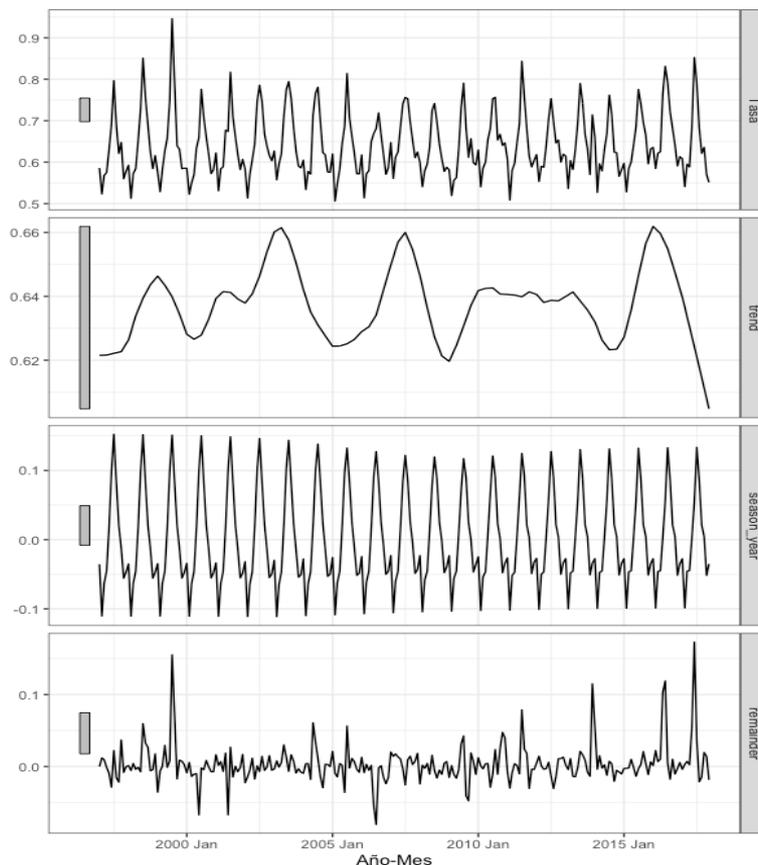
Realizamos entonces, la descomposición clásica de la serie temporal de las tasas brutas mensuales de mortalidad para el período en estudio, en ambos sexos, en sus tres componentes: tendencia/ciclo, estacional e irregular también utilizando el método STL. Comprobamos que las oscilaciones de la variable (tasa bruta de mortalidad por 1000 habitantes) en torno a la tendencia mantuvieron una amplitud similar a lo largo de la serie, por lo que confirmamos que

¹¹ Método que combina la regresión local por mínimos cuadrados con la cuadrática mediante el ajuste de modelos sencillos.

resultaba pertinente la aplicación del modelo aditivo de descomposición (Figura 3), representado de la siguiente manera: $Y_t = T_t + C_t + E_t + I_t$ ¹².

Si bien, no era objeto de estudio la tendencia sino la estacionalidad, observamos que esta componente conservó, una vez realizada la descomposición, sus movimientos cíclicos, de periodicidad superior a un año. Por otra parte, se observó a lo largo de toda la serie, la presencia de estacionalidad en la distribución de la mortalidad, la cual también presentó fluctuaciones como planteamos en nuestras hipótesis. Para una correcta interpretación aclaramos que las barras grises a la izquierda de cada panel de la Figura 3 representaron la escala relativa de cada componente. Poseían igual magnitud, pero al estar cada *plot* medido en distintas escalas, las barras difirieron en longitud.

Figura 3. Descomposición aditiva de la tasa bruta de mortalidad mensual (por mil habitantes). Argentina, ambos sexos 1997-2017



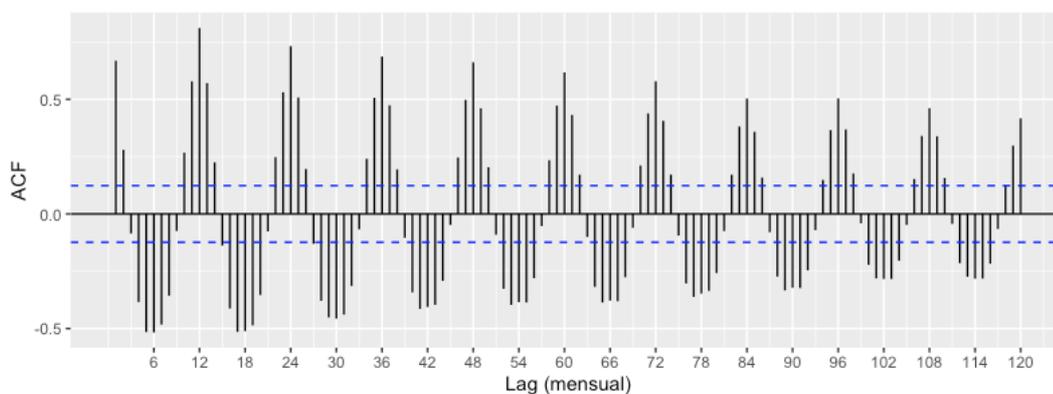
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

¹² Y_t = valor que toma la variable en el período t . La letra T refiere a la componente de tendencia, la C al ciclo, la E a la estacionalidad y la letra I a la componente irregular.

Comprobamos así, la independencia entre las componentes de tendencia y estacional a través de la comparación de la longitud de las barras. La componente de tendencia aportó proporcionalmente menos en la composición de la serie temporal que las demás componentes.

Destacamos también la autocorrelación detectada tanto en las defunciones mensuales como en la tasa de mortalidad mensual, cuyo correlograma (Figura 4) no sólo dio cuenta de ello exhibiendo dependencia temporal significativa entre las observaciones de la serie con un retraso o *lag* de hasta 120 meses, sino de la mayor fuerza de la estacionalidad por sobre la tendencia, que estimamos para la totalidad del período en 0,911 para la primera y en 0,351 para la última, formalizando así nuestra apreciación acerca del aporte de estas componentes. A los efectos de esta investigación no nos fue necesario dar tratamiento a la autocorrelación ni al efecto calendario sobre las tasas mensuales ya que el estimador del exceso de muertes invernales (IEMI) fue construido a partir de la agregación temporal en cuatrimestres invernales y no invernales.

Figura 4. Autocorrelación de la tasa bruta de mortalidad mensual. Argentina, ambos sexos 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Analizamos los supuestos de la componente residual (irregular) obtenida mediante la descomposición realizada según el método STL a través de los gráficos de la serie temporal de residuos, su autocorrelograma e histograma (Apéndice D-Figura 1), así como a través del test de *Ljung-Box*, habiendo obtenido un estadístico de 60,000 y un p valor de 0,476 para un retardo

(k) de 60 meses ($T/5$)¹³ confirmando la hipótesis nula de independencia de los residuos. Concluimos que éstos cumplían con los siguientes atributos: no estar autocorrelacionados de manera significativa (94% dentro de las bandas de significación), poseer media nula (0), varianza constante y encontrarse normalmente distribuidos. Es decir que se comportaban como ruido blanco¹⁴.

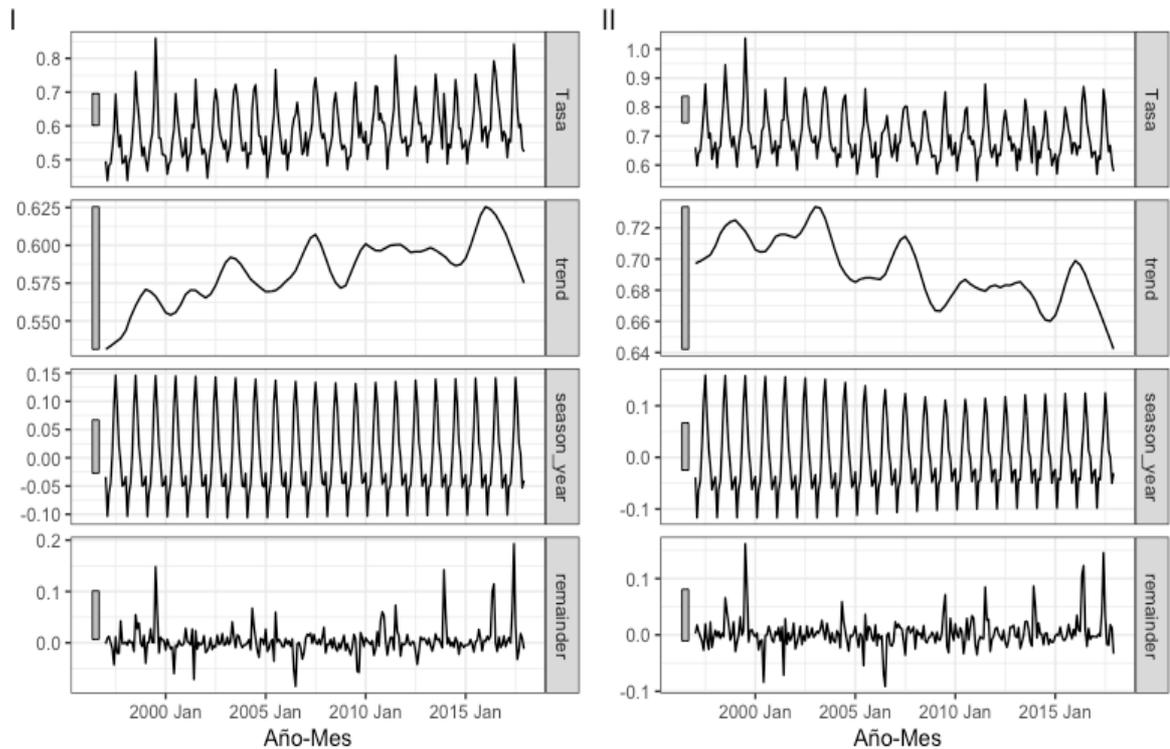
Realizamos también la descomposición (por el método STL ya testeado) de las tasas específicas mensuales de mortalidad en mujeres y varones (Figura 5 I y II) donde comprobamos la presencia de estacionalidad para cada sexo por separado¹⁵. La fuerza de la componente estacional para las mujeres fue de 0,905 y para los varones de 0,911 casi duplicando a la propia de la tendencia (0,541 y 0,490 respectivamente). Si bien el estudio de la tendencia de la mortalidad mensual no fue nuestro objeto de análisis, de la exploración gráfica se desprendió la presencia de oscilaciones cíclicas coincidentes temporalmente en ambos sexos mas una tendencia con dirección opuesta, así como una sobremortalidad masculina. También detectamos una mayor magnitud de la componente estacional en mujeres con menor variabilidad en el tiempo.

¹³ Consideramos apropiado, según la bibliografía especializada, utilizar un valor equivalente a un cuarto o un quinto de la extensión total de residuos de la serie. $T = 252$ meses.

¹⁴ Serie cuya media es cero, posee varianza constante y es incorrelacionada.

¹⁵ El eje y para cada sexo se adaptó a los valores que expresaron las tasas .

Figura 5 . Descomposición aditiva de la tasa de mortalidad mensual (por 1.000 habitantes) en mujeres (I) y varones (II). Argentina 1997-2017

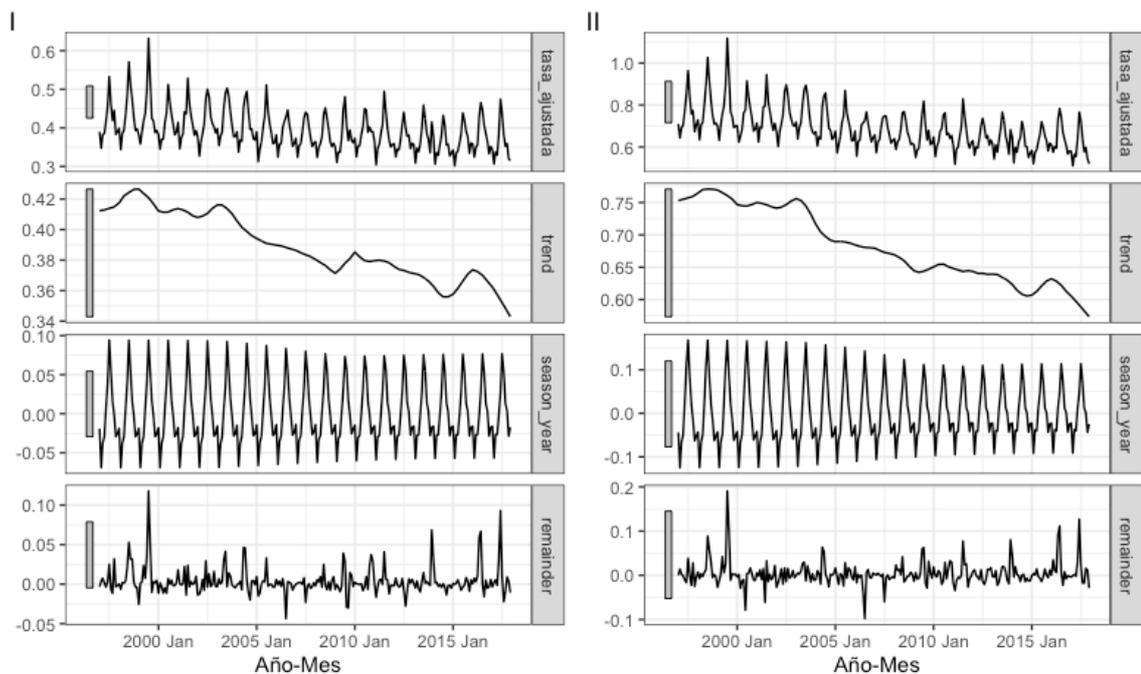


Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tanto varones como mujeres presentaron el pico (*seasonal peak year*) de la componente estacional estimada para la totalidad de la serie en el mes de julio, y su contracara es decir, el mes con menor magnitud de esta componente (*seasonal through year*) en febrero. Por otra parte, las mujeres presentaron un coeficiente de linealidad de la tendencia de 0.050 y los varones de -0,204, mientras que la curvatura (coeficiente de regresión cuadrática ortogonal) fue de -0,009 en las primeras y de 0,050 en los segundos. Ambas series exhibieron una autocorrelación significativa de sus tasas mensuales, medida mediante el coeficiente de Hurst, con valores de 0,991 para las mujeres y de 0,990 para los varones, indicativos de procesos cíclicos de largo plazo. El modelo con el que representamos la serie temporal, a fines descriptivos, sin intención predictiva, dio cuenta de la fuerte estacionalidad en la distribución de las defunciones mensuales y sus tasas.

Entendiendo que las descomposiciones de las dos series exhibidas en la Figura 5 podrían ser producto de la diferente estructura de edad de nuestra población de estudio a través de los veintinueve años que compusieron nuestra serie temporal, y que ésta además podría diferir entre mujeres y varones es que realizamos el ajuste directo de las tasas mensuales (Figura 6) para así eliminar el potencial factor de confusión de la edad, utilizando la nueva población estándar de la OMS 2000-2025. Nótese las diferentes escalas de los ejes *Y* en cada *plot*.

Figura 6 . Descomposición aditiva de la tasa de mortalidad mensual ajustada por edad (por 1000 habitantes) en mujeres (I) y varones (II). Argentina 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

La estandarización de las tasas mensuales puso de manifiesto que las tasas específicas por grupos de edad no han mantenido una relación consistente en el tiempo ni entre ambos grupos (varones y mujeres). Más allá de que la tendencia observada en las tasas ajustadas fue descendente para ambos sexos (a diferencia de las tasas sin ajuste), los valores de las tasas y de la tendencia fueron de mayor magnitud en varones durante todo el período de estudio (ver las distintas escalas del eje *y*). Respecto de los atributos de las series ajustadas, ambas mantuvieron la fuerza de la estacionalidad (0,912 en mujeres y 0,916 en varones) sosteniendo

los picos de mortalidad en el mes de julio y los valles en febrero. La tendencia en cambio, exhibió que la experiencia de mortalidad hubiera sido diferente si la estructura de edad de la población hubiese sido la propia de la de referencia. Tanto en mujeres como en varones la fuerza de la tendencia presentó un incremento a 0,869 en las primeras y a 0,748 en los segundos, quienes además (como ya mencionamos) expresaron tasas ajustadas de mayor magnitud a lo largo de todo el período manteniendo la sobremortalidad masculina descripta en las tasas específicas sin ajuste. Por otra parte, luego del ajuste también se sostuvo la diferente morfología de la componente estacional, exhibiendo las mujeres un lento movimiento descendente a lo largo de la serie, siendo más acentuado en los varones a partir de la segunda mitad del período estudiado.

Consideramos pertinente haber realizado en primera instancia la exploración gráfica de la serie temporal de periodicidad mensual, su descomposición desde un enfoque global, determinista (clásico), univariante en componentes no observados, cuya modelización además validamos para así confirmar la presencia de estacionalidad en la mortalidad con mayor incidencia en el período invernal.

El Exceso de Muertes Invernales y su Índice

La serie temporal 1997-2017

En la serie temporal objeto de estudio, Argentina 1997-2017, comprobamos a nivel país la ocurrencia de un exceso en las defunciones acaecidas en el período invernal respecto de las esperadas en períodos no invernales, del orden de las 407.950¹⁶ muertes para la sumatoria de los 21 años que compusieron la serie. Esto representó en promedio, un 20,4 % de exceso en las defunciones invernales (IEMI) con un desvío estándar = 4,0 y un intervalo de confianza del 95% = (18,6 ; 22,2).

Los valores estimados para el Exceso de Muertes Invernales (EMI) anuales oscilaron entre 14.819 y 26.658 a nivel país y para ambos sexos, con un promedio anual de (media) 16.667 y mediana = 18.122 (excluyendo el año 2007 por haberse registrado para el mes de enero, un total de 132.768 defunciones, las que representaron el 42.0 % de las registradas para este año). Este exceso expresado a través del Índice del Exceso de Muertes Invernales (IEMI)

¹⁶ Incluye defunciones de sexo indeterminado en los registros.

se tradujo en un rango de 14.0 % a 30.5 % de defunciones por encima de las esperadas. El año 2006, en cambio, presentó un exceso negativo, es decir que fueron registradas en promedio, una cantidad de defunciones por encima de los valores esperados para los meses no invernales. Puntualmente, a partir de las jurisdicciones de la provincia de Buenos Aires y de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, en el segundo cuatrimestre no invernal del año observado.¹⁷ Como explicamos más arriba, la asignación de más del 40 % de las defunciones correspondientes al año 2007, al mes de enero, generó un valor negativo del estimador anual para el año 2006 y modificó también el IEMI 2007. Identificamos la distribución de defunciones mensuales registradas en 2007 como anómala, introduciendo un sesgo de información por clasificación errónea, por lo que luego de explorar gráfica y analíticamente su impacto, decidimos trabajar con datos imputados para el año de referencia. En el Apéndice E-Procesamiento y tratamiento de los datos, describimos el procedimiento de imputación. Incluimos este comentario metodológico en la sección de resultados ya que una vez descripto y tratado este sesgo potencial, trabajamos con los respectivos datos imputados.

Analizado según sexo, el EMI anual en mujeres osciló entre 7.549 y 13.759 defunciones (rango de IEMI = 16.4% al 32.8%), con una media de 9.946; mediana de 9.832 y un total para el período analizado de 212.370 defunciones en exceso en el cuatrimestre invernal. Esto representó en promedio, un IEMI de 22,8 % con un desvío estándar = 4,3 y un intervalo de confianza del 95% = (20,8 ; 24,8). Respecto de los varones, el exceso anual osciló entre 6.861 y 13.712 defunciones (rango de IEMI = 13.3% al 28.7 %), con una media de 9.105 ; mediana de 8.884 defunciones anuales en exceso, totalizando 194.768 defunciones por encima de las esperadas en el cuatrimestre invernal. En su caso representó, en promedio un IEMI de 18,4% con un desvío estándar de 3,8 y un intervalo de confianza del 95% = (16,6 ; 20,1).

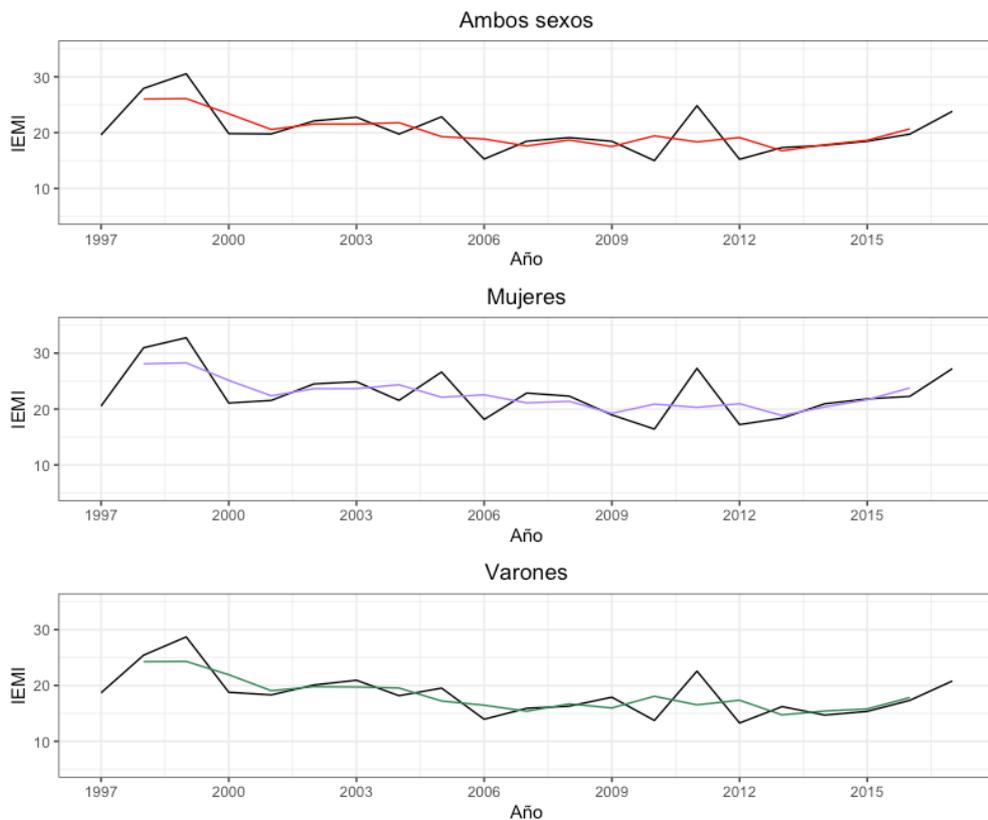
Graficamos la serie temporal del IEMI y su tendencia (Figura 7) estimada mediante el alisado a través de la obtención de medias móviles de orden tres para el total país y según sexo. El IEMI presentó una tendencia gradualmente descendente a lo largo de la serie, con períodos de amesetamiento. Esto se observó hasta el año 2013 en que se tornó ascendente, insinuándose más pronunciada a partir de 2016. Por otra parte, se observaron picos y valles simétricos entre

¹⁷ Según se explicara en la sección de Metodología, cada año observado está compuesto de un cuatrimestre invernal y dos cuatrimestres no invernales. El segundo de ellos finaliza incluyendo al mes de enero del año próximo. En este caso, se trata de defunciones registradas en enero de 2007, que aportan a los estimadores correspondientes a 2006 y a 2007.

mujeres y varones, a excepción del año 2009 en que los varones presentaron un pico que incidió en el total país (diferencial observado en la serie temporal, no así en la tendencia). Si bien destacamos la simetría en la morfología de los datos observados y sus tendencias, identificamos una magnitud mayor del exceso de muertes invernales y su índice en mujeres. Los valores del IEMI para cada categoría de la Figura 7 y sus medias móviles fueron tabulados en el Apéndice D -Tabla 1.

La aplicación del alisado por medias móviles (que profundizamos más adelante) fue nuestra propuesta inicial para la descripción de la tendencia, acorde al método de la ONS. La inestabilidad de la estructura de la serie temporal respecto de su estimador anual (IEMI) fue una característica que lo identificó en sucesivas series con diferente agrupamiento de datos.

Figura 7. Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) y alisado mediante medias móviles centradas (de orden tres) según sexo. Argentina, 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

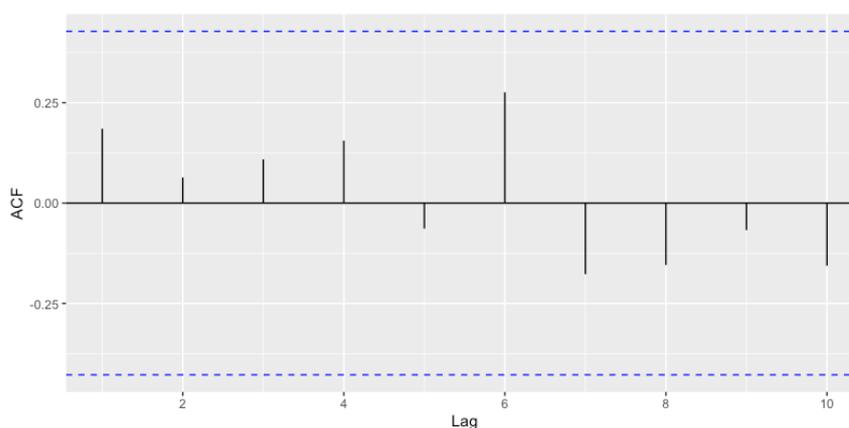
En el Apéndice D-Figuras 2 a 6, observamos gráficos del IEMI y su tendencia, obtenida mediante la aplicación de medias móviles del mismo orden, para cada región según sexo. Identificamos pautas de regularidad en las regiones respecto de la serie elaborada para el total país (Figura 7) en sus tres categorías: ambos sexos, mujeres y varones. Las más destacables fueron la inestabilidad de la estructura de las series temporales del IEMI, lo que complejizó su modelización (como describimos más adelante) y la comprobación del carácter invariante a lo largo de los 21 años, de la existencia de exceso de muertes invernales en todas las regiones. Además de ello, la reproducción en las regiones de los picos y valles presentes en la serie temporal agregada a nivel país, destacándose los picos observados en los años 1999, 2007 y el incremento en la magnitud del estimador sobre los últimos años de la serie temporal que por la pérdida del último valor en las medias móviles quedó subestimado en la tendencia. Ya mencionamos de forma descriptiva las diferentes experiencias en cuanto al EMI entre mujeres y varones, que también profundizamos más adelante. La región Centro presentó una evolución temporal del estimador similar a la presentada para el total país por el aporte en términos relativos y absolutos al total de defunciones.

Comportamiento y modelización de la serie temporal

El IEMI, a diferencia de la serie temporal de defunciones mensuales o sus tasas, no exhibió autocorrelación significativa entre sus observaciones siendo sus coeficientes cercanos a cero, evaluada hasta el *lag* máximo de 10 años (se evaluaron retardos k de 3, 7 y 10 años, este último, máximo posible por ser una secuencia de 21 realizaciones del estimador) como exhibió el autocorrelograma elaborado para el total país (Figura 8). Siendo la realización de las observaciones de periodicidad anual y el tiempo (T) observado 21 años, de haberse constatado autocorrelación, hubiéramos esperado que al menos el 5 % de las espigas que representaban a los coeficientes adoptaran valores mayores a $\pm 2 / \sqrt{T} = \pm 0,44$, fórmula que establece los límites del intervalo de significación. Observamos que el 100% de los coeficientes fueron $< \pm 0,44$, insinuándose entonces, un comportamiento de tipo aleatorio de la variable (IEMI). Exploramos además la presencia de autocorrelación parcial a iguales retardos k , es decir, eliminando el efecto producido por las autocorrelaciones para retardos menores a k con iguales resultados, ausencia de autocorrelación parcial. Repetimos entonces, el mismo procedimiento para el EMI, con iguales retardos k tanto para la autocorrelación simple como para la parcial,

sin haber obtenido coeficientes significativos, indicativos también de la ausencia de dependencia temporal en las realizaciones del estimador EMI.

Figura 8. Autocorrelación del Índice del Exceso de Muertes Invernales en ambos sexos, Argentina 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Realizamos además la prueba de hipótesis *Box-Pierce* confirmando la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de las variables IEMI y EMI en la serie temporal de valores 1997-2017 para ambos sexos a nivel país ($X\text{-squared} = 5,0148$, $df = 10$, $p\text{-value} = 0,8902$ para el IEMI y $X\text{-squared} = 4,8923$, $df = 10$, $p\text{-value} = 0,8983$ para el EMI).

La ausencia de autocorrelación en el IEMI nos planteó a la hora de continuar con el análisis la necesidad de respondernos si nos encontrábamos frente a una secuencia temporal de observaciones aleatorias o frente a una serie temporal inestable requiriendo entonces analizar sus atributos, y ratificar el enfoque analítico.

Habiendo determinado la ausencia de dependencia temporal del estimador (coeficientes de autocorrelación cercanos a cero), exploramos si nuestra serie cumplía con criterios de ser un proceso estocástico estacionario, caracterizado por media constante, varianza constante ausencia de autocorrelación (ya analizado) y autocovarianza dependiente del orden del retardo entre dos observaciones, mas no del tiempo. Identificamos gráficamente la volatilidad de nuestra serie observada, tanto en sus realizaciones anuales (IEMI) como en su dispersión en torno a una media cambiante de forma segmentaria.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

Desde lo analítico respecto de la varianza, contrastamos nuestra serie con una serie temporal ficticia e “ideal” que cumplía con criterios de comportarse como estocástica y estacionaria.¹⁸ Una vez comprobada la distribución normal del IEMI para el total país y ambos sexos mediante el test de *Shapiro-Wilk* ($W = 0.9206$, $p\text{-value} = 0.0892$) creamos la serie ficticia que poseía 21 observaciones aleatorias, media = 21,00, desvío estándar constante (2,00), iguales valores mínimos y máximos que nuestra serie y distribución normal. Realizamos el *F-test* de razón de varianzas rechazando la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas o dicho de otra forma, que la razón entre ellas fuera igual a 1 ($F = 0,20474$, $num\ df = 20$, $denom\ df = 20$, $p\text{-value} = 0,0008287$; razón de varianzas = 0,204742; IC95 = 0,08307703; 0,50458354). El valor de la razón, significativamente menor a 1, indicó que la varianza de nuestra serie era significativamente mayor a la de la serie ficticia (estocástica y estacionaria). Exploramos también la razón de varianzas entre distintos segmentos de la serie (observación por períodos convenidos) y si bien no pudimos en ningún caso demostrar una variabilidad de la varianza significativa (heterocedasticidad) intraserie, obtuvimos una razón de 7.246895 cuando comparamos el quinquenio 1997 - 2001 con el 2006 - 2010 ($F = 7.2469$, $num\ df = 4$, $denom\ df = 4$, $p\text{-value} = 0.08109$, IC95= 0,7545289 ; 69,6030188). Atribuimos la amplitud del intervalo de confianza, la magnitud del estadístico *F* y el p valor al número de observaciones.

Partimos de la base que la media global del IEMI de la serie temporal = 20,4% con su desvío estándar de 4,0% no era representativa de su evolución histórica dada su variabilidad temporal. Estimamos medias móviles de orden 3 (tres) y 5 (cinco), optando por las primeras, tal como nos habíamos propuesto (Apéndice D-Tabla 1). Más allá de que resultaba esperable cierta dependencia temporal entre ellas por el método de alisado (medias móviles) y el orden escogido (3) , sólo obtuvimos coeficientes autocorrelacionados de forma significativa en los primeros dos retardos (0.698 y 0.431) hasta un *lag* de 10 y en ninguno en la función de autocorrelación parcial. La covarianza obtenida para 13 comparaciones del IEMI de *lag* = 1 fue de = 15.203; 2.820; 0.971; 1.655; 2.366; - 0.965; 4.197; -2.691; -2.346; -1.022; -2.371; -4.629; 0.484 y -0.890, exhibiendo dependencia del tiempo y no del retardo entre ellas. Completamos entonces, nuestro análisis de la serie de observaciones del IEMI testeando la presencia de estacionariedad mediante el test de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), por lo que pudimos rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (KPSS *Trend* = 0,15865, *Truncation lag*

¹⁸ Serie que “repite” el mismo patrón de forma invariable en el tiempo respecto de su media, varianza y covarianza, sin presentar tendencia.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernada en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

$parameter = 8, p-value = 0,03946$) para un nivel de significación del 5% y un retraso de 8 años, estimado éste mediante la siguiente ecuación $(12*(n/100)^{0.25}) = 8.123367$.

Habiendo establecido que nuestra serie cumplía criterios de ser un proceso estocástico, no estacionario procedimos a su diferenciación de orden 1, es decir a la resta consecutiva entre los valores vecinos de la variable, sustituyéndolos por la diferencia obtenida y graficamos la serie diferenciada (Apéndice D-Figura 7). Comprobamos así que la serie de residuos se comportaba como ruido blanco, con media = 0 y varianza constante. El test *Augmented Dickey-Fuller* presentó un p-valor de 0,01, confirmando su estacionariedad (hipótesis alternativa = serie diferenciada estacionaria).

A pesar de lo expuesto, que nos aproximaba a atributos propios de las series temporales, no detectamos un proceso dependiente del tiempo (función o f) que rigiera de forma global el comportamiento de la variable IEMI y la volviera pasible de ser modelizada mediante el enfoque clásico (determinístico) de series temporales ya que éste incorporaba al fenómeno aleatorio como “errores de observación”¹⁹. La totalidad de las pruebas mencionadas en los párrafos precedentes tuvieron el objeto de caracterizar nuestra serie para así modelizarla acorde al método propuesto, siempre que fuera el adecuado. Nuestros hallazgos fueron parcialmente contradictorios ya que de haberse comportado como un proceso estocástico estacionario, deberían haberse probado invariantes los momentos de primer, segundo y tercer orden, es decir media, varianza y autocorrelaciones, respecto del tiempo. Nuestra serie temporal no presentó media invariante, respecto de la varianza no pudimos demostrar su invariabilidad al interior de esta serie discreta, univariada de 21 observaciones, pero sí la contrastamos contra una serie estocástica y estacionaria “ideal”, exhibiendo diferencias estadísticamente significativas respecto de la varianza “esperada” de haberse cumplido los supuestos. Por otra parte, nuestra serie no exhibió autocorrelación significativa, más si covarianza dependiente del tiempo. La prueba KPSS en última instancia, rechazó la hipótesis de estacionariedad.

En este sentido, tomamos la decisión metodológica de tratarla como serie temporal para su análisis descriptivo y aplicamos, como dijimos más arriba, medias móviles de orden 3 (centrado simple) para su alisado, dada la estructura inestable de los datos, propia de los procesos estocásticos y adecuada a una serie con cierta tendencia (enfoque local) y sin estacionalidad, por la periodicidad anual del IEMI. Así, a partir de la combinación en cada

¹⁹ Factores erráticos y factores aleatorios

momento (año) de las observaciones pasadas con las siguientes, pudimos estimar y graficar una línea suavizada que diera cuenta de la estructura de las observaciones buscando un modelo de validez local mas no global y sin haber requerido partir desde una función matemática previa de aplicación global. Consideramos apropiada esta aproximación ya que el ritmo de sus oscilaciones demostró ser cambiante en el tiempo, por lo que resultó más realista suponer una función que se adaptara a intervalos cortos. Asumimos que si el orden p de la media fue acertado, las eventuales variaciones cíclicas y la componente irregular deberían tender a anularse por compensación entre los efectos positivos y negativos. Bajo este supuesto, identificamos a la nueva serie suavizada con la capacidad de describir las características más permanentes subyacentes en la variable analizada (IEMI), por lo que la hemos denominado tendencia.

El Exceso de Muertes invernales en cuanto al sexo, la edad y lugar de residencia

Estimamos el exceso de muertes invernales según sexo y seis grupos de edad en concordancia con los utilizados por el único equipo que ha publicado acerca del IEMI en el hemisferio sur (de los que tomamos además la periodización invernal/no invernal) para la totalidad del período 1997-2017. En el Apéndice D-Tabla 2 observamos que a nivel país, a excepción de los grupos de 5 a 14 años y el de 80 años y más, fallecieron más varones que mujeres en los períodos invernales (como exceso absoluto o EMI), mientras que en los períodos no invernales se comprobó en todos los grupos, salvo en el de mayores de 80 años, reforzando el concepto de la sobremortalidad masculina, expresada (en este caso) como recuento de defunciones (muertes invernales y no invernales en sus dos cuatrimestres).

Construimos las series temporales del IEMI de todos los grupos de edad según sexo, dado que salvo en el grupo de varones de 15 a 29 años, (que no presentaron exceso anual a lo largo de toda la serie temporal), se comprobó la existencia de exceso de muertes invernales en el resto de los grupos de edad en ambos sexos para el período 1997-2017. Suavizamos su tendencia a través de la aplicación de medias móviles de orden 3 (Figura 9). Analizamos también la estacionalidad y evolución temporal de las tasas de mortalidad según sexo para todos los grupos de edad (Apéndice D- Figuras 17 a 22) que abordamos al final de los resultados.

Observamos un comportamiento cíclico y simétrico del estimador anual (IEMI) entre mujeres y varones en los menores de 5 años y desde los 60 años en adelante. Si bien la morfología de la tendencia en el grupo de 30 a 59 años fue similar, destacamos el pico del año pandémico 2009 por Influenza A (H1N1)pdm09 (datos observados) de mayor magnitud en mujeres, con un incremento de más de 5 puntos porcentuales del IEMI. En este grupo de edad el pico de IEMI se presentó en el año 2009 en ambos sexos con mayor magnitud en mujeres (21,0 %) *versus* el registrado en varones (14,5%). Respecto del grupo de 5 a 14 años también los patrones pico-valle tuvieron correspondencia entre ambos sexos, pero sólo en el año 2005 se comprobó ausencia de exceso (exceso negativo) en las mujeres, mientras que los varones lo presentaron en los años 2001; 2004 a 2009, 2012; 2013 y 2016. Comprobamos también la presencia del pico del año 2009 en mujeres, que alcanzó su mayor magnitud en este grupo etario con un IEMI superior al 40,0% correspondiente a 101 defunciones en exceso (duplicando el valor promedio anual histórico de 50). El grupo de 15 a 29 años exhibió el mayor diferencial (entre mujeres y varones) de la serie en el exceso relativo de muertes invernales, dado que los varones presentaron excesos negativos en cada año que compuso la serie, mientras que las mujeres sólo en los años 2004 y 2007, evidenciando entonces, distintos patrones estacionales. En el año 2009 las mujeres de este grupo etario presentaron su valor máximo de IEMI = 35,5% (286 defunciones en exceso, para un promedio en la serie de 100). Los grupos de menores de cinco años y a partir de los sesenta años no exhibieron efecto de la pandemia 2009 sobre el exceso de muertes invernales y su índice.

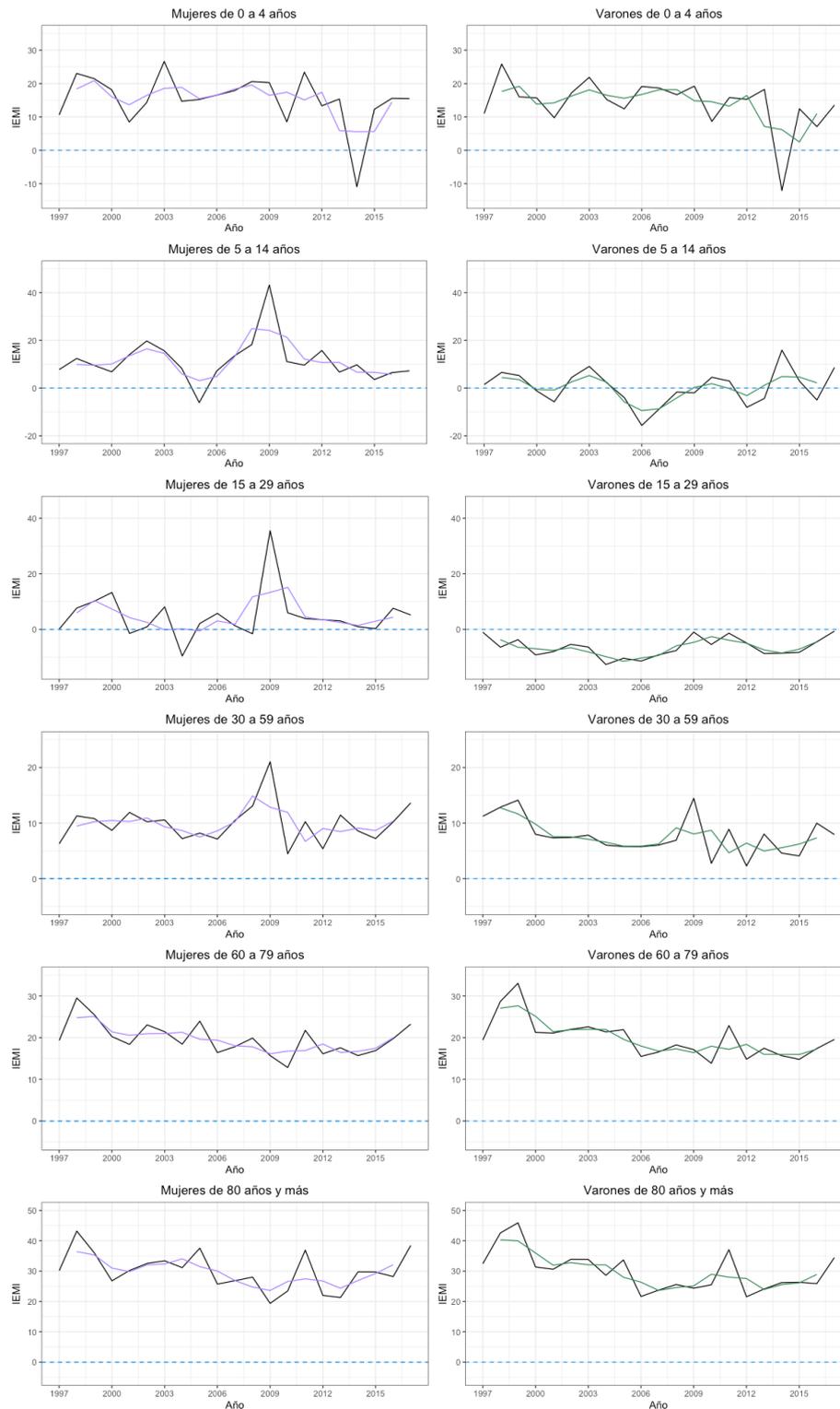
La Tabla 1 resumió para cada grupo de edad y según sexo, sus valores máximos, el año correspondiente, estimadores puntuales y de dispersión del IEMI para cada grupo.

Tabla 1. Momento, magnitud, mediana y rango intercuartílico del índice de Exceso de Muertes Invernales según sexo y grupo etario, Argentina, 1997-2017							
	Todos los grupos	Menores de 5 años	5 a 14 años	15 a 29 años	30 a 59 años	60 a 79 años	80 años y más
MUJERES							
IEMI máximo período (%)	32,8	26,6	43,2	35,3	21,0	29,5	43,2
Año máximo	1999	2003	2009	2009	2009	1998	1998
Mediana (%)	21,8	15,5	9,6	3,5	10,2	19,3	29,7
RIC (%)	4,3	6,9	6,8	6,7	4,1	4,9	6,6
VARONES							
IEMI máximo período (%)	28,7	25,9	15,9	-0,6	14,5	33,0	45,9
Año máximo	1999	1998	2014	2017	2009	1999	1999
Mediana (%)	18,2	15,7	1,46	-6,4	7,4	19,4	28,6
RIC (%)	4,3	5,8	8,9	4,2	3,1	5,3	8,3

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

RIC= Rango intercuartílico

Figura 9. Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) y tendencia según sexo y grupos de edad. Argentina, 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Según el agrupamiento realizado (Apéndice D-Tabla 2), comprobamos la existencia de exceso de muertes invernales en todos los grupos de edad al analizar el período 1997-2017 en forma acumulada. Por ende, los datos históricos agregados invisibilizaron los diferenciales al interior de cada grupo, ya que el exceso de muertes invernales medido anualmente, tendió a compensarse en los veintiún años que compusieron nuestra serie. No obstante, cuando analizamos los intervalos de confianza del 95 % estimados según el método de la ONS en los datos agregados, observamos que los varones de 15 a 29 años exhibieron un IEMI significativamente menor al de los grupos de menores de 5 años y a partir de los 30 años en adelante para ambos sexos y respecto de las mujeres de 5 a 19 años de edad. No identificamos otras diferencias estadísticamente significativas por solapamiento de los intervalos de confianza.

Por otra parte, si bien en todos los grupos de edad, el IEMI agregado para el total del período expresó mayor magnitud en mujeres, las diferencias fueron estadísticamente no significativas en cuanto al solapamiento de los intervalos de confianza estimado según el método de referencia de la ONS. Nos resultó relevante diferenciar el recuento del exceso de muertes invernales en cada grupo de edad y sexo de sus índices, ya que a pesar de haberse constatado un EMI de mayor magnitud en varones hasta los 79 años en términos absolutos, el diferencial estacional expresado como índice relativo (%), fue mayor en mujeres en todos los grupos de edad. El grupo de 60 a 79 años de edad exhibió el mismo valor en ambos sexos para los datos acumulados.

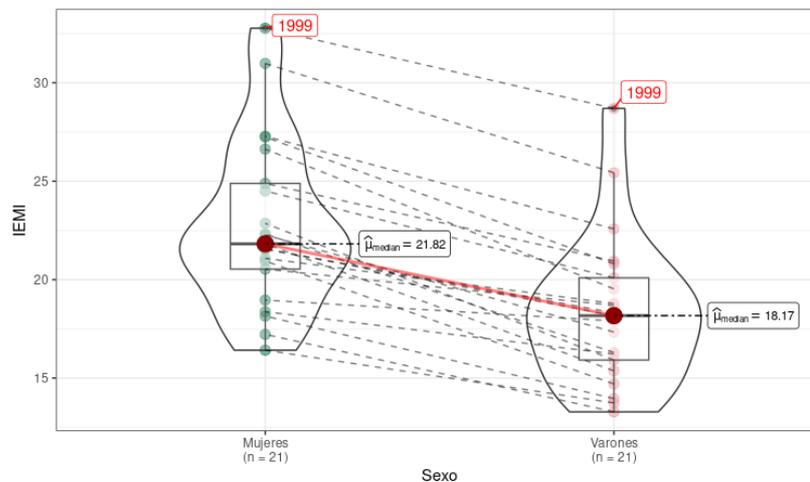
Construimos los histogramas de las defunciones (Apéndice D-Figura 8 I y II) según edad simple, sexo y período (invernal/no invernal) los que no sólo exhibieron las diferencias en la estructura de edad de la población a través de la edad al momento de la defunción, sino que también fueron indicativos del exceso de ocurrencia de muertes invernales. En otras palabras, en la periodización invernal (4 meses) y no invernal (8 meses) utilizada, las defunciones del período invernal representaron más del 50 % de las acaecidas en el doble de tiempo, sobre todo en ambos extremos etarios, ratificando la estacionalidad y el EMI.

Contrastamos a través del test de *Mann-Whitney-Wilcoxon* la hipótesis de si la edad al momento de la defunción se distribuyó de igual manera en varones y mujeres respecto de la ocurrencia en invierno, comprobando que las defunciones no se encontraban equidistribuidas ($W = 4.5021e+12$, $p\text{-valor} < 2.2e-16$). La mediana de la edad de las mujeres fallecidas en

invierno fue de 79 años con un rango intercuartílico de 20 años y en varones de 71 años, con un rango intercuartílico de 23 años.

Destacamos además, la condición de desigualdad entre las estimaciones del IEMI según sexo, que comprobamos mediante la aplicación de la prueba *Wilcoxon Signed-Rank Test* para las comparaciones entre mujeres y varones, asumiendo que eran muestras de la misma población (defunciones del año t). Evidenciamos una diferencia estadísticamente significativa ($V_{\text{Wilcoxon}} = 231,00$; p valor $< 0,0001$; $r_{bp} = 1,00$; $IC_{95\%} [1,00;1,00]$) entre mujeres (mediana = 21,82) y varones (mediana = 18,17), con datos pareados para el mismo año. Esta condición se comprobó a nivel país y todas las regiones, con la excepción de la Patagonia ($p = 0,08$), como describimos en las Figuras 10 y más adelante en la Figura 12 en la espacialización del indicador.

Figura 10. Comparación pareada del Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo, Argentina 1997-2017



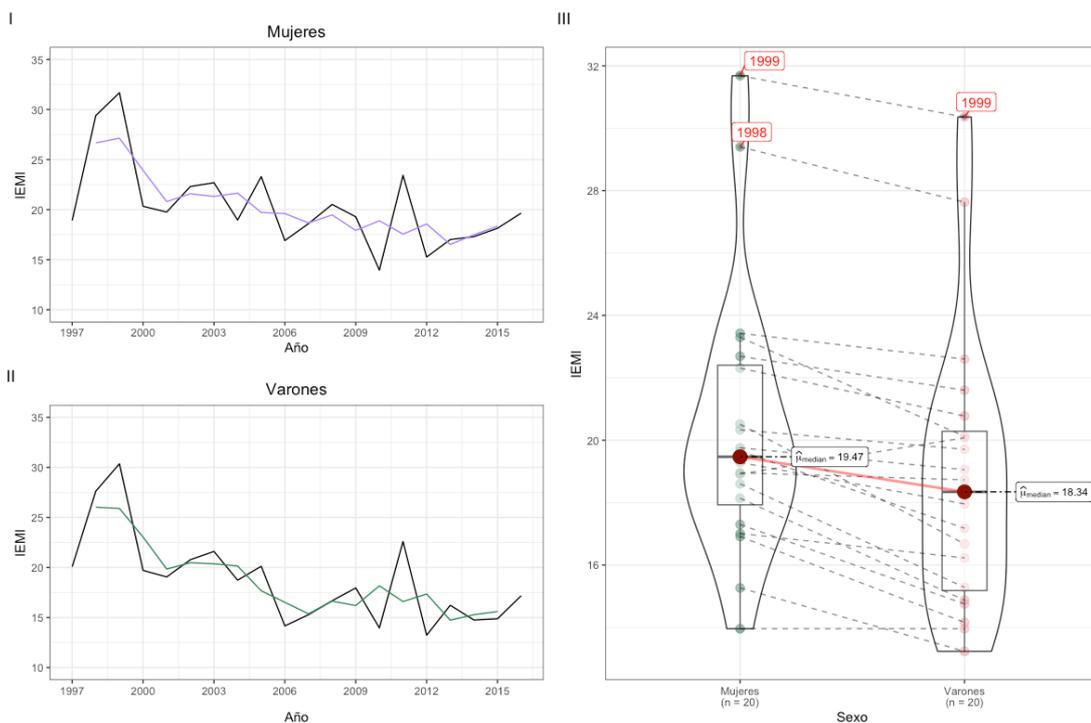
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

El efecto de la estructura de la población sobre el IEMI. Una propuesta de ajuste por edad del indicador

Así como en el análisis exploratorio de la descomposición clásica de la serie temporal mensual evaluamos el efecto de la estructura de edad de la población, decidimos explorarlo respecto del exceso de muertes invernales y su índice. Ensayamos una estimación ajustada por edad del IEMI para el total país, varones y mujeres por la necesidad de remover el efecto confusor de la estructura de la población a lo largo del tiempo y entre sexos. También testamos

la persistencia de las diferencias estadísticamente significativas en la distribución del IEMI entre mujeres y varones. Para ello utilizamos las muertes “esperadas” obtenidas a través del ajuste por el método directo y aplicamos la misma metodología de cálculo (método ONS) para la estimación del “IEMI ajustado”, como exhibimos en la Figura 11 para el período 1997-2016²⁰ para el total país. Observamos que la serie temporal del IEMI “ajustada” mantuvo su tendencia y la diferencia estadísticamente significativa entre varones y mujeres, por contraste de hipótesis mediante pruebas no paramétricas ($V_{Wilcoxon} = 202,00, p < 0,0005, r_{bp} = 0,92, IC_{95\%}[0,81; 0,97]$).

Figura 11. Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) y tendencia según sexo (I y II) y comparación de a pares (III) utilizando las defunciones esperadas producto del ajuste por el método directo. Argentina 1997-2016



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

²⁰ Al no haber ajustado las defunciones correspondientes al año 2018, por estar por fuera del período para el cual ajustamos las tasas de mortalidad mensual, no fue posible ajustar el segundo cuatrimestre no invernal 2017 para la estimación del IEMI.

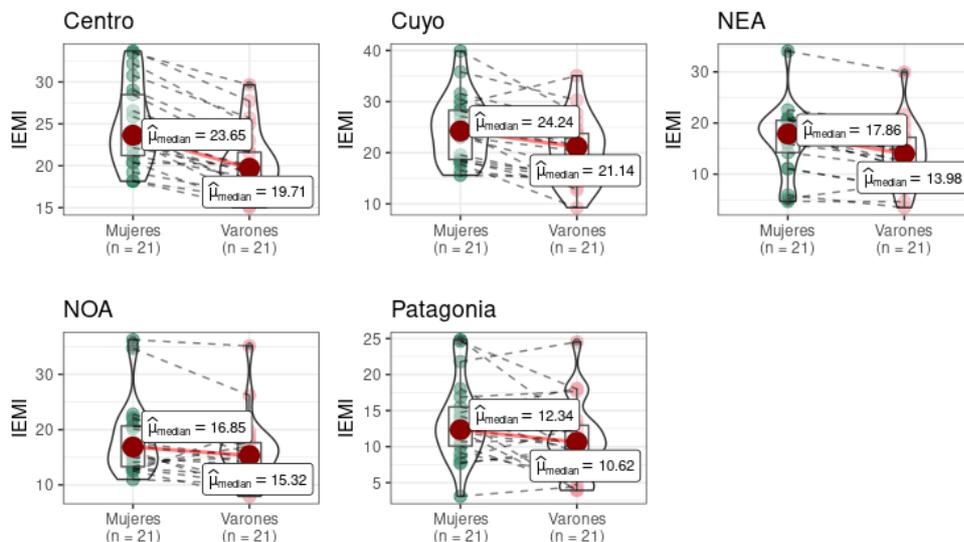
Tratamiento analítico del EMI y del IEMI para identificación de diferenciales

Una vez determinado que las realizaciones temporales del EMI y del IEMI se encontraban gobernadas por procesos de tipo estocásticos y locales, en términos del análisis clásico de series temporales, tratamos a las observaciones sucesivas del EMI y del IEMI mediante sus estadísticos descriptivos resumen acorde a su distribución. De acuerdo a lo explicitado en el apartado de metodología, agregamos los datos de la variable IEMI de forma espacial, en regiones y provincias, para así visibilizar diferenciales comprobables según niveles.

Observamos a nivel país una gran heterogeneidad en la distribución del IEMI entre las regiones, al interior de ellas, y entre las provincias en general (Apéndice D- Figuras 9 y 10), manteniendo una mayor magnitud estimada en el indicador (IEMI) en las mujeres. Obtuvimos estadísticos resumen para el total país, regiones y provincias para ambos sexos. Los estadísticos junto a la distribución del IEMI observados (Apéndice D-Tablas 3 y 4 y Figuras 9 y 10) confirmaron la variabilidad del estimador al interior de cada nivel territorial analizado.

Comprobamos que las diferencias significativas observadas entre varones y mujeres a nivel país se reprodujeron a nivel de las regiones a excepción de la Patagonia ($V_{Wilcoxon} = 166,00$; p valor =0,08; $r_{pb}=0,44$; $IC_{95\%}[-0,02 ; 0,74]$), como describimos en la Figura 12.

Figura 12. Comparaciones pareadas del Índice de Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo y región, 1997-2017



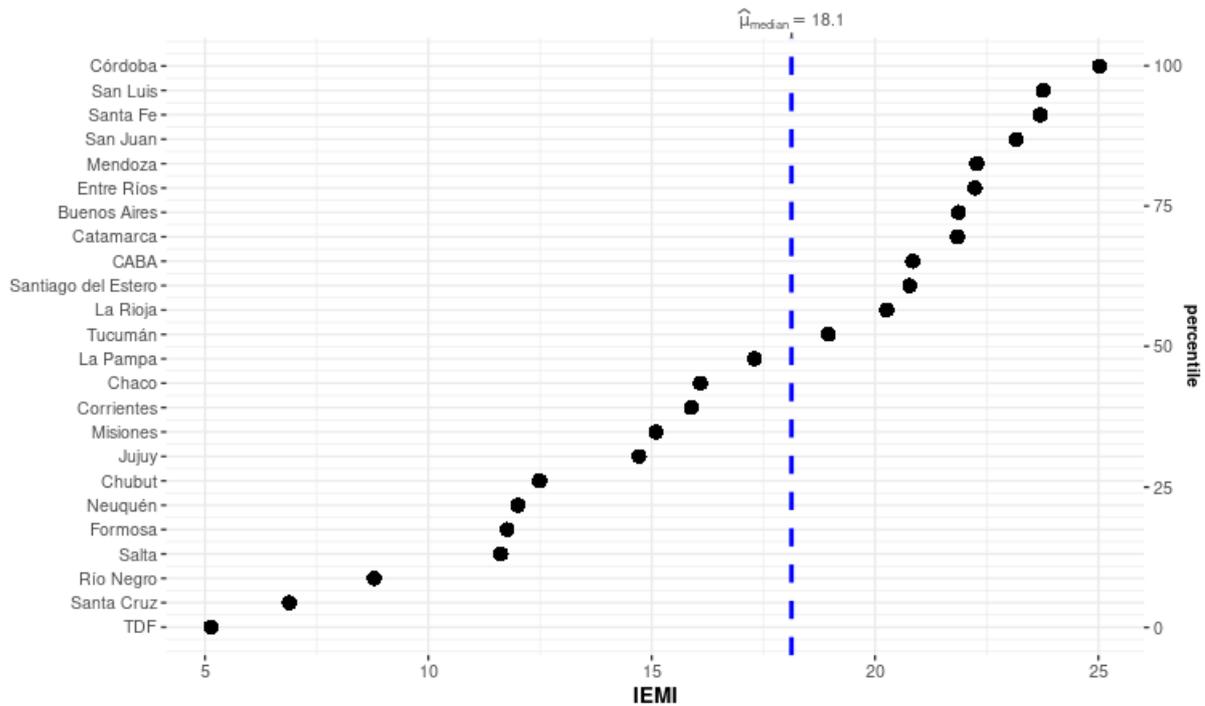
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Para la región Centro obtuvimos una mediana en mujeres de 23,66 y en varones de 19,71 ($V_{\text{Wilcoxon}} = 231,00$; p valor $< 0,0001$; $r_{\text{pb}}=1,00$; $\text{IC}_{95\%}[1,00 ; 1,00]$). En Cuyo, la mediana en mujeres fue de 24,24, en varones de 21,14 ($V_{\text{Wilcoxon}} = 216,00$; p valor $< 0,001$; $r_{\text{pb}}= 0,87$; $\text{IC}_{95\%}[0,69 ; 0,95]$). En el Noreste argentino (NEA) la mediana en mujeres fue de 17,86, mientras que en varones de 13,98 ($V_{\text{Wilcoxon}} = 207,00$; p valor $< 0,01$; $r_{\text{pb}}=0,79$; $\text{IC}_{95\%}[0,53 ; 0,92]$). En el Noroeste argentino (NOA) también obtuvimos diferencias estadísticamente significativas entre sexos, con una mediana de 16,85 en mujeres y de 15,32 en varones ($V_{\text{Wilcoxon}} = 196,00$; p valor $< 0,01$; $r_{\text{pb}}= 0,70$; $\text{IC}_{95\%}[0,36 ; 0,87]$).

A nivel de las jurisdicciones provinciales, si bien observamos que la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y la provincia de Buenos Aires se aproximaban a una distribución normal del índice (Apéndice D-Figuras 9 y 10), el resto de las provincias presentaron distintas distribuciones dotadas de sesgos en ambas direcciones, bimodales, o con más de 2 (dos) modas. Decidimos entonces, utilizar también para este nivel pruebas no paramétricas que nos permitieron realizar comparaciones según sexo sin la restricción de supuestos subyacentes.

Las provincias de la región Centro y Cuyo fueron las que exhibieron las medianas de mayor magnitud del período, tal como observamos además en el Apéndice D- Tabla 3 y en la Figura 13. Por el contrario, las provincias patagónicas (latitudes más extremas), fueron las que exhibieron los menores diferenciales de mortalidad entre los meses invernales y los no invernales. En la Figura 13 evaluamos si la distribución del IEMI de las provincias fue simétrica respecto de la mediana del período. La prueba de *Wilcoxon Signed Ranks Test* reveló que fue significativamente distinta ($V_{\text{Wilcoxon}} = 300,0$; p valor $< 0,0001$; $r_{\text{pb}}=1,00$; $\text{IC}_{95\%}[1,00;1,00]$).

Figura 13. Distribución de la mediana del IEMI (%) según provincia respecto de la mediana del IEMI del período, Argentina 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Observamos nuevamente que a medida que se desagregaban los datos (desde las regiones hacia las jurisdicciones provinciales), si bien se sostenía la desigualdad entre mujeres y varones, las diferencias significativas se mantuvieron en todas las provincias de la región Centro, en Cuyo en las provincias de La Rioja, Mendoza y San Juan, pero sólo en Río Negro (Patagonia), Tucumán (NOA) y Corrientes (NEA) como lo expresaron los estadísticos de los *violin-plots* en el Apéndice D-Figuras 11 a 15.

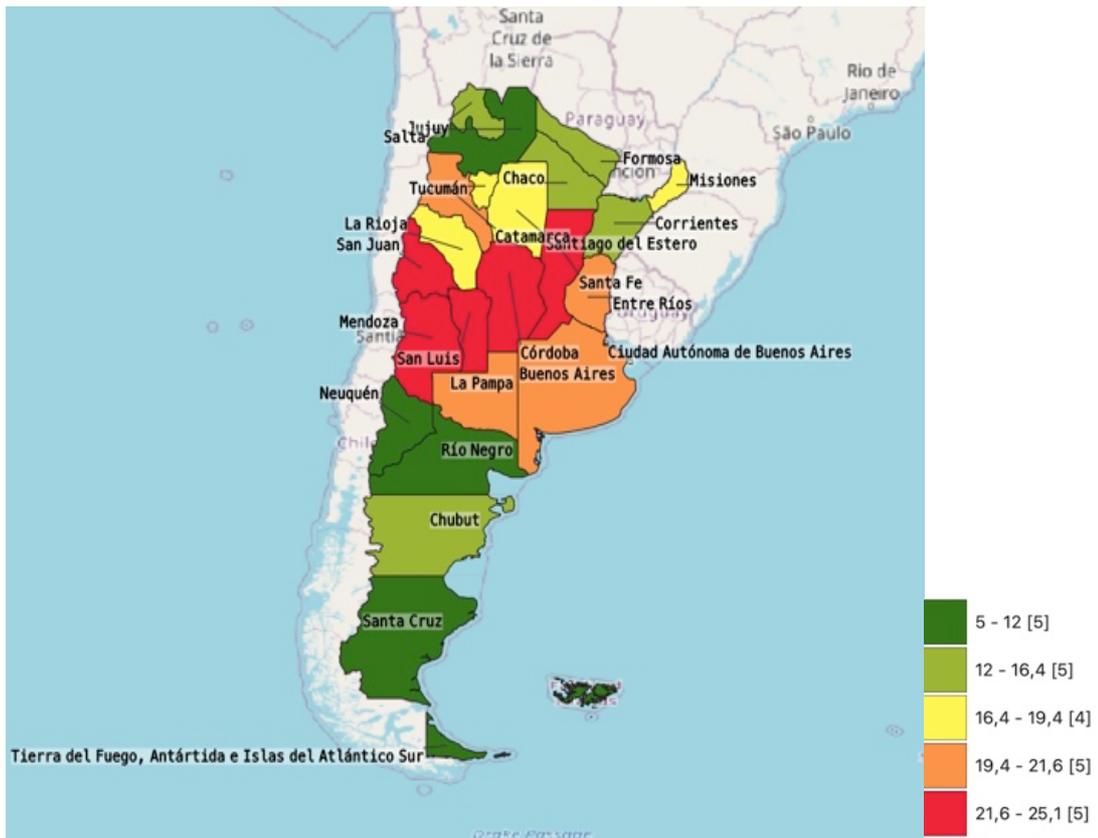
El Índice del Exceso de Muertes Invernales y su relación con la latitud

Exploramos también la relación entre “la posición en el mundo” de las provincias argentinas, y el IEMI. El centroide geográfico del país se encuentra (medido en coordenadas decimales) ubicado en las coordenadas -38,416097 (Latitud Sur) y -63,616672 (Longitud Oeste). Calculamos los quintiles del IEMI y realizamos un mapa temático de Argentina, donde a cada provincia le asignamos un color acorde al quintil de la mediana del IEMI

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

correspondiente, utilizando una rampa de colores desde el verde (primer quintil), hasta el rojo (quinto quintil), tal como lo representamos en la Figura 14.

Figura 14. Mapa de la mediana del Índice del Exceso de Muertes Invernales del período 1997-2017 en las provincias argentinas, agrupadas por quintiles.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Aclaremos que si bien trabajamos con el mapa oficial bicontinental descargado del Instituto Geográfico Nacional, excluimos a la Antártida Argentina de la figura, a fines de facilitar su visualización. Las provincias que integraron el cuarto y el quinto quintil, IEMI de mayor magnitud, pertenecieron a la región Centro y Cuyo, las que se encontraban cercanas al punto medio entre el Ecuador y la provincia más austral, Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur (TDF), en su superficie correspondiente al continente americano.

Nos propusimos modelizar la asociación entre la latitud (Apéndice D-Tabla 5) y la mediana del IEMI de cada provincia siendo el modelo final una función polinómica de orden 3. Tomamos a la mediana del IEMI como variable dependiente y como variable independiente

la latitud del centroide geográfico de cada provincia (a excepción de la provincia de TDF, ya que su centroide se encontraba en el Sector Antártico Nacional, por lo que utilizamos la latitud de la localidad de Tolhuin, ubicada en el centro de la superficie insular provincial correspondiente a la Isla Grande de Tierra del Fuego). Exploramos distintos modelos de regresión: lineal, cuadrática y polinomial de orden 3 y 4. Los mejores modelos desde la exploración gráfica hasta la analítica fueron el cuadrático y el polinomio de orden 3. Observamos que los coeficientes de los regresores fueron significativos en ambos modelos, siendo el coeficiente de determinación ajustado mayor en el modelo polinomial, con un $R^2=0,77$ (Modelo 2 en la Tabla 2). El análisis de la varianza (ANOVA) para el modelo cuadrático: Modelo 1= $y \sim x + I(x^2)$ presentó un estadístico $F=31,380$ y un $p\text{-valor}=2,111e-05$. En el caso del polinomio de orden 3: Modelo 2= $y \sim x + I(x^2) + I(x^3)$, presentó un estadístico F de $16,092$ y un $p\text{-valor}$ de $0,0007463$. Los residuos del modelo cuadrático presentaron un patrón de distribución próximo a los valores ajustados siguiendo la curva hacia sus valores máximos y un valor absoluto mayor que los del polinomio de orden 3 (Apéndice-D Figura 16). El gráfico de residuos versus valores ajustados del modelo polinomial no presentó tendencia por lo que asumimos que no se violaban supuestos de varianza constante. Testamos la normalidad mediante el gráfico *qq* de normalidad resultando adecuada (además, en función del tamaño muestral). Los residuos tampoco exhibieron autocorrelación y superaron la prueba de normalidad *Kolmogorov-Smirnov* (estadístico = $0,1306$; $p\text{-valor} = 0,7601$). El criterio de información de Akaike para el Modelo1 fue de $135,1521$ y para el Modelo 2 de $122,4353$.

Tabla 2. Coeficientes de regresión y de determinación de los modelos de regresión cuadrática (Modelo 1) y polinomial (Modelo2) del efecto de la latitud sobre la mediana del Índice del Exceso de Muertes Invernales en las provincias argentinas

Nombre	Modelo 1 Cuadrático	Modelo 2 Polinomio de orden 3
(Intercepto)	-29.0269511055622 * (13.2818418713575)	-214.742288496744 *** (46.2380747031096)
x	2.86108576544726 *** (0.733615278363361)	18.6362594631115 *** (3.87403882585598)
I(x ²)	-0.042021799338276 *** (0.00969903998817217)	-0.47138945097066 *** (0.104618619923384)
I(x ³)		0.0037371583996979 *** (0.000908358281507584)
n	24	24
R ²	0.570292057635083	0.76726347292274

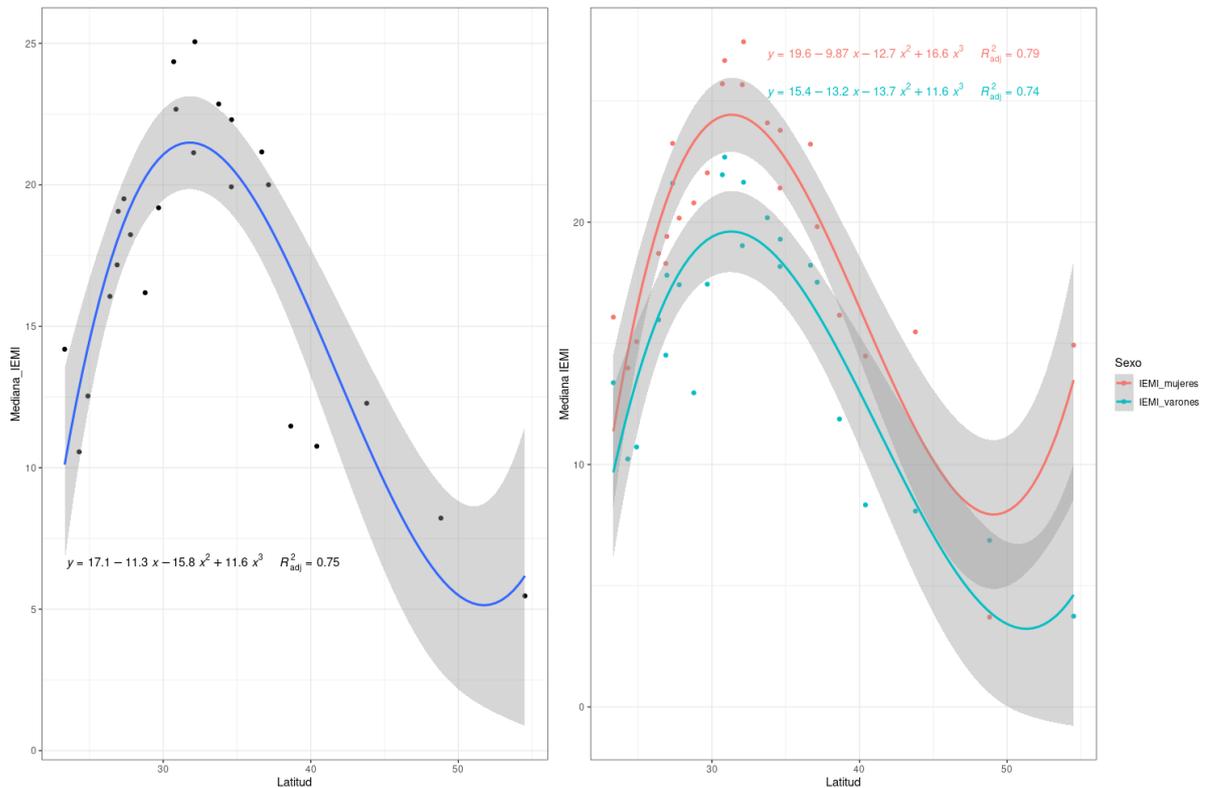
*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

R² = Coeficiente de determinación

Optamos (como ya expusimos) por el Modelo 2 (polinomio de orden 3) para explicar la asociación entre la latitud y el IEMI. La Figura 15 confirmó la relación no lineal existente entre la latitud y el IEMI en Argentina en el período analizado, con sus valores máximos entre las latitudes -30,0 y -35,0 en mujeres y varones. Presentamos las ecuaciones en la figura, así como su respectivo coeficiente de determinación ajustado. Nótese que los coeficientes fueron producto de un modelo ortogonal, por lo que no se correspondieron con las latitudes exponenciadas. Los estadísticos del modelo para ambos sexos (modelo global en el gráfico) fueron: *F-statistic: 21,98 on 3 and 20 DF, p-value: 1,532e-06* y los p valores individuales de cada predictor (latitud del centroide geográfico de cada provincia) < 0,001. Evidenciamos que a igual latitud, sobre todo en aquellas provincias próximas al paralelo 30,0 el IEMI fue significativamente mayor en mujeres que en varones, resultado al que ya habíamos arribado mediante pruebas no paramétricas.

Figura 15. Mediana del Índice de Muertes Invernales y su relación con la latitud de los centroides geográficos de las provincias argentinas global y según sexo, 1997-2017 .



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Las causas del exceso de muertes invernales en Argentina

Exploramos la lista de mortalidad según causas seleccionadas acorde a las categorías utilizadas por la ONS consistente en²¹: enfermedades del aparato circulatorio (I00-I99), enfermedades del sistema respiratorio (J00-J99), causas externas (V01-Y98) y por último demencia y Enfermedad de Alzheimer (F01, F03 y G30); todas ellas responsables principales (para el organismo británico) del exceso de muertes invernales a lo largo de más de 70 años de monitoreo del estimador.

En nuestra serie temporal que comprendió un período de 21 años, de las defunciones que compusieron el exceso de muertes invernales, las causas seleccionadas fueron responsables

²¹ A fines prácticos serán denominadas : cardiovasculares, respiratorias, causas externas, demencia y Enfermedad de Alzheimer

del 63,1 % del exceso (256.226 defunciones) tal lo exhibido en la Figura 16. Identificamos como primera causa en frecuencia a las enfermedades cardiovasculares con 131.591 defunciones (51,4 % del exceso), seguidas por las respiratorias con 120.200 (46,9 %) y las causas externas con 1.908 defunciones (0,7%) considerando todos los grupos de edad. Las demencias y la Enfermedad de Alzheimer fueron causales de 2.527 defunciones (1% del total del exceso), mas por la distribución de la codificación y coherencia conceptual sólo computamos para este análisis aquellas asignadas a personas de 60 años y más²² (Figura 18).

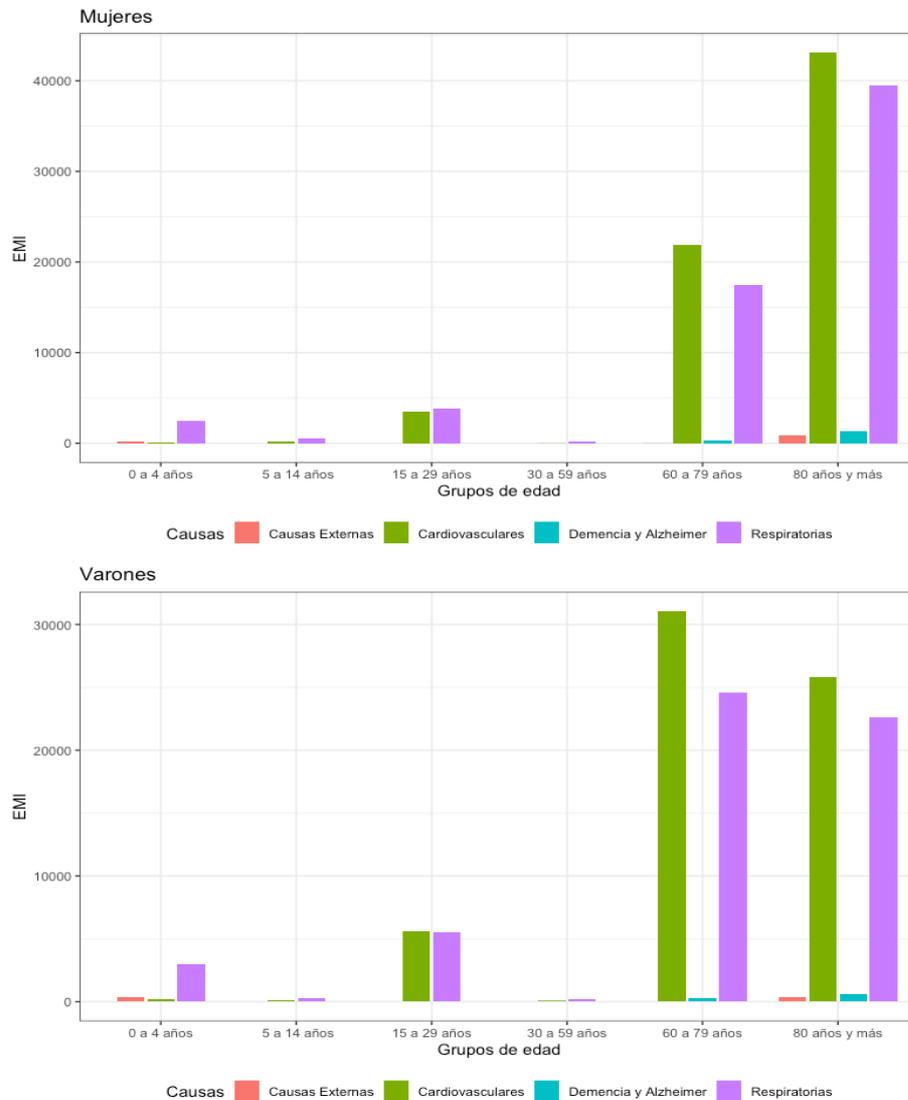
Tanto las enfermedades cardiovasculares como las respiratorias presentaron un patrón de mayor magnitud del EMI en varones hasta los 79 años de edad. El exceso acumulado en varones de 0 a 79 años de edad para las enfermedades cardiovasculares fue de 36.970 defunciones, y para las respiratorias de 33.556. Las mujeres en cambio, para la misma franja etaria presentaron un exceso de 25.709 y de 24.593 defunciones, respectivamente. A partir de los 80 años constatamos un exceso de mayor magnitud en mujeres para ambas causas, superando el diferencial descripto. De esta manera, el exceso acumulado en el período estudiado fue de 68.806 muertes cardiovasculares y de 64.043 respiratorias en mujeres, mientras que de 62.785 y de 56.157 en varones, respectivamente.

La contribución de las enfermedades respiratorias al EMI, al haberse constatado la presencia del diferencial estacional en todos los grupos de edad, las colocó como causa principal de este exceso hasta los 59 años de edad (n = 16.157) vs. las cardiovasculares (n =9.746). A partir de los 60 años las enfermedades cardiovasculares encabezaron el EMI, seguidas por las respiratorias, las demencias, la Enfermedad de Alzheimer y las causas externas. Comprobamos exceso de muertes invernales debido a causas externas de mortalidad en los grupos de menores de 5 años (predominio de varones con 353 muertes en exceso vs. las mujeres con 245), en mujeres entre 60 a 79 años y en mayores de 80 años en ambos sexos, con 931 defunciones en exceso en mujeres y 361 en varones. Los demás grupos de edad no presentaron exceso invernal por estas causas. Constatamos exceso debido a demencias y Enfermedad de Alzheimer en personas de 60 años y más con 1640 defunciones invernales en mujeres y 888 en varones.

La magnitud del exceso presentó en términos absolutos un diferencial acumulado (sustracción) entre períodos estacionales de mayor magnitud en mujeres.

²² Los códigos utilizados mayoritariamente correspondieron a “demencia en la Enfermedad de Alzheimer” y “Enfermedad de Alzheimer”, cuya entidad nosológica posee como edad mínima para la asignación diagnóstica los 60 años.

Figura 16. Exceso de muertes invernales según sexo, grupos de edad y causas seleccionadas. Argentina 1997-2017 (n= 256.226)

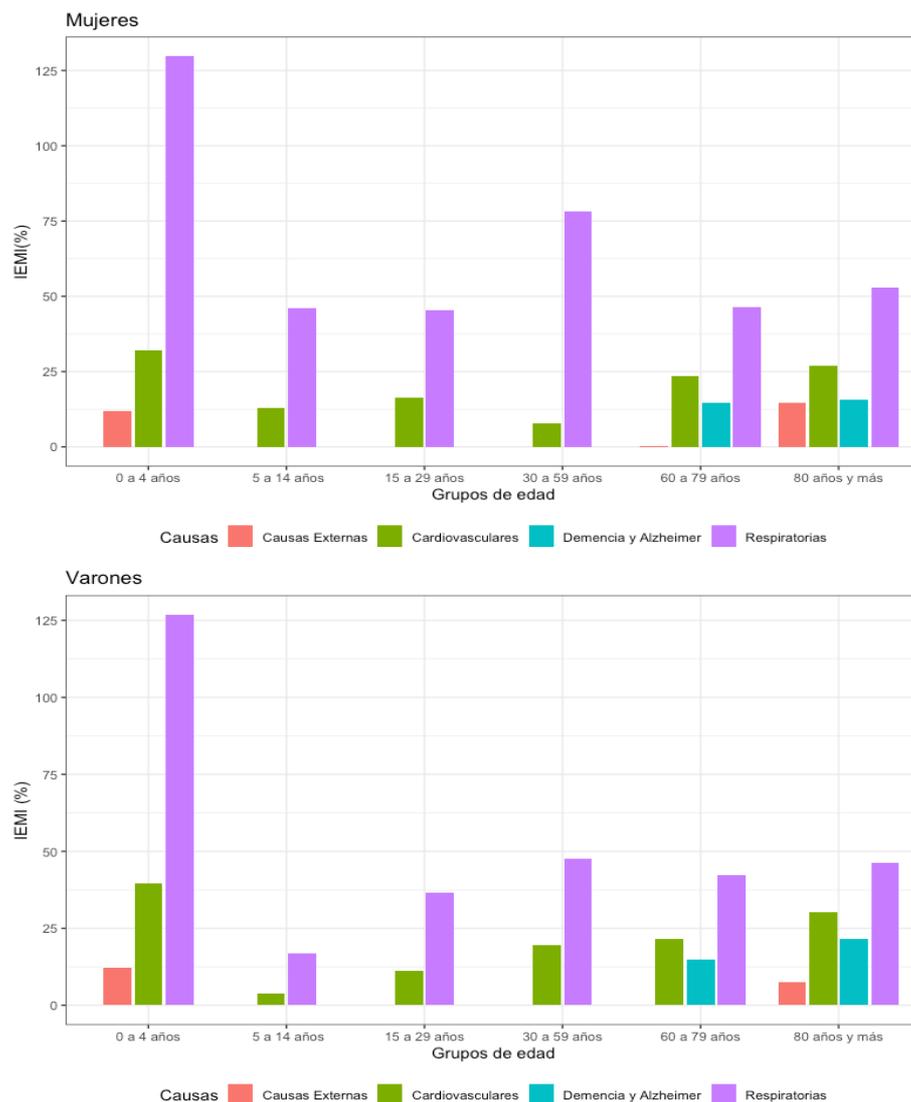


Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Respecto del IEMI, al que consideramos un estimador “estacionalizado”, un índice construido como la razón de las defunciones invernales divididas por el promedio de las no invernales, comprobamos el efecto diferencial (respecto del EMI) en los valores que adopta, producto de su metodología de cálculo. Su expresión en términos relativos al período no invernal como porcentaje de exceso, modificó las escalas y unidades de medición, así como las relaciones inter e intragrupo. (Figura 17). Consideramos pertinente la inclusión de esta

aclaración metodológica en nuestros resultados ya que nos aportó a la validez en la interpretación de ambos estimadores, apreciables en las Figuras 16 y 17 y a su comparación.

Figura 17. Índice del exceso de muertes invernales (%) según sexo, grupos de edad y causas seleccionadas. Argentina 1997-2017 (n= 256.226)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

La representación gráfica del IEMI demostró el gran impacto de las enfermedades respiratorias sobre la mortalidad invernal, que en menores de cinco años duplicó a las muertes esperadas (experiencia de mortalidad no invernal) y que presentó mayor magnitud en mujeres

en todos los grupos de edad. Expresado de otra manera, de las 19.251 defunciones registradas de causa respiratoria en menores de 5 años (por ejemplo) acaecidas entre el 1 de enero de 1997 y el 31 de enero de 2018²³, 5445 excedieron las esperadas, es decir que la magnitud del exceso de muertes representó el 28,3% del total del período. Ahora bien, comparativamente este exceso estimado como razón (defunciones invernales/promedio de defunciones no invernales), representó en mujeres un IEMI de 129,8 % y en varones de 126,8%, más del doble que el promedio no invernal. El IEMI²⁴ para el grupo de 5 a 14 años de edad fue de 78,2% y de 47,6% respectivamente, para el de 15 a 29 años de edad de 46,1 %y de 17,0%, en el de 30 a 59 años de 45, 3% y de 36,6% , en el grupo de 60 a 79 años de 46,5 % y 42,3% y finalmente en los mayores de 80 años, de 52,9% y 46,2%.

Las enfermedades cardiovasculares, responsables de más de la mitad del exceso de muertes invernales se distribuyeron en todos los grupos de edad y en ambos sexos, con mayor exceso relativo (IEMI) en menores de 5 años, con un 39,6% en varones y un 31,9% en mujeres. Estas enfermedades presentaron un IEMI de mayor magnitud en mujeres entre los 5 y los 79 años de edad. A partir de los 80 años de edad, los varones presentaron un IEMI de 30,1 % y las mujeres de 27,0%.

Las causas externas presentaron en mujeres exceso de muertes, expresado como índice, en los grupos de menores de cinco años (11,7%), 60 a 79 años (0,3%) y en el grupo de 80 años y más del orden del 14,5 %. Mientras que los varones presentaron en el grupo de menores de cinco años (12,0%) y en el de 80 años y más (7,5%). El resto de los grupos presentaron exceso negativo, como ya dijimos más arriba.

Tanto mujeres como varones presentaron exceso de muertes invernales por demencias y Enfermedad de Alzheimer, siendo sus índices para el grupo de 60 a 79 años de 14,7% en ambos sexos, y en el grupo más añoso los varones superaron a las mujeres en la magnitud del IEMI (21,6% vs. 15,7%).

²³ Recordamos que para la estimación del EMI y del IEMI, el segundo cuatrimestre no invernal del año de referencia incluyó al mes de enero del año próximo.

²⁴ En aras de evitar repeticiones, el IEMI para cada grupo de edad fue presentado en primer término para las mujeres y en segundo para los varones.

Los indicadores epidemiológicos y la mortalidad invernal

Finalizamos nuestros análisis a través de la construcción de las series temporales de las tasas específicas de mortalidad mensual (por 100.000 habitantes) según grupos de edad y sexo combinadas con *plots* estacionales (Apéndice-D Figuras 17 a 22). La utilización de indicadores epidemiológicos tuvo el objetivo de identificar aquellos grupos cuya experiencia de mortalidad durante el período 1997-2017 hubiera exhibido un claro patrón estacional. La utilización de tasas de incidencia (mortalidad específica) nos aproximó a nuestra propuesta de identificar grupos con mayores probabilidades de exhibir una mayor mortalidad invernal. Hasta acá, acorde a nuestra propuesta, trabajamos con estimadores anuales (IEMI) basados en una razón de frecuencias absolutas. Encontramos consistentes los resultados presentados en los apartados precedentes con las doce series temporales y sus correspondientes *plots* estacionales elaborados con tasas específicas que ratificaron la sobremortalidad masculina en las tasas mensuales según sexo y grupos de edad y hasta los 79 años.

El grupo de menores de 5 años presentó en ambos sexos un claro patrón estacional en la mortalidad. Los datos correspondientes a los años 2013 y 2017 para este grupo de edad, no fueron consistentes con los 19 años restantes, respecto del total de defunciones anuales. El patrón estacional caracterizado por un pico de mortalidad en el período invernal, se acompañó de dos picos de magnitud menor en los meses de marzo y septiembre. Reiteramos que el análisis de la tendencia de la tasa de mortalidad no fue objeto de esta tesis, pero mencionamos que de la inspección visual de la serie temporal se insinuó una tendencia acentuada decreciente.

El grupo de 5 a 14 años de edad también presentó un patrón estacional en el período invernal, pero ya en ellos se hicieron evidentes dos fenómenos: el pico de mortalidad durante los meses de diciembre y enero (sobre todo en varones) y la aparición de un pico en el mes de julio del año 2009, que para este grupo de edad sólo se observó en mujeres.

Entre los 15 y 29 años las mujeres conservaron una experiencia estacional similar al grupo precedente, mientras que los varones presentaron su pico estacional durante los meses no invernales. Ya no pudimos identificar un patrón invariante, hubo años en los que se registraron picos invernales, pero de magnitud inferior a los correspondientes a los meses estivales e incluso al otoño (mes de marzo). Sólo las mujeres de este grupo experimentaron el pico de mortalidad de 2009.

El grupo entre 30 y 59 años volvió a exhibir el patrón de pico de mortalidad en el período invernal, siendo las mujeres las que expresaron el pico de 2009. A partir de los 60 años observamos que la estacionalidad en la mortalidad se volvió invariante, con un patrón similar en ambos sexos al *plot* estacional para el total país que exhibimos al inicio de nuestros resultados. Ya en este grupo el año 2009 no presentó diferencias entre mujeres y varones, siendo su pico invernal cercano al promedio de la serie temporal. En el grupo de 80 años y más ya no comprobamos la sobremortalidad masculina ni la presencia del pico del año 2009.

En el Apéndice D-Cuadro 1 exploramos además el momento y la magnitud de la máxima tasa de mortalidad mensual del período según sexo, grupos de edad y causas. Globalmente, el mes de julio del año 1999 exhibió la tasa bruta mensual de mayor magnitud en ambos sexos (0,95 por mil habitantes), coincidente con el máximo IEMI del período de 30,5%. Tanto mujeres como varones presentaron su tasa mensual de mayor magnitud en esa fecha, siendo de 0,86 por 1000 habitantes para las primeras (IEMI = 32,8 %) y de 1,04 por 1000 habitantes los segundos (IEMI= 28,7%). Los valores del IEMI del año 1999 fueron los máximos de la serie temporal tanto en mujeres como en varones. También coincidieron los máximos valores del IEMI del año 2009 en las mujeres entre los 5 y los 59 años de edad y en varones de 30 a 59 años de edad (Tabla 1) con las tasas mensuales máximas. Las tasas mensuales de los períodos invernales de los años 1998 y 1999 fueron las máximas en menores de cinco y mayores de 60 años, coincidentemente con los valores máximos del IEMI en varones menores de cinco años y en mayores de 60 años en ambos sexos. Por otro lado, el pico de IEMI en mujeres menores de cinco años se registró en el año 2003 coincidentemente con el valor máximo de la tasa de mortalidad mensual por enfermedades respiratorias en dicho grupo (julio 2003 con una tasa mensual de 8,08 por 100.000 habitantes).

A modo de síntesis, identificamos que las mujeres, los menores de 5 años, los mayores de 60 años y aquellos que residían en la región Centro y Cuyo expresaron una experiencia de mortalidad invernal que podría asociarse a una mayor vulnerabilidad.

DISCUSIÓN

Esta tesis tuvo un carácter descriptivo - exploratorio, en el sentido que nos propusimos demostrar y caracterizar la presencia de estacionalidad en la mortalidad entre los años 1997 y 2017 en Argentina. Para ello, recurrimos a la estimación de un indicador novel en nuestro país, el exceso de muertes invernales y su índice (IEMI) que al estar expresado porcentualmente nos permitiría establecer comparaciones (Office for National Statistics, 2015, 2019). Estos supuestos los asumimos a partir de la bibliografía de referencia que asimismo, indica que este exceso podría ser prevenible en algún grado (Johnson & Griffiths, 2003). Por otra parte, la relativa sencillez en su operacionalización al no utilizar denominadores poblacionales, lo tornó un indicador independiente de estimaciones y proyecciones de población o de conciliaciones intercensales. Sumado a ello, la posibilidad de su potencial utilización oportuna y a distintos niveles jurisdiccionales en la gestión de acciones socio - sanitarias tendientes a la reducción del exceso de mortalidad invernal fueron nuestras ideas directrices.

La secuencia de nuestro análisis incluyó como primer paso la descomposición simple de las series temporales de las defunciones mensuales y de sus tasas brutas y ajustadas por edad para evaluar la presencia de estacionalidad. Comprobamos la existencia de un patrón estacional en la distribución de la mortalidad, con mayor incidencia en el período invernal que definimos, como en otros estudios realizados en el hemisferio sur (Davie et al., 2007), comprendido entre los meses de mayo y septiembre, en todo acorde a la distribución observada por nosotros. Esa estacionalidad implicó 407.950 defunciones en exceso, valor que superó en un 33,4% al promedio anual de defunciones para el período observado y al valor máximo de la serie (352.506 defunciones en 2016). Podría plantearse que, cada 21 años en Argentina acumulamos en sucesivos cuatrimestres invernales una cantidad de defunciones no esperadas, superior a las registradas hasta el momento, en un año calendario. Otra manera de expresarlo sería la de una ficticia experiencia de un año en el que sólo se produjeran defunciones, sin nacimientos y con un saldo migratorio igual a cero, pero en un futuro (distópico). Esta representación ficcional, propia de *El Cuento de la Criada* (Atwood, 2018) nos hizo dimensionar por su magnitud la relevancia del estudio de la estacionalidad en la mortalidad, más allá del método utilizado.

Trazando un puente entre la ficción y la realidad, (el recorte de la realidad que constituyó nuestro objeto de estudio), logramos contrastar y comprobar empíricamente nuestras hipótesis a través de los resultados de esta tesis. Ahora bien, como señala Ynoub en *Cuestión de Método*

“la formulación de una hipótesis requiere conocimientos previos en el área o dominio de experiencias [...] un marco más amplio en el que esas regularidades adquieran sentido [...] coherente con un cuerpo conceptual o teórico” (Ynoub, 2015, p.155). Explicitamos y justificamos en la introducción nuestras motivaciones y experiencia para investigar este tema. Describimos el estado del arte tras una exhaustiva búsqueda bibliográfica, que retomamos luego de una obligada pausa pandémica cuando “exceso de mortalidad” había trascendido al discurso epidemiológico y *The Economist* ya poseía su propio modelo de estimación (MIT, 2021/2022). El sentido por el cual realizamos estas aclaraciones fue el dejar asentado que no nos sorprendieron los hallazgos, sino más bien, nos interpelaron. Las condiciones de posibilidad estaban dadas, ahora bien ¿cuáles eran los debates en torno al exceso de mortalidad invernal? ¿Seríamos capaces de una vez identificadas las regularidades respecto de estas hipótesis, dar cuenta en Argentina de algo más que reproducir el cálculo de un indicador “importado” a través de una serie temporal univariada? ¿Aportaríamos algo al conocimiento o a la formulación de nuevas hipótesis con capacidad explicativa?

Fuimos devanando esta madeja de preguntas mientras discutíamos los resultados desde nuestro marco de referencia, dado que importamos un indicador más no un contexto y esta singularidad era apreciable desde la formulación del proyecto de investigación en sus dimensiones más reduccionistas: tiempo, persona y lugar.

Respecto del tiempo, definido por Rodríguez Morilla como “sólo el marco donde suceden los hechos, pero no su causa” (Rodríguez Morilla, 2000), nuestra serie temporal abarcó un período de 21 años, cuyo año de inicio (1997) fue seleccionado en concordancia con la adopción de la CIE-10 en Argentina. En dicho período observamos que la estructura de edad de la población se había modificado a través del ajuste de las tasas, fundamental dado que el objeto de estudio fue la mortalidad.

Detectamos al estandarizar las tasas según la nueva población estándar de la OMS 2000-2025 (Ahmad et al., 2001), que las tasas de mortalidad mensual en varones no se modificaron en cuanto a magnitud o tendencia, mas si lo hicieron las correspondientes a las mujeres. Estas invirtieron el sentido de la tendencia, tornándola descendente al igual que en varones pero expresaron tasas mensuales ajustadas inferiores a las brutas, tornando más evidente la sobremortalidad masculina. Este fenómeno fue concordante con documentos técnicos sobre análisis de mortalidad, pero a diferencia de lo descripto, la identificamos en todos los grupos de edad (Organización Panamericana de la Salud, 2017). En síntesis, durante el período

estudiado, la estructura de edad de la población femenina se modificó más que la masculina respecto del estándar, indicativo de un mayor envejecimiento de la población de mujeres en Argentina entre 1997 y 2017, quienes presentaron tasas crudas superiores a las ajustadas (Organización Panamericana de la Salud, 2002) no alcanzando en ningún punto temporal los valores sin ajuste.

El comportamiento frente al ajuste fue relevante a la hora de las comparaciones y puso en tensión también aspectos metodológicos del IEMI. Comenzamos citando a Rodríguez Morilla, que desde un enfoque clásico de series temporales considera al tiempo como inerte. El envejecimiento diferencial de la población argentina durante un período de 21 años nos indujo a preguntarnos acerca de las determinaciones socio-históricas que operaron en su génesis, más allá de que cuestiones lógico formales inherentes al diseño de estudio no nos permitieron profundizar en ellas. Diferenciamos el tratamiento analítico formal de los datos, de lo que reiteramos fue una serie temporal univariada, de las reflexiones en torno a sus resultados. El tiempo en su devenir histórico fue el contexto para la reproducción de la experiencia de mortalidad que describimos (Ayres, 1994; Breilh, 2003). Por ello, tiempo operacionalizado como inerte pero conceptualizado como historia.

El exceso de muertes invernales es una medida estadística, un *proxy* del incremento en la mortalidad que se produce durante el período invernal respecto de los meses no invernales. Reprodujimos el método de cálculo de la ONS ya que consideramos que su utilización sistemática desde 1950 le otorgaba cierta validez histórica. Más allá de ello, el organismo británico al presentar la metodología declara su validez y precisión introduciendo además una fórmula propia de cálculo de su intervalo de confianza. La utilización del exceso de muertes invernales como valor absoluto está sujeta al tamaño de las poblaciones de referencia. El índice en cambio, según la ONS estandariza estas diferencias en la estructura de la población permitiendo entonces la comparabilidad geográfica y temporal y evitando así, sesgos (Office for National Statistics, 2015).

Este método no ha estado exento de críticas metodológicas que mencionamos al comienzo de nuestra discusión ya que nos interpelaron durante el desarrollo de esta investigación.

Acerca de la teoría detrás de la medida

La Real Academia Española define a la metrología como la ciencia que tiene por objeto el estudio de los sistemas de pesos y medidas (Real Academia Española, 2022). La medición del IEMI según el método estándar de la ONS con períodos estacionales fijos, podría haberlo subestimado en aquellos años en los que los picos de mortalidad no hubieran coincidido con los períodos de referencia. El Boletín Estadístico Cuatrimestral de la ONS del año 2003 aborda este aspecto y de hecho, es una de las debilidades mencionadas. A su vez lo compara con otras dos periodizaciones distintas: en la primera toman dos períodos de seis meses para evitar la pérdida de las defunciones acaecidas en los meses previo y posterior al método estándar; en la segunda comparan las defunciones de la estación invierno con las propias del verano. Es decir, una razón de cuatro meses tanto en el numerador como en el denominador. Los autores concluyen que los tres métodos producen resultados similares y ratifican al método estándar por su consistencia histórica (Johnson & Griffiths, 2003).

Hajat y Gasparrini estudiaron la relación entre el índice del exceso de muertes invernales y la temperatura en Londres entre los años 1997 y 2012, concluyendo que más del 40 % de las defunciones atribuibles a bajas temperaturas suceden por fuera del período utilizado para el cálculo del IEMI, sugiriendo que la asociación entre las bajas temperaturas y la mortalidad debería ser abordada a través de medidas de riesgo (Gasparrini & Leone, 2014; Hajat & Gasparrini, 2016). Cuestionan la validez del indicador identificando sesgos e incluso desaconsejan su utilización para la toma de decisiones en políticas públicas en términos de asignación de recursos, *carga de enfermedad*²⁵ y tensión del sistema de salud. Otro estudio británico²⁶ que compara el IEMI promedio de 30 países europeos entre 1980 y 2013 propone el uso de un indicador denominado *Heating Degree Days* (HDD) cuya interpretación es la cantidad de días en los que la temperatura ambiente cae por debajo del nivel de confort (18° C) volviendo necesaria la utilización de calefacción para preservar la salud (Liddell et al., 2016). Más recientemente (Jones, 2021) se ha planteado la estimación del IEMI a través de lo que el autor denomina medias móviles dinámicas, diferenciándose del modelo “estático” con periodización fija de la ONS. Este último también lo hace desde una perspectiva de financiamiento del sistema.

²⁵ Cursivas nuestras, el término es la traducción de *burden of disease* utilizado en el artículo

²⁶ Estudio publicado previo al Brexit

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

Consideramos los cuestionamientos acerca de la validez y la precisión del IEMI relevantes, los tuvimos en consideración y compartimos algunos de ellos. Las críticas acerca de la validez refieren a la sensibilidad del período denominado invernal, es decir su validez operacional (Almeida-Filho & Rouquayrol, 2008). Como ya hemos planteado, nuestra selección fue la de Davie *et al.* por estar situada en el hemisferio sur. Consideramos que la periodización que utilizamos logró captar el exceso de muertes invernales para la población total y por sexo dado que el pico anual se dio en los meses de julio y el valle en febrero. Por otra parte, hubo correspondencia entre el IEMI y las tasas máximas de mortalidad mensual para los datos agregados mencionados e incluso tomando los grupos de edad (sólo no se comprobó en los varones de 15 a 29 años de edad en la serie temporal, cuya estacionalidad sería motivo de una investigación aparte). Esto se vio particularmente reflejado en menores de cinco años respecto de las tasas de mortalidad mensual por enfermedades respiratorias o en la mortalidad de las mujeres entre 5 y 59 años y varones de 30 a 59 durante la pandemia de 2009. Nuestros hallazgos fueron coincidentes con publicaciones que estiman que el 80 % de las muertes producidas por Influenza A (H1N1) pdm09 ocurrieron en personas menores de 65 años. Los años de vida potenciales perdidos (APP) para la Región de las Américas durante el primer año de aquella pandemia fueron en promedio de 1.050.600 ($IC_{95\%} = 567.600 ; 1.965.100$) mientras que si la distribución de las muertes hubiera seguido el patrón de la gripe estacional, los APP estimados hubieran sido de 361.800 (Dawood et al., 2012; Klein et al., 2010).

Otro aspecto que exploramos fue si el exceso de muertes detectado se debía a un adelantamiento de las defunciones. Este fenómeno denominado *harvesting* se describe particularmente en población vulnerable por fragilidad asociada a la edad. Su eventual rol como confusor en el IEMI fue analizado en 3.530.280 defunciones acaecidas en Londres entre los años 1949 y 2006 (Rehill et al., 2015). Los investigadores concluyen que la mayoría de las defunciones atribuidas a las bajas temperaturas no hubieran sucedido en al menos, seis meses. De haberse producido dicho desplazamiento temporal, debería haberse constatado una disminución de las defunciones en los meses siguientes, previas al próximo invierno.

En nuestra serie temporal, el año 1999 fue el de mayor mortalidad invernal (coincidiendo tasas e IEMI) en la población general, pero 1998 fue el que le siguió en magnitud. Por ende, de haberse producido un adelantamiento en 1998, el período primavera/verano 1998/9 debería haber registrado tasas de mortalidad inferiores, efecto no observado. Más bien, sucedió lo contrario. No sólo no se produjo un descenso frente a un eventual fenómeno de *harvesting*

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

en el período no invernal, sino que el IEMI en el grupo de 80 años y más se mantuvo por encima del 30 % hasta el año 2004 en varones y 2005 en mujeres, recuperando ese nivel de exceso en 2017. Apuntamos esto dentro de la validez dado que nuestra periodización fue en cuatrimestres, lo que de alguna manera torna al IEMI menos susceptible de sesgos por adelantamiento.

Respecto de la precisión del IEMI, recuperamos una nota técnica de *Public Health England* (PHE)²⁷ que plantea que la ONS trata a este estimador puntual como una razón, mientras que PHE lo considera un *odds* y presenta una fórmula distinta para la estimación de su intervalo de confianza del 95%. En nuestro caso, seguimos el método de la ONS, consideramos al estimador una razón pero compartimos las críticas respecto de la construcción de sus intervalos de confianza. De hecho, si bien reprodujimos el método, cuando presentamos los datos a nivel país y según sexo, dada la distribución del IEMI presentamos el intervalo de confianza de la media. El estudio de Fowler *et al.* plantea en el mismo sentido, que a efectos inferenciales estiman los intervalos de confianza al igual que PHE, pero que consideran al IEMI un parámetro poblacional (Fowler et al., 2015).

Mencionamos estas potenciales limitaciones ya que pusieron en tensión tanto la conceptualización y la operacionalización del indicador que nos propusimos estimar (IEMI) como su tratamiento como realizaciones anuales de una serie temporal univariante.

De la presentación de los resultados

En nuestro diseño metodológico recurrimos a dos estrategias de tratamiento del IEMI: como serie temporal de realizaciones anuales y de forma agregada, en lo que describimos como un diseño híbrido siguiendo la denominación de Almeida Filho quien expresa “ A veces es posible, y deseable, la realización de un estudio de áreas agregadas con arquitectura híbrida-diseño simultáneamente ecológico y de tendencia temporal-.” (Almeida-Filho & Rouquayrol, 2008, p. 204).

El cálculo y posterior representación gráfica del IEMI exhibió una gran volatilidad, que dificultó su modelización en el sentido que tuvimos que tomar una decisión acerca de si cumplía criterios de comportarse como serie temporal o era tan sólo una secuencia temporal de valores aleatorios. Como desarrollamos en extenso, ratificamos el enfoque local de la ONS (medias móviles) por las irregularidades que presentaban las observaciones y lo tratamos como serie

²⁷ No la citamos ya que es un documento Word recuperado de Internet en septiembre 2022. Solicitamos por correo electrónico el material. Al momento de la redacción de esta nota, no obtuvimos respuesta.

temporal. Nuestro propósito no fue la predicción, por lo que el hecho de utilizar medias móviles centradas de orden 3 hizo que el suavizamiento logrado para la apreciación de la tendencia subyacente no lograra eliminar las irregularidades por completo. La ONS utiliza medias de orden 5, pero modeliza el IEMI desde 1950/51. Nuestra serie temporal de 21 realizaciones anuales, de seguir el mismo orden de la media móvil nos hubiera generado pérdida de 2 valores en cada extremo. Consideramos sin embargo, que logramos captar el movimiento de la tendencia que presentó oscilaciones cíclicas que se reprodujeron desde el total país hacia las regiones, pero a distintas magnitudes del índice. Interpretamos que esas regularidades detectadas en datos agregados (nivel país, regiones y sexo) probablemente se hayan relacionado con determinaciones del contexto socio-histórico que no exploramos.

El haber realizado en primera instancia la descomposición clásica de la serie temporal de las defunciones, tasas brutas y ajustadas operó como referencia para cuestionarnos el comportamiento del índice en la serie temporal. En este sentido, si comprobamos la sobremortalidad masculina ¿por qué el EMI y el IEMI fueron mayores en mujeres? ¿Por qué, si los grupos de edad en ambos extremos de la vida fueron los que presentaron los mayores valores de IEMI en las series temporales, qué fue lo que produjo el diferencial entre varones y mujeres en grupos de edad menos vulnerables (5 a 14 años y 15 a 29 años)? Tal vez parte de la respuesta se encuentre en un estudio sobre la estacionalidad en la mortalidad por infarto agudo de miocardio desarrollado en Inglaterra y Gales que concluye: “el exceso de mortalidad invernal no es una función de la mortalidad general. Esto posee implicancias importantes para su control y prevención: las medidas utilizadas para controlar la mortalidad general, pueden no afectar necesariamente el exceso invernal²⁸” (Ogbebor et al., 2018, p. 6). Compartimos esta apreciación que el exceso de mortalidad invernal, medido a través de sus diferentes indicadores, responde a un conjunto de determinaciones específicas del período invernal, tanto contingentes como permanentes [expresado desde nuestro marco de referencia (Breilh, 2003)], aunque no poseamos evidencia empírica propia para demostrarlo en esta tesis.

La presentación agregada espacialmente de los datos tuvo que ver con la comparabilidad con otros estudios, como si hubiéramos ‘girado’ el eje de la serie temporal , metáfora que utiliza Almeida Filho “[...] espacializar el vector temporal, a veces perdiendo una visión dinámica de

²⁸ Traducción propia. “EWM is not a function of the overall mortality. This has important control and prevention implications: the measures used to control overall mortality may not necessarily influence winter excess”.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

los procesos tendenciales en la distribución” (Almeida-Filho & Rouquayrol, 2008, p. 203). Este agregado nos permitió compararnos con otros países que presentan sus datos así. Citamos en primer término el estudio neozelandés por ser nuestra referencia para la construcción de los períodos y de los grupos de edad. El IEMI en Argentina entre 1997 y 2017 representó en promedio, un 20,4 % de exceso en las defunciones invernales (IEMI) con un desvío estándar = 4,0 y un intervalo de confianza del 95% = (18,6% ; 22,2%), mientras que estos investigadores estiman un IEMI entre 1980 y 2000 de 18,4 %, con un intervalo de confianza del 95% = (5,9% ; 32,4%) sin identificar la presencia de tendencia secular (Davie et al., 2007). Al igual que en nuestra serie, los picos anuales de mortalidad ocurren en julio y los valles en el mes de febrero.

Respecto del estudio comparativo de 30 países europeos realizado con las defunciones registradas entre 1980 y 2013 en el que los autores presentan el estimador puntual sin sus intervalos de confianza, por lo que tomamos nuestra media = 20,4%, Argentina se encontraría ocupando el quinto lugar después de Malta = 29,4 %; Portugal = 28,0%; Chipre = 23,6%; España = 20,6%. Nos seguirían: Irlanda = 19,7 %; Reino Unido = 18,6 % y la lista continuaría hasta los últimos tres países con un dígito de exceso: Finlandia = 9,5 %; Islandia = 8,4 % y Eslovaquia = 8,2 % (Liddell et al., 2016).

Respecto de las comparaciones a nivel subnacional, describimos en nuestros resultados la distribución sesgada del estimador. Comprobamos que presentaron una distribución normal la provincia de Buenos Aires con una media de 22,2% (IC_{95%}= 20,2%; 24,2%) y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (C.A.B.A.) con una media de 20,8 % (IC_{95%}= 18,2 %; 23,4%) que las ubicarían con magnitudes similares a España y Chipre cuyas latitudes (decimales) son = 40,463667 y 35,126413. (C.A.B.A = -34,6145, Buenos Aires = -36,6769).

Para el resto de las comparaciones a nivel de las provincias y la C.A.B.A. utilizamos estadística no paramétrica. El mapa de la mediana del IEMI de las provincias agrupadas por quintiles junto a las regresiones polinómicas del IEMI explicadas a través de las latitudes fueron representativos del hecho que la denominada paradoja invernal (Fowler et al., 2015) también se comprobó en nuestro país.

La paradoja invernal y la latitud

McKee describe en 1989 a partir del estudio del exceso de mortalidad invernal histórico del Reino Unido, que países con climas más fríos, menor amplitud térmica y mejores condiciones constructivas de las viviendas en cuanto a aislamiento térmico como Finlandia,

experimentaban hace más de 50 años una disminución sistemática de la mortalidad invernal asociándolo además con el ingreso *per cápita* (McKee, 1989). Como antecedente en Latinoamérica, el Departamento de Biología Ambiental y de Poblaciones de la Facultad de Ciencias Biológicas de la Pontificia Universidad Católica de Chile, en 1983, relaciona la estacionalidad de la mortalidad en ese país entre 1945 y 1975 con la amplitud térmica y la latitud. Los autores concluyen que las provincias centrales (entre los 33 y los 34 grados de latitud) son las que presentan la mayor estacionalidad en la distribución de la mortalidad, disminuyendo progresivamente hacia los extremos geográficos del país donde la amplitud térmica es menor y el clima más estable (Hajek et al., 1984).

En 2003 Healy describe la paradoja invernal que define como el fenómeno por el cual países con inviernos menos severos y climas más templados, experimentan mayor coeficiente de variación estacional en la mortalidad (Healy, 2003). El autor a través de un estudio ecológico asocia la mortalidad invernal con “factores de riesgo claves” tales como la eficiencia térmica de las viviendas, la denominada *fuel poverty* (hoy pobreza energética²⁹), las desigualdades en los ingresos, el porcentaje del Producto Bruto Interno destinado a salud y atributos de acceso, cobertura y estructura del sistema de salud. Asimismo, refiere que los “estilos de vida y factores de riesgo individuales”, si bien se asocian con las tasas de mortalidad general, no lo hacen con el exceso de mortalidad invernal. Destacamos este aspecto, que coincide con la publicación de Ogbebor *et al.* y con nuestros resultados en cuanto a la relación entre tasas y estacionalidad.

En 2021, Jones publica datos históricos de 130 países y utiliza al igual que nosotros la mediana del IEMI como variable dependiente y la latitud como variable explicativa, ratificando que los niveles máximos de IEMI se encuentran en aquellos países de climas templados cercanos a los 35 grados de latitud (Jones, 2021). En nuestro caso, las provincias ubicadas entre -30 grados y -37 grados de latitud sur presentaron los valores máximos (regiones Centro y Cuyo, 4º y 5º quintil), mientras que los mínimos respecto de sus medianas, al igual que en Chile se presentaron en los extremos geográficos Norte y Sur. Las provincias más australes, Santa Cruz y TDF en la serie temporal presentaron varios años sin exceso de muertes invernales

²⁹ Problema social descrito en la Unión Europea (especialmente en los países del este y del sur) a partir de la “explosión de la burbuja del mercado inmobiliario” en 2008, de carácter dinámico, multidimensional definido como la imposibilidad de los hogares de sostener material y socialmente los niveles necesarios de energía doméstica (Carrere et al., 2021).

reproduciendo la paradoja invernal, siendo sus medianas de 8,2% (RIC= 6,1) y 5,5% respectivamente (RIC 14,2%).

Nos preguntamos qué explicó la latitud, ya que según su coeficiente de determinación ajustado, al menos el 70 % de la mediana del período, para las provincias. ¿Qué las caracterizó y diferenció respecto de la experiencia de exceso de mortalidad invernal? Identificamos dimensiones para exploración futura: densidad poblacional, contaminación ambiental, estructura de edad de la población, accesibilidad al sistema de salud, amplitud térmica, calidad constructiva de las viviendas, procesos macro sociales, migraciones, sistemas de protección social, proyectos políticos de gobierno, espacios verdes, circulación viral local, coberturas de vacunación, rol de los estados provinciales, educación y podríamos seguir enumerando exhaustivamente. Imaginamos una red compleja de distintos niveles de interacción que determinaron lo que terminó exhibiendo un mapa muy desigual, con alta concentración de exceso de muertes en las regiones Centro y Cuyo.

El ajuste del IEMI

Ensayamos el ajuste del IEMI por edad para comprobar si diferencias estadísticamente significativas identificadas entre mujeres y varones se sostenían luego de la estandarización. Comprobamos que el efecto que éste había producido sobre las tasas mensuales, no se reproducía respecto del IEMI. Utilizamos las muertes esperadas que habíamos obtenido del ajuste de las tasas por el método directo y recuperamos además una publicación que lo utiliza (Lawlor et al., 2000). No pudimos establecer comparaciones ya que la población estándar que utilizan los investigadores es la de Bradford.

Retomando el ajuste del estimador, varios autores plantean la necesidad de su estandarización por edad (Fowler et al., 2015), aunque tanto la ONS como PHE reconocen que aquellas áreas con poblaciones más envejecidas, exhiben índices de mayor magnitud por la estructura de edad. PHE propone que el cálculo del IEMI por grupos de edad ofrece una solución parcial, mientras que la ONS sostiene que el IEMI no posee sesgos (Office for National Statistics, 2015). Como mencionamos, el ajuste por edad no modificó la experiencia diferencial entre mujeres y varones, que fue lo que exploramos.

Sexo (¿o género?)

Tanto nuestro estudio exploratorio previo como la mayoría de las publicaciones internacionales (sobre todo las de la ONS) señalan que el exceso de mortalidad invernal es mayor en mujeres que en varones (Área de Análisis y Sala de Situación de Salud, 2016; Jones, 2021; Office for National Statistics, 2021). Nuestros resultados también lo hicieron, aun luego del ajuste por edad. El abordaje de contraste mediante pruebas no paramétricas de muestras pareadas del IEMI para el mismo año fue propio, no lo hemos encontrado en la bibliografía.

Como planteamos, las diferencias fueron sensibles al nivel de análisis. A medida que la unidad de análisis territorial descendía un nivel, según qué regiones o qué provincias, las diferencias se sostenían o no. Ahora bien, de la observación de las series temporales según sexo y grupos de edad, es llamativo el comportamiento diferencial de los grupos más jóvenes, sobre todo el de 15 a 29 años. El solapamiento de los amplios intervalos de confianza estimados según el método de la ONS para los grupos de edad (Apéndice D-Tabla 2), no necesariamente indicó ausencia de diferencias reales en la población, pero no exploramos más allá. Como dijimos, ese grupo de edad exhibió patrones opuestos de estacionalidad en la mortalidad, que ameritaría una investigación aparte.

Nuestra variable de análisis fue el sexo biológico ya que nuestra fuente fueron las bases de mortalidad. Ahora bien, categorías no mencionadas, como el género y sus roles, si bien no fueron operacionalizadas ¿cómo lo serían? estuvieron probablemente detrás de cada resultado. La pregunta de por qué existió ese recorrido temporal diferencial entre mujeres y varones jóvenes nos interpeló. Bien podría ser que el exceso en varones de ese grupo se dio en los meses no invernales que, de hecho, fue así manifestando otra estacionalidad, mas no explicaba las razones del diferencial. Nuestros resultados tampoco tenían esa capacidad.

Tomamos el pico del año pandémico 2009, y en vez de excluirlo, lo destacamos en esta discusión por su impacto diferencial entre los 5 y los 59 años de edad. Un artículo de revisión publicado en la revista *Biology of Sex Differences*, cuyo nombre, “Biología de las diferencias sexuales”³⁰ deja claro el posicionamiento editorial biologicista, analiza la pandemia 2009 respecto de sexo, género y embarazo (Klein et al., 2010). Los investigadores identifican factores biológicos que eventualmente podrían haber operado, del orden de la respuesta inmune celular y humoral, la inflamación crónica, la prevalencia de obesidad, los efectos del embarazo (las

³⁰ Traducción propia

mujeres embarazadas presentaron mayores tasas de mortalidad), entre otras. Destacamos de ese artículo dos aspectos vinculados al género: la feminización de la fuerza laboral en salud y de las tareas de cuidado bajo la forma de empleo o como trabajo no remunerado, que los autores asocian al “sesgo femenino de exposición”. También nos preguntamos por quiénes cuidan a esos niños menores de cinco años que mueren por enfermedades respiratorias en invierno, en su hogar o en el hospital, ya sea por vínculo familiar o trabajo. Y no sólo los niños, ¿quiénes cuidan a los adultos mayores? Si se pudieran cuantificar las exposiciones anuales, desde lo más biologicista, así formulado, a patógenos que circulan en invierno, o al hacinamiento del hogar o a estufas cuya combustión es inadecuada ¿encontraríamos diferenciales entre mujeres y varones? ¿Quiénes sostienen y garantizan la organización de merenderos y comedores?

Causas y grupos de edad

El agrupamiento por edad como ya explicitamos, lo tomamos del grupo de investigadores de Nueva Zelanda (Davie et al., 2007). Más allá de que fue nuestra referencia para la periodización de los cuatrimestres, lo fue también dado que seleccionaron todos los grupos de edad para su análisis. Entendimos, que la estructura de edad de la población argentina y su perfil epidemiológico creaba condiciones de posibilidad para que detectáramos también diferenciales de mortalidad invernal en población menor a 65 años, a diferencia de lo que analiza la ONS u otros países del Norte Global.

Como dijimos más arriba, el hecho de haber importado un indicador, no implicaba haberlo hecho del contexto. El concepto de perfil epidemiológico al que nos referimos supera lo empírico-estadístico, necesario para comprender en un sentido amplio lo que postula Breilh. Los perfiles epidemiológicos sintetizan las contradicciones en el modo de devenir la salud en la sociedad, en los modos de vida de los grupos situados en distintas posiciones de la estructura de poder, en los estilos de vida personales y las formas como éstos se relacionan con los procesos protectores y con los que vulneran la salud (Breilh, 2003, 2013).

Destacamos los valores del IEMI en menores de cinco años y el peso de las enfermedades respiratorias que superan el doble de las muertes esperadas. Su fuerte componente estacional es conocido y anticipado todos los años ya que tensiona al sistema de salud en cuanto a demanda de atención y camas de internación (Sociedad Argentina de Pediatría, 2021). Si bien la introducción de las vacunas anti Haemophilus influenza B en 1997, antigripal en 2011, antineumocócica PCV13 en 2012 al Calendario Nacional de Vacunación

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

redujeron la incidencia de neumonía clínica, otros agentes etiológicos son causa de enfermedad y muertes, según condiciones de vulnerabilidad y acceso al sistema de salud o visto desde la perspectiva de Breilh como parte de los perfiles epidemiológicos.

El resto de nuestros hallazgos, respecto de los grupos más añosos y las causas cardiovasculares se correspondieron con lo publicado.

A propósito del caso de Portugal

El exceso de mortalidad invernal es complejo por sus múltiples determinaciones. Tomamos el caso de Portugal, que exhibe en las comparaciones entre países europeos los índices de mayor magnitud, y por ello distintos grupos de investigadores lo toman como objeto de estudio. Observamos abordajes múltiples, y distintas categorías de análisis. En los artículos recuperados en nuestras búsquedas bibliográficas la asociación entre el exceso de mortalidad invernal y condiciones de vida ha sido comprobada.

Un estudio realizado en este país entre 2002 y 2011, que llega a un nivel de desagregación municipal, concluye que este exceso se asocia de forma significativa con dos índices de pobreza analizados: socio-material y calidad de la vivienda que incluye la forma de calefacción (Almendra et al., 2017). Nunes *et al.* por otra parte, demuestran la asociación del exceso de mortalidad invernal entre 1980 y 2004 con la circulación del virus Influenza. Los años donde el subtipo predominante fue A(H3N2), se asociaron con mayor mortalidad invernal en los grupos de mayores de 65 años y menores de cuatro años. Proponen que el exceso de mortalidad estacional podría utilizarse como indicador de la actividad del virus (Nunes et al., 2011). Asimismo, siempre en Portugal, Almendra *et al.* nuevamente inclinados hacia lo social, analizan el comportamiento del IEMI y otros indicadores antes, durante y después de la Gran Recesión (2009-2011)³¹. El IEMI fue significativamente inferior al período pre-recesión (2005-2008) pero de mayor magnitud que post-recesión (2013-2015). Señalan que el menor consumo de energía durante la etapa de recesión (por pobreza energética y por inviernos más cálidos) mejoró significativamente la calidad del aire, como una explicación plausible. Concluyen que

³¹ Definida como al menos dos trimestres de crecimiento negativo, con incremento de tasas de desempleo, pérdida de poder adquisitivo, emigraciones e implementación de un plan de ajuste económico con “Medidas de Austeridad” [comillas en el original].

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

es innegable que el fenómeno se produce y que es necesario entender cuáles son sus determinantes (Almendra et al., 2019).

Todos describen la variabilidad interanual y la variabilidad al interior del país entre sus unidades territoriales, por causas a nivel de los individuos y del contexto. La región sanitaria de Alentejo posee la población más envejecida del país, los peores estándares de vivienda, y el IEMI de mayor magnitud en las series temporales. Trajimos el caso a la discusión como ejemplo de posibles abordajes.

De factores de riesgo, exposiciones y condiciones de vida (o de muerte)

Nuestras reflexiones se basaron en resultados en torno a tres variables clásicas y a su vez reduccionistas: tiempo, persona y lugar. Como ya expresamos, desde la formulación de lo que fuera un proyecto hasta el desarrollo de esta tesis de Maestría, esas variables nos remitieron a dimensiones cuyas categorías no exploramos ya que no eran parte del diseño. Sin embargo, estuvieron presentes y nos interpelaron.

Identificamos pautas de regularidad dentro de una gran heterogeneidad en la distribución de este exceso de mortalidad invernal. Comentamos las críticas y limitaciones del indicador que experimentamos, al utilizarlo en esta investigación al no ser un indicador epidemiológico robusto. De todas formas, consideramos que hemos logrado demostrar empíricamente que existe una estacionalidad en la mortalidad, y que ésta no afecta en la misma medida a distintos colectivos humanos, ya sea por su edad, por su sexo al nacer o por su lugar de residencia. Y que esta desigualdad (en términos cuantitativos) sería potencialmente reducible a la mejor experiencia histórica que cada uno de los grupos expresó durante los 21 años que analizamos. Es cierto que los artículos citados poseen en su mayoría capacidad explicativa por tratarse de series multivariadas o haber utilizado otras técnicas de análisis. Conscientes de estas cuestiones, que pudimos identificar como limitaciones desde lo formal, apelamos a nuestro marco teórico de referencia para finalizar nuestra discusión.

Las regularidades que detectamos en el tiempo (historia), lugares (espacio) y poblaciones (sujeto colectivo) ya sean cuasi-permanentes, como vivir a determinada latitud o el sexo biológico al nacer o contingentes, como un año pandémico, si determinan experiencias diferenciales de vivir e incluso de morir, merecerían ser abordadas de forma crítica.

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

La mayoría de los estudios citados, analizan desde la lógica de exposiciones, de factores que operan desde “afuera” sobre las personas y los grupos. Consideramos que los modelos de causalidad planteados probablemente identifiquen causas necesarias, pero no suficientes. Nos preguntamos si las exposiciones no se encuentran determinadas por los modos de vida y patrones impuestos. Durante el año 2009, una contingencia externa, la primer pandemia del siglo XXI, el exceso de mortalidad observado en mujeres jóvenes en edad productiva y reproductiva ¿fue de causa biológica o expresó la distribución social de las tareas de cuidado y la feminización de la fuerza laboral en salud o en cualquier otro empleo que lo implique? ¿Podríamos reconocer patrones típicos de exposición ya no contingentes sino impuestos (Breilh, 2003)?

En una serie temporal de veintiún años (1986-2006) en República Checa, los autores demuestran el efecto directo de la exposición al frío sobre el exceso de mortalidad cardiovascular, siendo el grupo más afectado los varones de 25 a 59 años. (Kysely et al., 2009). Atribuyen el exceso al stress cardiovascular impuesto por la persistencia de las bajas temperaturas diarias desencadenando aumentos en la tensión arterial, hiperviscosidad sanguínea, poliglobulia y demás alteraciones reológicas que favorecen estados protrombóticos. Como factores explicativos de sus hallazgos mencionan la exposición ocupacional diferencial de varones y mujeres en la construcción, minería, canteras, agricultura, entre otras actividades. ¿Podríamos identificar acá también las categorías trabajo y género y patrones típicos de exposición?

Breilh expresa que “existen modos de devenir (formas de determinación) que no se nos exponen como eventualidad, sino que se nos *imponen* con permanencia”³²(Breilh, 2003, p. 213). Y más adelante señala, que estos últimos para ser modificados como determinantes epidemiológicos requieren de transformaciones de los modos de vida. Desde nuestra perspectiva pretendimos instalar esta forma de discutir nuestros resultados a través de una teoría que sustentara los hallazgos.

No pudimos identificar en la bibliografía sobre el exceso de mortalidad invernal una teoría en el sentido de “dispositivo heurístico configurado en tres etapas: marco referencial filosófico [...], proceso de problematización [...] y marco teórico[...].” (Almeida-Filho, 2020, p. 2). Mas bien, la inclusión de factores (variables) biológicos, ambientales, sociales, étnicos,

³² Cursivas del autor

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

etc. en modelos que en todo caso demostraban asociación significativa con el resultado pero con escasa reflexión y de manera fragmentada. Con esto no pretendimos desconocer la categoría de riesgo o de exposición, sino más bien evitar el reduccionismo de elevarlas al “estatuto de principio explicativo de toda la epidemiología, o por lo menos, de su parte sustancial” (Breilh, 2003, p. 214).

Por nuestra parte, partimos de una pregunta formulada de manera crítica, pero el diseño fue exploratorio sin mayor capacidad explicativa. Identificamos diferenciales, desigualdades entendidas como “diferenciación dimensional o variación cuantitativa en colectividades o poblaciones [...] evidencia empírica de diferencias” (Almeida-Filho, 2020, p. 17) que nos condujeron a formularnos la pregunta de si éstas no expresaban inequidades³³.

Entonces, la próxima pregunta no debería empezar a través de una formalización matemática (aplicación de un indicador) sino que, habiéndonos apropiado ya de la existencia empírica de estas desigualdades, identificar la metodología epidemiológica capaz de dar cuenta de procesos probablemente determinados por desigualdades sociales injustas en aras de su transformación.

Limitaciones

Identificamos varias limitaciones en esta tesis. Implementamos un indicador muy sensible a la calidad de los datos que anualmente produjeron las 24 jurisdicciones para ser luego consolidados a nivel central en la DEIS. La fecha de defunción a la hora del estudio de la estacionalidad desempeñó un rol central. Otro tipo de indicadores epidemiológicos de cálculo anualizado no se verían afectados de igual manera. Debimos recurrir a imputaciones en años donde la distribución mensual de las defunciones identificamos como anómala.

Importamos un indicador diseñado en el Reino Unido para ser aplicado en Argentina y discutido desde un marco de referencia latinoamericano. Esto incluso a la hora de comparar el IEMI, expresado en términos porcentuales, tan alejado del contexto requirió de una constante vigilancia epistemológica. Los estudios del Norte Global como planteamos más arriba, en su mayoría no se referenciaban a ninguna teoría, sino más bien, fetichizaban las técnicas. Nuestra propuesta fue ambiciosa, no por el método de cálculo del indicador, claro está, sino por el

³³ Disparidades evitables e injustas que expresan desigualdades innecesarias e indeseables desde el punto de vista político, en poblaciones humanas y sus colectivos (Almeida-Filho, 2020).

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

esfuerzo a la hora de la discusión para recuperar nuestro marco de referencia en la interpretación de los resultados y ser capaces de discutirlos y comunicarlos desde ese lugar.

El IEMI como indicador no posee la robustez de las tasas mensuales de mortalidad, ni utiliza denominadores poblacionales. A nivel de las provincias no tuvimos acceso a las estimaciones y proyecciones de la población por año, sexo y edad con conciliación intercensal, motivo por el cual no obtuvimos sus tasas de mortalidad mensual. Ensayamos un método de ajuste para el IEMI pero no se encontraba validado. La bibliografía recuperada problematiza su estandarización.

La modelización de la serie temporal nos fue dificultosa en el sentido de su definición como serie temporal por el comportamiento de la variable. Si bien su morfología no difirió en cuanto a su volatilidad de las series de la bibliografía de referencia.

Nuestro estudio, dado su diseño no presentó capacidad explicativa al ser de tipo descriptivo - exploratorio.

Fortalezas

Más allá de las limitaciones que le reconocimos al IEMI, hemos demostrado la presencia de estacionalidad en la mortalidad en Argentina en una serie temporal de 21 años. Lo hemos realizado para el total país, las regiones (como paso intermedio), las provincias, por sexo y seis grupos de edad. Interpretamos que es conocimiento relevante.

Pudimos identificar experiencias diferenciales de mortalidad invernal, que podrían ser hasta algún punto - tal vez la mejor experiencia histórica de cada provincia- reducibles, dando espacio entonces, a intervención. Más allá que la periodización para el cálculo del IEMI logró captar los picos de defunciones invernales, nuestros resultados fueron consistentes con los picos de las tasas mensuales de mortalidad, incluso para los grupos de edad.

Identificamos más del 60 % de las causas del exceso de mortalidad invernal en Argentina, también por sexo y grupos de edad, si bien el listado de enfermedades seleccionadas utilizado fue el de la ONS, para una población envejecida. Nuestra decisión de incluir los seis grupos de edad nos permitió identificar vulnerabilidades específicas de la edad o del sexo, particularmente en menores de cinco años y también los comportamientos diferenciales de mujeres y varones entre los 5 y los 29 años respecto de la estacionalidad en la mortalidad.

Nuestro marco de referencia sirvió de punto de anclaje para observar críticamente los resultados y discutirlos desde la interpelación y el compromiso. Esta tesis fue un comienzo,

Almeida, V.S. Exceso de mortalidad invernal en Argentina en el período 1997-2017. Estudio de series temporales. [Tesis de Maestría] Maestría en Epidemiología, Gestión y Políticas de Salud. Universidad Nacional de Lanús. Año 2022.

creemos haber dejadas planteadas preguntas que requieren de otros abordajes, otras dimensiones y categorías de análisis, capaces de dar cuenta de la complejidad de la mortalidad estacional.

Esperamos haber aportado a la construcción de conocimiento. Las defunciones mensuales podrían ser utilizadas a nivel local de forma oportuna, con información agrupada y el IEMI calculado antes del inicio de cada “campana de invierno” para salir al territorio con algo más que vacunas o un plan trazado a miles de kilómetros de distancia. Entonces sí, ese conocimiento estaría disponible para transformar a tiempo las realidades de los más vulnerables y protegerlos de enfermar y morir (tal vez) injusta o prematuramente el próximo invierno.

CONCLUSIONES

En la serie temporal 1997-2017 comprobamos la existencia de un patrón estacional en la distribución de la mortalidad con mayor incidencia en el período invernal, tomado como el comprendido entre los meses de mayo y septiembre. Observamos que los picos de mortalidad se dieron en los meses de julio y sus valles en febrero. La tendencia de la mortalidad presentó oscilaciones cíclicas (de período superior a un año). Detectamos a través del cálculo de las tasas brutas y ajustadas por edad, la presencia de sobremortalidad masculina en todos los grupos de edad. La fuerza de la estacionalidad duplicó a la de la tendencia en ambos sexos.

El ajuste de las tasas puso en evidencia los cambios en la estructura de edad de la población a lo largo de estos 21 años, cuya experiencia difirió entre mujeres y varones. La población de mujeres expresó mayor envejecimiento. La tendencia de la mortalidad, una vez realizado el ajuste fue descendente para ambos sexos, con tasas ajustadas de mayor magnitud en varones que fueron similares a las brutas. A diferencia de éstos, las tasas ajustadas en mujeres fueron inferiores a las brutas. Tanto varones como mujeres conservaron luego de la estandarización la fuerza de la estacionalidad.

Implementamos por primera vez en Argentina, un indicador denominado Índice de Exceso de Muertes Invernales (IEMI), que expresó de manera porcentual para cada año analizado, el exceso relativo de defunciones acaecidas en el período invernal respecto de las no invernales. Comprobamos a nivel país que este exceso se produjo todos los años que compusieron la serie temporal tanto en varones como en mujeres. Si bien la utilización sistemática del indicador en el hemisferio norte data de 1950, cuestionamos su validez como indicador epidemiológico. De todas formas, los diferenciales significativos hallados entre mujeres y varones podrían manifestar desigualdades experimentadas a lo largo de sus trayectorias vitales. Las mujeres expresaron un IEMI mayor a lo largo de la serie temporal, predominantemente en las provincias de la región Centro y Cuyo. Ensayamos un ajuste del índice por edad, que no modificó significativamente los diferenciales estimados según el método original.

Los grupos de edad más afectados fueron los menores de cinco años y los mayores de 60 años. En estos grupos no se detectaron diferencias estadísticamente significativas entre sexos. Entre los cinco y los 29 años de edad, las series temporales del IEMI de mujeres y varones exhibieron comportamientos distintos. De hecho, el grupo de varones de 15 a 29 años

no manifestó exceso de mortalidad anual a lo largo de toda la serie. El patrón de mortalidad estacional en ellos merecería un estudio aparte.

Durante el período estudiado detectamos un pico de exceso de mortalidad invernal en mujeres entre los 5 y los 59 años de edad en el año 2009, coincidente con la primera pandemia del siglo XXI, que planteamos excedió cuestiones biológicas y discutimos su vinculación a roles de género como las tareas de cuidado enmarcadas tanto en el empleo formal como en el trabajo no remunerado.

Identificamos más del 60 % de las causas del exceso de muertes invernales en Argentina en el período estudiado. Si bien al igual que en otros países, las enfermedades cardiovasculares encabezaron este exceso en términos absolutos y a expensas de población más añosa, las enfermedades respiratorias que ocuparon el segundo lugar, produjeron exceso de mortalidad estacional en todos los grupos de edad. El peso absoluto y relativo de éstas para los menores de cinco años fue evidente, duplicando las muertes esperadas respecto de los períodos no invernales.

La experiencia a nivel de las provincias fue diversa, tanto respecto de la comprobación del exceso, como de la magnitud del diferencial entre mujeres y varones. Destacamos que en Argentina se produjo el fenómeno denominado *paradoja invernal* caracterizado por menor mortalidad invernal a latitudes más extremas, más cercanas al polo Sur.

La gran variabilidad en el exceso de mortalidad invernal al interior de Argentina, interanual y entre colectivos humanos, nos interpeló a considerar que sería posible de ser reducido, al menos a sus valores promedio, o mínimos que paradójicamente fueron alcanzados en las regiones más frías del país. Interpretamos los diferenciales identificados, como expresión de desigualdades determinadas por modos de vida y contextos de los que nuestro estudio no pudo dar cuenta por su diseño.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aguirre Jaime, A. (1994). *Introducción al tratamiento de series temporales. Aplicación a las Ciencias de la Salud*. Díaz de Santos.

Ahmad, O. B., Boschi-Pinto, C., Lopez, A. D., Murray, C. J., Lozano, R., & Inoue, M. (2001). Age Standardization of Rates: A new WHO Standard. *GPE Discussion Paper Series, World Health Organization*, 31, 14.

Almeida Filho, N. de, & Rouquayrol, M. Z. (2008). *Introducción a la epidemiología* (Lugar Editorial, Ed.; 1').

Almeida Filho, N. (2000). *La ciencia tímida: Ensayos de Deconstrucción de la Epidemiología*. Lugar Editorial.

Almeida-Filho, N. (2020). Desigualdades en salud: Nuevas perspectivas teóricas. *Salud Colectiva*, 16, e2751-e2751. <https://doi.org/10.18294/sc.2020.2751>

Almeida-Filho, N., & Rouquayrol, M. Z. (2008). *Introducción a la epidemiología*. Lugar Editorial.

Almendra, R., Santana, P., & Vasconcelos, J. (2017). Evidence of social deprivation on the spatial patterns of excess winter mortality. *International Journal of Public Health*, 62(8), 849. <https://doi.org/10.1007/s00038-017-0964-7>

Almendra, Ricardo, R., Perelman, J., Vasconcelos, J., & Santana, P. (2019). Excess winter mortality and morbidity before, during, and after the Great Recession: The Portuguese case. *International Journal of Biometeorology*, 63(7), 873-883. <https://doi.org/10.1007/s00484-019-01700-6>

Área de Análisis y Sala de Situación de Salud. (2016). *Exceso de Mortalidad Invernal en Argentina.2004-2013* (Análisis Especiales).

Argentina, Ministerio de Salud, Dirección de Estadísticas e Información de la Salud. (2021). *Indicadores Básicos*. Argentina.gob.ar. <https://www.argentina.gob.ar/salud/deis/indicadores>

Argentina, Poder Ejecutivo Nacional. (1968). *Ley 17622*. <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/anexos/20000-24999/24962/texact.htm>

Atwood, M. (2018). *El Cuento de la criada* (15.^a ed.). Salamandra.

Ayres, J. R. (1994). Interpretação histórica e transformação científica: A tarefa hermenêutica de uma teoria crítica da epidemiologia. *Revista de Saúde Pública*, 28(4), 311-319. SciELO Brazil. http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89101994000400012&lang=en

Ayres, R., Franca, G., & Calazans, J. (2006). El concepto de vulnerabilidad y las prácticas de salud: Nuevas perspectivas y desafíos. En *Promoción de la Salud: Conceptos, reflexiones, tendencias*. (p. 200). Lugar editorial.

Breilh, J. (2003). *Epidemiología crítica: Ciencia emancipadora e interculturalidad*. Lugar Editorial.

Breilh, J. (2013). El debate determinantes-determinación: Aportes del análisis teórico, epistemológico y político. *Rev. Fac. Nac. Salud Pública*, 31(supl 1), S13-S27. <http://www.scielo.org.co/pdf/rfnsp/v31s1/v31s1a02.pdf>

Brown, G., Fearn, V., & Wells, C. (2010). Exploratory analysis of seasonal mortality in England and Wales, 1998 to 2007. *Health Statistics Quarterly*, 48(1), 58-80. <https://doi.org/10.1057/hsq.2010.21>

Carrere, J., Peralta, A., Oliveras, L., López, M. J., Marí-Dell'Olmo, M., Benach, J., & Novoa, A. M. (2021). Energy poverty, its intensity and health in vulnerable populations in a Southern European city. *Gaceta Sanitaria*, 35(5), 438-444. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2020.07.007>

Casá, E. (2016). La producción de conocimiento en Trabajo Social: Una mirada desde Bourdieu. *Temas y Debates: Revista Universitaria de ciencias Sociales*, 32, 111-130.

CELADE - División de Población de la CEPAL. Revisión 2022 y Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, División de Población. (2022). *Estimaciones y proyecciones a largo plazo: 1950-2100. Argentina*. <https://population.un.org/wpp/DataQuery/>

Centro Argentino de Clasificación de Enfermedades, Dirección de Estadísticas e Información de la Salud, Ministerio de Salud. (2021, marzo 31). *Indicadores de usos más frecuentes*. Argentina.gob.ar. <https://www.argentina.gob.ar/salud/deis/cace/participacionmedico/indicadores>

Cleveland, Robert B, Cleveland, William S, Mc Rae, Jean E, & Terpenning, Irma. (1990). STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on LOESS. *Journal of Official Statistics*, 6(1), 3-33. <http://bit.ly/stl1990>

Coutin Marie, G. (2007). Métodos para la detección de la variación estacional en Cuba aplicados a la vigilancia en salud. *Rev Cubana Salud Pública*, 33(1), 1-11.

Coutin Marie, G., & Zambrano Cárdenas, A. (2006). Comportamiento estacional de la mortalidad infantil en Cuba, 1987-2004. *Revista Cubana de higiene y epidemiología*, vol 44(2), 21.

Davie, G. S., Baker, M. G., Hales, S., & Carlin, J. B. (2007). Trends and determinants of excess winter mortality in New Zealand: 1980 to 2000. *BMC public health*, 7, 263.

<https://doi.org/10.1186/1471-2458-7-263>

Davie, G. S., Baker, M. G., Hales, S., & Carlin, J. B. (2007b). Trends and determinants of excess winter mortality in New Zealand: 1980 to 2000. *BMC Public Health*, 7, 263. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-7-263>

Dawood, F. S., Iuliano, A. D., Reed, C., Meltzer, M. I., Shay, D. K., Cheng, P.-Y., Bandaranayake, D., Breiman, R. F., Brooks, W. A., Buchy, P., Feikin, D. R., Fowler, K. B., Gordon, A., Hien, N. T., Horby, P., Huang, Q. S., Katz, M. A., Krishnan, A., Lal, R., ... Widdowson, M.-A. (2012). Estimated global mortality associated with the first 12 months of 2009 pandemic influenza A H1N1 virus circulation: A modelling study. *The Lancet Infectious Diseases*, 12(9), 687-695. [https://doi.org/10.1016/S1473-3099\(12\)70121-4](https://doi.org/10.1016/S1473-3099(12)70121-4)

Dirección de Control de Enfermedades Inmunoprevenibles. (2017). *Vacunación antigripal. Argentina 2017. Lineamientos técnicos y manual del vacunador*.

Dirección de Epidemiología. (2010). *Abordaje Integral de las Infecciones Respiratorias Agudas (2da edición)* (Guía para el equipo de salud).

Fowler, T., Southgate, R. J., Waite, T., Harrell, R., Kovats, S., Bone, A., Doyle, Y., & Murray, V. (2015). Excess Winter Deaths in Europe: A multi-country descriptive analysis. *European Journal of Public Health*, 25(2), 339-345. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku073>

Gasparri, A., & Leone, M. (2014). Attributable risk from distributed lag models. *BMC Medical Research Methodology*, 14, 55. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-14-55>

Gómez-Arias, R. D., Bonmati, A. N., Pereyra-Zamora, P., Rodríguez-Ospina, F. L., & Agudelo-Londoño, S. M. (2009). Mortalidad evitable y políticas en salud. Colombia, 1985-2002. *Colombia Medica*, 40(4), 373-386.

Gómez-Arias, R. D., Nolasco Bonmatí, A., Pereyra-Zamora, P., Arias-Valencia, S., Rodríguez-Ospina, F. L., & Aguirre, D. C. (2009). Diseño y análisis comparativo de un inventario de indicadores de mortalidad evitable adaptado a las condiciones sanitarias de Colombia. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 26(5), 385-397. <https://doi.org/10.1590/S1020-49892009001100002>

Guinsburg, A. M., Usvyat, L. A., Etter, M., Xu, X., Thijssen, S., Marcelli, D., Canaud, B., Marelli, C., Barth, C., Wang, Y., Carioni, P., van der Sande, F. M., Kotanko, P., & Kooman, J. P. (2015). Seasonal variations in mortality and clinical indicators in international hemodialysis populations from the MONDO registry. *BMC Nephrology*, 16(1), 139. <https://doi.org/10.1186/s12882-015-0129-y>

Guy, W. A. (1858). On the Annual Fluctuations in the Number of Deaths from Various Diseases, Compared with Like Fluctuations in Crime, and in Other Events Within and Beyond

the Control of the Human Will. *Journal of the Statistical Society of London*, 21(1), 52. <https://doi.org/10.2307/2338211>

Guy, W. A. (1881). On Temperature and its Relation to Mortality: An Illustration of the Application of the Numerical Method to the Discovery of Truth. *Journal of the Statistical Society of London*, 44(2), 235. <https://doi.org/10.2307/2339225>

Hajat, S., Chalabi, Z., Wilkinson, P., Erens, B., Jones, L., & Mays, N. (2016). Public health vulnerability to wintertime weather: Time-series regression and episode analyses of national mortality and morbidity databases to inform the Cold Weather Plan for England. *Public Health*, 137, 26-34. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2015.12.015>

Hajat, S., & Gasparrini, A. (2016). The excess winter deaths measure: Why its use is misleading for public health understanding of cold-related health impacts. *Epidemiology*, 27(4), 486-491. <https://doi.org/10.1097/EDE.0000000000000479>

Hajek, E. R., Gutiérrez, J. R., & Espinosa, G. A. (1984). Seasonality of mortality in human populations of Chile as related to a climatic gradient. *International Journal of Biometeorology*, 28(1), 29-38. <https://doi.org/10.1007/BF02193512>

Hales, S., Blakely, T., Foster, R. H., Baker, M. G., & Howden-Chapman, P. (2012). Seasonal patterns of mortality in relation to social factors. *Journal of epidemiology and community health*, 66(4), 379-384. <https://doi.org/10.1136/jech.2010.111864>

Healy, J. D. (2003). Excess winter mortality in Europe: A cross country analysis identifying key risk factors. *J Epidemiol Community Health*, 57, 784-789.

Imaz, M. S., Eimann, M., Poyard, E., & Savy, V. (2006). Exceso de mortalidad asociada a influenza en Argentina: 1992-2002. *Rev Chilena Infectol*, 23(4), 297-306. <https://doi.org/10.4067/S0716-10182006000400002>

Iparraguirre, J. (2015). Have winter fuel payments reduced excess winter mortality in England and Wales? *Journal of Public Health (United Kingdom)*, 37(1), 26-33. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdu063>

Johnson, H., & Griffiths, C. (2003). Estimating excess winter mortality in England and Wales. *Health Statistics Quarterly*, 20(November), 19-24.

Jones, R. P. (2021). Excess Winter Mortality (EWM) as a Dynamic Forensic Tool: Where, When, Which Conditions, Gender, Ethnicity and Age. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 2161. <https://doi.org/10.3390/ijerph18042161>

Klein, S. L., Passaretti, C., Anker, M., Olukoya, P., & Pekosz, A. (2010). The impact of sex, gender and pregnancy on 2009 H1N1 disease. *Biology of Sex Differences*, 1(1), 5.

<https://doi.org/10.1186/2042-6410-1-5>

Kossarova, L., Holland, W., Nolte, E., Mckee, M., & Europe, R. (2012). *Measuring «avoidable» mortality: Methodological note.*

Krieger, N. (2001). A glossary for social epidemiology. *Journal of epidemiology and community health*, 55(10), 693-700. <https://doi.org/10.1136/JECH.55.10.693>

Kuszniez, G. F., Imaz, M. S., Zerbini, E. V., Savy, V., Knez, V., & Sequeira, M. D. (2002). Efecto de las epidemias de influenza sobre la mortalidad en Santa Fe, Argentina, en 1992-1999 TT - Effect of influenza epidemics on mortality in Santa Fe, Argentina, during 1992-1999 . En *Revista Panamericana de Salud Pública* (Vol. 12, Número 1, pp. 26-36). <https://doi.org/10.1590/S1020-49892002000700005>

Kysely, J., Pokorna, L., Kyncl, J., & Kriz, B. (2009). Excess cardiovascular mortality associated with cold spells in the Czech Republic. *BMC Public Health*, 9(1), 19. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-9-19>

Landers, J., & Mouzas, A. (1988). Burial seasonality and causes of death in London 1670-1819. *Population Studies*, 42Landers,(1), 59-83. <https://doi.org/10.1080/0032472031000143126>

Last, J. M. (1986). A dictionary of epidemiology. En *International Journal of Epidemiology* (Vol. 15, Número 2, p. 277). <https://doi.org/10.1093/ije/15.2.277>

Lawlor, D. A., Harvey, D., & Dews, H. G. (2000). Investigation of the association between excess winter mortality and socio-economic deprivation. *Journal of Public Health Medicine*, 22(2). <https://doi.org/10.1093/pubmed/22.2.176>

Liddell, C., Morris, C., Thomson, H., & Guiney, C. (2016). Excess winter deaths in 30 European countries 1980–2013: A critical review of methods. *Journal of Public Health*, 38(4), 806-814. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdv184>

Maceira, D., Apella, I., & Barbieri, E. (2005). *Análisis del Programa Remediar. Notas sobre Evaluación y Seguimiento I.*

Marmot Review Team for Friends of the Earth. (2011). *The health impacts of cold homes and fuel poverty.* Friends of the Earth & the Marmot Review Team. <http://www.instituteofhealthequity.org/projects/the-health-impacts-of-cold-homes-and-fuel-poverty>

Martinez Calvo, S. (2004). *Análisis de situación de salud* (Editorial Ciencias Médicas, Ed.).

McKee, C. M. (1989). Deaths in winter: Can Britain learn from Europe? *European Journal of Epidemiology*, 5(2), 178-182. <https://doi.org/10.1007/BF00156826>

McMichael, A. J., Wilkinson, P., Kovats, R. S., Pattenden, S., Hajat, S., Armstrong, B., Vajanapoom, N., Niciu, E. M., Mahomed, H., Kingkeow, C., Kosnik, M., O'Neill, M. S., Romieu, I., Ramirez-Aguilar, M., Barreto, M. L., Gouveia, N., & Nikiforov, B. (2008). International study of temperature, heat and urban mortality: The «ISOTHURM» project. *International Journal of Epidemiology*, 37(5), 1121-1131. <https://doi.org/10.1093/ije/dyn086>

Mercer, J. B. (2003). Cold—An underrated risk factor for health. *Environmental research*, 92(1), 8-13.

Microsoft Excel para Mac (16.61). (2022).

Ministerio da Saúde Universidade Federal de Goiás. (2015). *ASIS - Análise da situação de saúde* (Vol. 1). Brasil, Ministerio da Saúde.

MIT. (2022). *The Economist's excess deaths model* [R]. The Economist. <https://github.com/TheEconomist/covid-19-the-economist-global-excess-deaths-model> (Original work published 2021)

Molinero Casares, L. M. (2004). *Análisis de series temporales*. LADE y LE; - Seh-lilha - Sociedad Española de Hipertensión Liga Española para la Lucha contra la Hipertensión Arterial. <https://doi.org/10.3989/mc.2004.v54.i274.233>

Nunes, B., Viboud, C., Machado, A., Ringholz, C., Rebelo-de-Andrade, H., Nogueira, P., & Miller, M. (2011). Excess mortality associated with influenza epidemics in Portugal, 1980 to 2004. *PloS one*, 6(6), e20661. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0020661>

Office for National Statistics. (2013). *Guidelines for measuring statistical quality*. <http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160105160709/http://www.ons.gov.uk/ons/guide-method/method-quality/quality/guidelines-for-measuring-statistical-quality/index.html>

Office for National Statistics. (2015). *Quality and Methodology Information*. <http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160105160709/http://www.ons.gov.uk/ons/guide-method/method-quality/quality/quality-information/health-and-social-care/quality-and-methodology-information-for-excess-winter-mortality-in-england-and-wales.pdf>

Office for National Statistics. (2017). *Excess winter mortality in England and Wales—Office for National Statistics. Statistical bulletin*. <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/birthsdeathsandmarriages/deaths/bulletins/excesswintermortalityinenglandandwales/2016to2017provisionaland2015to2016final>

Office for National Statistics. (2019). *Excess winter mortality in England and Wales QMI*. 11.

Office for National Statistics. (2021). *Excess winter mortality in England and Wales: 2020 to 2021 (provisional) and 2019 to 2020 (final)*.

<https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/birthsdeathsandmarriages/deaths/bulletins/excesswintermortalityinenglandandwales/2020to2021provisionaland2019to2020final>

Ogbebor, O., Odugbemi, B., Maheswaran, R., & Patel, K. (2018). Seasonal variation in mortality secondary to acute myocardial infarction in England and Wales: A secondary data analysis. *BMJ Open*, 8(7), e019242. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-019242>

Organización Panamericana de la Salud. (2002). La Estandarización: Un Método Epidemiológico Clásico para la Comparación de Tasas. *Boletín Epidemiológico/OPS*, 23(3), 9-12.

Organización Panamericana de la Salud. (2017). *Lineamientos básicos para el análisis de la mortalidad*.

Organización Panamericana de la Salud/OMS. (2020, marzo 11). *La OMS caracteriza a COVID-19 como una pandemia*. <https://www.paho.org/es/noticias/11-3-2020-oms-caracteriza-covid-19-como-pandemia>

Oxford University Press. (2018). *Zymotic | Definition of zymotic in English by Oxford Dictionaries*. English Oxford Living Dictionaries. <https://en.oxforddictionaries.com/definition/zymotic>

Paim, J.S., & Almeida-Filho, N. de (orgs.). (2014). *Saúde coletiva: Teoria e prática*. Medbook.

ProNaCEI. (2011). *Introducción de la vacuna conjugada contra el neumococo al Calendario Nacional de Vacunación de la República Argentina*.

ProNaCEI. (2012). *Fundamentos de la vacunación de mujeres embarazadas con vacuna triple bacteriana acelular (dTpa) Argentina 2012*.

ProNaCEI. (2014). *Prevención de la infección por virus sincicial respiratorio en pediatría. Anticuerpo monoclonal específico (Palivizumab)*.

Public Health England. (2018). *Public Health Profiles*. [https://fingertips.phe.org.uk/search/excess winter mortality](https://fingertips.phe.org.uk/search/excess%20winter%20mortality)

QGIS Association. (2022). *QGIS Geographic Information System (3.22.6-Białowieża)*. <https://www.qgis.org/>

Real Academia Española, R.-. (2022). *Metrología | Diccionario de la lengua española*. «Diccionario de la lengua española» - Edición del Tricentenario. <https://dle.rae.es/metrologia>

Rearte, A., Moisés, M. S., Rueda, D. V., Laurora, M. A., Flamenco Marucco, A., Pennini, V. A., Giovacchini, C. M., & Guevel, C. (2021). Exceso de mortalidad por todas las causas en contexto de pandemia COVID-19 Argentina, 2020. *Rev. argent. salud publica*, 1-8. <http://iah.salud.gob.ar/doc/587.pdf>

Recalde, M., Peralta, A., Oliveras, L., Tirado-Herrero, S., Borrell, C., Palència, L., Gotsens, M., Artazcoz, L., & Mari-Dell'Olmo, M. (2019). Structural energy poverty vulnerability and excess winter mortality in the European Union: Exploring the association between structural determinants and health. *Energy Policy*, *133*, 110869. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.07.005>

Rehill, N., Armstrong, B., & Wilkinson, P. (2015). Clarifying life lost due to cold and heat: A new approach using annual time series. *BMJ Open*, *5*(4). <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2014-005640>

Ritchie, H., Mathieu, E., Rodés-Guirao, L., Appel, C., Giattino, C., Ortiz-Ospina, E., Hasell, J., Macdonald, B., Beltekian, D., & Roser, M. (2020). Coronavirus Pandemic (COVID-19). *Our World in Data*. <https://ourworldindata.org/excess-mortality-covid>

Rodríguez Morilla, C. (2000). *Análisis de series temporales* (La Muralla S.A., Ed.).

RStudio Team. (2022). *RStudio: Integrated Development for R*. (2022.7.1.554). <http://www.rstudio.com/>

Rutstein, D. D., Berenberg, W., Chalmers, T. C., Child, C. G., Fishman, A. P., Perrin, E. B., Feldman, J. J., Leaverton, P. E., Lane, J. M., Sencer, D. J., & Evans, C. C. (1976). Measuring the Quality of Medical Care. *New England Journal of Medicine*, *294*(11), 582-588. <https://doi.org/10.1056/NEJM197603112941104>

Sociedad Argentina de Pediatría. (2021). Recomendaciones para el manejo de las infecciones respiratorias agudas bajas en menores de 2 años, 2021. Consideraciones para el primer nivel de atención. *Arch Argent Pediatr*, *119*(4), S171-S197. <https://www.sap.org.ar/docs/publicaciones/archivosarg/2021/v119n4a38s.pdf>

Sui Generis. (1973). *Confesiones de invierno* [Disco de vinilo].

Susser, M. (1994). The logic in ecological: II. The logic of design. *American Journal of Public Health*, *84*(5), 830-835. <https://doi.org/10.2105/AJPH.84.5.830>

Taucher, E. (1978). Chile: Mortalidad desde 1955 a 1975. Tendencias y Causas. *Centro Latinoamericano de Demografía, Serie A*(162), Art. 162.

The Eurowinter Group. (1997). Cold exposure and winter mortality from ischaemic heart disease, cerebrovascular disease, respiratory disease, and all causes in warm and cold regions of Europe. *The Lancet*, *349*(9062), 1341-1346. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(96\)12338-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(96)12338-2)

The National Archives UK Government Web Archive. (2010). *Excess Winter Mortality in England and Wales, 1950/51-2009/10*. www.ons.gov.uk/ons/taxonomy/index.html?nscl=Health+and+Social+Care

UK Health Forum. (2014). *Fuel poverty how to improve health and wellbeing through action on affordable warmth. A guide to delivering action on fuel poverty for public health professionals, health and wellbeing boards, and local authorities in England.*

World Health Organization. (1987). *Health Impact of Low Indoor Temperatures.*

World Health Organization. (2022). *Methods for Estimating the excess mortality associated with the COVID-19 pandemic.*

Ynoub, R. (2015). *Cuestión de Método. Aportes para una metodología crítica.: Vol. Tomo I.* Cengage Learning.

GLOSARIO

1. Defunción: desaparición permanente de todo signo de vida, cualquiera que sea el tiempo transcurrido desde el nacimiento con vida (cesación post-natal de las funciones vitales sin posibilidad de resucitar).
2. Causa básica de defunción: enfermedad o lesión que inició la cadena de acontecimientos patológicos que condujeron directamente a la muerte, o las circunstancias del accidente o violencia que produjo la lesión fatal (Organización Panamericana de la Salud, 2017).
3. Serie temporal: Sucesión de observaciones correspondientes a una variable en distintos momentos de tiempo realizadas, en general, a intervalos regulares y de duración constante (Rodríguez Morilla, 2000).
4. Tendencia: Movimiento suave y regular de la serie a largo plazo. Puede adoptar un comportamiento estacionario, creciente o decreciente (Rodríguez Morilla, 2000).
5. Ciclo: Movimientos recurrentes de tipo ascendentes y descendentes-separados por puntos de inflexión- en torno a la tendencia que se repiten cada varios años (Rodríguez Morilla, 2000).
6. Estacionalidad: Movimientos regulares de la serie con una periodicidad inferior al año. Puede presentarse estable a lo largo de los años o estar afectada por cierta tendencia (Rodríguez Morilla, 2000).
7. Componente irregular: Variaciones de la serie cuyas leyes nos son desconocidas por lo que no es posible de predicciones (Rodríguez Morilla, 2000).
8. Modelo determinista: representación de un sistema, proceso, o relación en notación matemática en el que las relaciones son fijas, de forma que para cada entrada su resultado es siempre el mismo. En el caso de las series temporales se comprobaría que, conocidos los valores pasados, sería posible predecir con total precisión el próximo valor de la variable (Last, 1986; Molinero Casares, 2004).
9. Modelo estocástico: proceso, generalmente una secuencia temporal, que incorpora algún elemento aleatorio y que se basa en distribuciones de probabilidad (Last, 1986; Molinero Casares, 2004).
10. Función de autocorrelación: función que mide la correlación entre los valores de la serie distanciados un lapso de tiempo k . Relación de dependencia lineal que tiene una variable consigo misma (Rodríguez Morilla, 2000).

11. Modelo aditivo de una serie temporal: oscilaciones de la variable en torno a la tendencia de amplitud estable.

APÉNDICES

APÉNDICE A — Nota metodológica sobre mortalidad evitable.....	101
APÉNDICE B — Procesamiento y tratamiento de los datos.....	103
APÉNDICE C — Matriz de variables.....	108
APÉNDICE D — Figuras y tablas del Índice del Exceso de Mortalidad Invernal.....	113

APÉNDICE A: NOTA METODOLÓGICA SOBRE MORTALIDAD EVITABLE

El primer antecedente de análisis de la mortalidad “evitable” (ME) data de comienzos del siglo XX (1928), cuando en el Reino Unido se investigaron mediante encuestas anónimas muertes maternas con el objetivo de detectar errores y áreas de intervención para su evitabilidad (Kossarova et al., 2012). Su conceptualización teórica y definición operacional fue propuesta por Rutstein et al (1976) a través de la elaboración de un listado de aproximadamente noventa condiciones de salud consideradas como eventos centinela, bajo la premisa que si la calidad de la atención médica hubiese sido adecuada, estas condiciones habrían sido evitadas (Rutstein et al., 1976). La atención médica por ellos definida (*medical care*) tuvo un sentido amplio que incluyó la aplicación de todo el conocimiento médico relevante, la utilización de la investigación básica y aplicada para incrementar este conocimiento, los servicios de salud, los recursos provenientes de organizaciones gubernamentales y no gubernamentales y las responsabilidades individuales. De ahí en más, distintos grupos de investigadores han aplicado el concepto empíricamente, redefiniendo el listado de enfermedades, el concepto de atención médica, el rol que se le asigna a las instituciones de salud y a los actores del campo de la salud, a las políticas públicas, además de establecer límites etarios según condiciones para determinar la evitabilidad. Excede el propósito de este párrafo realizar una descripción detallada de la evolución del concepto, mas es pertinente aclarar que distintos términos se desprendieron de él: “*avoidable mortality*”, “*amenable mortality*”, “*treatable mortality*” y “*preventable mortality*”, los que se presentan en su idioma original, ya que no solamente poseen definiciones teóricas y/o operativas diferentes, sino que en sus sucesivas traducciones pueden hallarse superposiciones o errores de interpretación. La nota metodológica producida por Kossarova, Holland, Nolte y McKee, referentes en el tema, habilita a agruparlas bajo la categoría de “muertes evitables” (ME) siempre que se reconozcan sus diferencias (Kossarova et al., 2012).

En América Latina, Taucher en su análisis de tendencias y causas de mortalidad en Chile para el período 1955-1975, divide las causas de ME en cuatro categorías según el tipo de acciones (Taucher, 1978), enfoque que es retomado por Gómez –Arias *et al.* (Gómez-Arias, Bonmati, et al., 2009; Gómez-Arias, Nolasco Bonmatí, et al., 2009) (Cuadro 1). Este grupo de investigadores colombianos analiza los distintos enfoques teóricos y metodológicos utilizados para estimar la ME y los resume en tres categorías: la primera es la predominante en la literatura y se basa en las clasificaciones y listados mencionados más arriba, elaborados por grupos de

expertos y centrada en aquellas defunciones cuya prevención y control se atribuyen a la atención médica. La segunda analiza la ME según la efectividad de la tecnología disponible, bajo el supuesto que no todas las muertes son evitables en igual medida, ésto evaluado a la luz de la efectividad relativa de las intervenciones y ajustado por ella. Estos dos primeros enfoques presentan dificultades para su aplicación en la región de Latinoamérica y el Caribe (LAC), por las diferencias inherentes al contexto y los perfiles epidemiológicos poblacionales. La tercera categoría presentada es la que analiza la ME a partir del exceso de mortalidad en una población dada respecto de una población estándar con la menor tasa de mortalidad observada.

Cuadro 1. Categorías de muertes evitables según autores

Autor	Año	Categorías de muerte evitable
Taucher	1978	Por prevención Por diagnóstico y tratamiento Por mejor saneamiento Por medidas mixtas
Gómez-Arias y cols.	2009	Por acciones de prevención primaria Por la atención médica Por intervenciones sobre el ambiente Por la combinación de acciones del sistema de salud y otros sectores

Fuente: Elaboración propia en base a Taucher y Gómez-Arias (Taucher, 1978; Gómez-Arias et al., 2009)

Retomando el criterio escogido en este trabajo (encuadrado en la nota metodológica de Kossarova *et al.* mencionada anteriormente) se basa en el enfoque que la mortalidad será el resultado de la combinación de factores ambientales, genéticos, nutricionales, sociales y de desempeño de los servicios de salud. Toda vez que se comprueba un exceso, éste es pasible de ser reducido a sus valores de referencia (en nuestro objeto de estudio, aquellos no-invernales), y con ello una proporción significativa de muertes evitadas. Correspondería a la tercera categoría mencionada por Gomez-Arias *et al.* Esta decisión metodológica subsana varias de las limitaciones de la aplicación acrítica de los listados mencionados, como ser: la adaptación local según disponibilidad de tecnologías sanitarias, la organización de los servicios de salud y la extensión de nuestra serie histórica (21 años). Distintas medidas que se adoptaron en Argentina (Dirección de Control de Enfermedades Inmunoprevenibles, 2017; Dirección de Epidemiología, 2010; Maceira et al., 2005; ProNaCEI, 2011, 2012, 2014) para prevenir o mitigar el efecto de patologías estacionales tendrían distintos tiempos de latencia hasta que su impacto fuera evidente y requerirían un análisis por separado.

APÉNDICE B

PROCESAMIENTO Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS

1. Armonización de bases de datos

Se procedió al análisis de consistencia de los datos , distribuidos en 21 libros de Excel , cada uno correspondiente a un año calendario entre 1997 y 2017.

Se definió que el criterio a utilizar para el análisis sería el año registrado de defunción. En este sentido, al ser la fuente primaria las bases de defunciones anuales remitidas a la DEIS por cada una de las jurisdicciones sanitarias, y entendiendo la diversidad en la calidad de los datos, se aceptarían como válidas aquellas defunciones registradas en el año correspondiente a la denominación de la base (defunción registrada y acaecida en el mismo año, ya que las bases son remitidas a año cumplido) y aquellas anteriores al año de referencia (hasta un año) bajo el supuesto de omisión de notificación oportuna y acorde a los criterios acordados con la DEIS. Cabe aclarar que por “denominación de la base” nos referimos a la forma como fueron denominados cada uno de los archivos anuales recibidos, que llevaban como nombre la abreviatura “def” seguida por el año de referencia.

Toda aquella defunción registrada con fecha ulterior a la denominación de la base, fue excluida de ella, configurando entonces una inconsistencia.

2. De 6.469.968 defunciones iniciales, fueron objeto de análisis 6.422.932, configurando un 99,3% del total.
3. Una vez finalizada la armonización, se procedió a crear un nuevo libro de Excel, incluyendo sólo los registros que superaron el análisis de consistencia de las bases, con la estructura de un año por hoja , es decir 21 hojas.
4. A partir de este punto, y dadas las siguientes características:
 - a. Las hojas de cálculo admiten hasta un máximo de 1.048.576 filas.
 - b. Las muertes acaecidas en el mes de enero de un año x, corresponden a la categoría de muertes “no invernales” del año x-1

Se procedió a la creación de una única base de datos utilizando el programa RStudio Versión 1.4.1106 © 2009-2021 RStudio, PBC para su análisis.

A partir de esta primera base denominada “Df_completa”, se crearon otras bases relacionales con el paquete estadístico RStudio.

- c. Para el análisis según sexo, se creó la base denominada “sexo_completa”, constando de 6.413.766 registros, ya que se excluyeron aquellas defunciones de sexo “indeterminado”, codificado como 9 ó 3 según el código utilizado por la DEIS.
 - d. Se creó una base aparte con las defunciones de sexo indeterminado.
 - e. Para el análisis exploratorio del IEMI por regiones epidemiológicas se procedió a la creación de una “base-larga” a través de la función *gather* del paquete *tidyr*. Se exploraron diferentes representaciones gráficas a través del paquete *ggplot2*.
5. Las estimaciones de muertes invernales, no invernales, EMI, IEMI, IC del IEMI para ambos sexos, mujeres y varones fueron realizadas mediante planilla de cálculo Excel a partir de las tablas de defunciones mensuales para todo el período en estudio, creándose un nuevo *data-frame* para análisis en R.
 6. Posteriormente, las bases con los estimadores del punto 5, fueron importadas a R para su análisis exploratorio gráfico. De éste se identificaron valores anómalos, tales como las defunciones registradas (n significativamente mayor al esperado) en CABA y principalmente en provincia de Bs As durante enero 2007, infraestimándose así el valor del IEMI 2006 (cuyo segundo cuatrimestre no invernal finaliza en enero 2007) e impactando sobre los meses subsiguientes del año 2007 (por subregistro), lo que también distorsionó el valor del IEMI 2007. Lo mismo se detectó en la provincia de Córdoba para el año 2017 (meses de octubre, noviembre y diciembre). Se procedió a solicitar nuevamente estas bases a la DEIS.
 7. Se constató la presencia de EMI e IEMI con valores negativos, imposibilitando el cálculo de los intervalos de confianza (IC) de los respectivos IEMI, dado que la fórmula incluye la raíz cuadrada del IEMI. Esta operación es imposible de realizar con números naturales³⁴. Se procedió a no incluir los IC, dado que la causa de los valores hallados es la ausencia de exceso en las muertes invernales, sino por el contrario, exceso presente en las las no-invernales.
 8. Una vez ratificados los valores correspondientes al año 2007, se evidenció que el 42,0 % de las defunciones registradas ese año fueron asignadas al mes de enero, a expensas de la provincia de Bs. As. (P.B.A.) principalmente y de la Ciudad Autónoma de Bs. As (C.A.B.A.). Se procedió entonces, a analizar el peso relativo de cada mes en cuanto a su aporte a la totalidad de las defunciones anuales, para ambos sexos, varones y mujeres, a lo largo de la serie temporal, estimándose su media y desvío estándar para el total país y las

³⁴ La operación se podría realizar a través de la transformación a exponenciales, perdiendo entonces, significado en cuanto al exceso buscado y la superposición de IC para garantizar la comparabilidad de estimadores.

provincias señaladas Para el total país el peso relativo promedio de las registradas en el primer mes del año en nuestra serie temporal fue de 0,08 con un desvío estándar de 0.03. En el caso de la provincia de Buenos Aires, fueron registradas en enero de ese año el 90% de las defunciones como acaecidas en dicha fecha. Por su parte la C.A.B.A aunque con menor magnitud relativa también presentó una anomalía en la distribución de las defunciones para el año de referencia. Se tomó la decisión metodológica de imputar los valores mensuales para el año 2007 promediando los valores correspondientes a los años 2006 y 2008. Los valores estimados para cada mes se encontraban comprendidos dentro del desvío estándar de la media mensual (Tabla 5). Esta acción permitió que la sumatoria de las defunciones estimadas a través del procedimiento descripto, coincidiera con el valor del total de las defunciones 2007 que era consistente con la serie temporal. Las Tablas 1 a 4 muestran el proceso de imputación para el total país en ambos sexos. Lo mismo se realizó con P.B.A. y C.A.B.A. El resto de las tablas se encuentran disponibles en formato electrónico y a través de este link <https://mega.nz/file/1OwkhQYI#V2zyurMerxn0IagYxxg1iCspdYEVnZEYK4l9Fwxp6tg>.

Tabla 1. Defunciones mensuales en ambos sexos (incluye categoría Indeterminado), Argentina , 1997-2017. (n=6.421.633)

Año	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre	Total anual
1997	20899	18658	20246	20507	22409	24646	28407	24589	22144	23089	19963	20614	266171
1998	21373	18498	20638	21076	23469	26271	30678	27262	24865	22561	21078	22218	279987
1999	21003	19281	21207	22873	23974	27254	34502	28864	23324	23010	21303	21347	287942
2000	21577	19272	20262	21027	23373	24314	28603	26105	24359	22859	21104	21464	274319
2001	23190	19790	21756	21949	25241	25123	30453	26422	24664	23074	21693	22616	285971
2002	21992	19352	21484	22845	24244	28136	29601	28100	25174	24090	23221	22732	290971
2003	23875	21227	22668	23644	27030	29503	30261	28728	26014	23889	22487	22327	301653
2004	23281	20550	22240	21984	27454	29502	30053	26890	23980	23781	22181	22155	294051
2005	24097	19690	21295	22685	25058	26687	31660	27479	25745	24183	22246	22236	293061
2006	24259	20190	22464	22772	25524	26292	26752	28246	26148	24326	22419	23034	292426
2007	132768	13222	14034	14580	17360	20409	22166	20037	16346	15376	14701	14984	315983
2008	24021	21674	23218	23863	25454	29038	29717	27922	25785	24387	23150	23560	301789
2009	23537	21030	22505	22777	25585	29638	31997	27603	24762	26577	24245	24021	304277
2010	25740	22102	23929	24534	26744	27858	30795	30942	26722	27287	26188	26436	319277
2011	25094	21022	23973	24671	26713	28623	34845	31280	28106	25394	24312	24955	318988
2012	25817	23101	24638	24540	26692	29429	31448	29153	26981	27281	25057	25856	319993
2013	25937	22632	25481	24567	26560	29375	33328	31312	28136	26679	24048	30133	328188
2014	28130	22464	25409	24679	26890	28532	32480	30462	26609	26555	24129	24777	321116
2015	25722	22762	25162	25873	27607	29531	33407	31858	29946	28662	25668	27218	333416
2016	27659	25435	27029	27201	33224	36162	34485	31373	29634	27928	25703	26673	352506
2017	26724	23774	26151	25852	30063	37443	34769	29995	27287	27939	25066	24215	339278
Total													
mensual	616695	435726	475789	484499	540668	593766	650407	594622	536731	518927	479962	493571	6421363

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tabla 2. Peso relativo de las defunciones mensuales en el total anual. Argentina, ambos sexos 1997-2017

Año	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre	Total anual
1997	0,07851719	0,07009779	0,07606388	0,07704446	0,08419024	0,09259461	0,10672462	0,09238046	0,08319464	0,08674499	0,07500066	0,07744645	1
1998	0,07633569	0,06606735	0,07371057	0,07527492	0,08382175	0,09382936	0,10956937	0,09736881	0,08880769	0,08057874	0,07528207	0,07935368	1
1999	0,07294177	0,0669614	0,07365025	0,07943614	0,08325982	0,09465101	0,11982274	0,10024241	0,08100242	0,07991193	0,07398365	0,07413646	1
2000	0,07865660	0,07025397	0,07386291	0,07665164	0,08520372	0,08863404	0,10426912	0,09516293	0,08879808	0,08332999	0,07693233	0,07824467	1
2001	0,08109214	0,06920282	0,07607764	0,07675254	0,08826419	0,08785157	0,10648982	0,09239398	0,08624651	0,08068650	0,07585734	0,07908494	1
2002	0,07558142	0,06650835	0,07383554	0,07851298	0,08332102	0,09666962	0,10173179	0,0965732	0,08651721	0,08279176	0,0798052	0,07812462	1
2003	0,07914723	0,07036893	0,07514595	0,07838145	0,08960627	0,09780443	0,10031725	0,09523525	0,08623816	0,07919364	0,07454592	0,07401551	1
2004	0,07917334	0,06988584	0,07563314	0,07476254	0,09336476	0,10032953	0,10220336	0,09144672	0,08155048	0,08087373	0,07543249	0,07534407	1
2005	0,08222520	0,06718738	0,07266405	0,07740709	0,08550438	0,09106295	0,10803212	0,09376546	0,0878486	0,08251866	0,07590911	0,07587499	1
2006	0,08295774	0,06904311	0,07681943	0,07787269	0,08728362	0,08990993	0,09148297	0,09659196	0,08941749	0,08318686	0,07666555	0,07876865	1
2007	0,42017450	0,04184402	0,04441378	0,04614172	0,05493966	0,06458892	0,07014934	0,06341164	0,05173063	0,04866085	0,04652465	0,04742027	1
2008	0,07959535	0,07181839	0,07693455	0,0790718	0,0843437	0,09621954	0,09846946	0,0925216	0,08544049	0,08080811	0,07670922	0,07806779	1
2009	0,07735386	0,06911466	0,07396221	0,07485613	0,08408457	0,09740467	0,10515747	0,09071668	0,0813798	0,08734475	0,07968069	0,07894451	1
2010	0,08061965	0,06922516	0,07494746	0,07684237	0,08376425	0,08725339	0,0964523	0,09691271	0,08369535	0,08546497	0,08202282	0,08279958	1
2011	0,07866754	0,06590217	0,0751533	0,07734147	0,08374296	0,08973065	0,10923608	0,09806012	0,0881099	0,07960801	0,07621603	0,07823178	1
2012	0,08067989	0,0721922	0,07699543	0,07668918	0,08341432	0,09196764	0,09827715	0,09110512	0,08431747	0,08525499	0,07830484	0,08080177	1
2013	0,07903092	0,06896047	0,07764147	0,07485648	0,08092922	0,08950662	0,10155155	0,09540873	0,08573135	0,08129182	0,07327507	0,09181628	1
2014	0,08760074	0,06995603	0,07912717	0,07685385	0,08373921	0,08885263	0,10114725	0,09486292	0,08286414	0,08269597	0,07514107	0,07715903	1
2015	0,07714687	0,06826907	0,07546728	0,07759976	0,08280047	0,08857103	0,10019615	0,0955503	0,08981573	0,08596468	0,07698491	0,08163375	1
2016	0,07846391	0,0721548	0,07667671	0,07716464	0,09425088	0,10258549	0,09782812	0,0889999	0,08406665	0,07922702	0,07291507	0,07566668	1
2017	0,07876726	0,07007233	0,07707838	0,0761971	0,08860875	0,11036083	0,10247938	0,08840833	0,08042667	0,0823484	0,07388042	0,07137215	1
Media	0,07922772	0,06916211	0,07557237	0,07697846	0,08567491	0,09379084	0,1030719	0,09418538	0,08527344	0,08249128	0,07622722	0,07834437	
DS	0,00300583	0,00188554	0,00164239	0,00133754	0,00351407	0,00588153	0,00602968	0,00312324	0,00296292	0,00253227	0,00231278	0,0041675	

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

DS = Desvío estándar

Tabla 3. Peso relativo de las defunciones mensuales en el total anual Imputando valores para el año 2007. Argentina 1997-2017

Año	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre	Total anual
1997	0,07851719	0,07009779	0,07606388	0,07704446	0,08419024	0,09259461	0,10672462	0,09238046	0,08319464	0,08674499	0,07500066	0,07744645	1
1998	0,07633569	0,06606735	0,07371057	0,07527492	0,08382175	0,09382936	0,10956937	0,09736881	0,08880769	0,08057874	0,07528207	0,07935368	1
1999	0,07294177	0,0669614	0,07365025	0,07943614	0,08325982	0,09465101	0,11982274	0,10024241	0,08100242	0,07991193	0,07398365	0,07413646	1
2000	0,07865660	0,07025397	0,07386291	0,07665164	0,08520372	0,08863404	0,10426912	0,09516293	0,08879808	0,08332999	0,07693233	0,07824467	1
2001	0,08109214	0,06920282	0,07607764	0,07675254	0,08826419	0,08785157	0,10648982	0,09239398	0,08624651	0,08068650	0,07585734	0,07908494	1
2002	0,07558142	0,06650835	0,07383554	0,07851298	0,08332102	0,09666962	0,10173179	0,0965732	0,08651721	0,08279176	0,0798052	0,07812462	1
2003	0,07914723	0,07036893	0,07514595	0,07838145	0,08960627	0,09780443	0,10031725	0,09523525	0,08623816	0,07919364	0,07454592	0,07401551	1
2004	0,07917334	0,06988584	0,07563314	0,07476254	0,09336476	0,10032953	0,10220336	0,09144672	0,08155048	0,08087373	0,07543249	0,07534407	1
2005	0,08222520	0,06718738	0,07266405	0,07740709	0,08550438	0,09106295	0,10803212	0,09376546	0,0878486	0,08251866	0,07590911	0,07587499	1
2006	0,08295774	0,06904311	0,07681943	0,07787269	0,08728362	0,08990993	0,09148297	0,09659196	0,08941749	0,08318686	0,07666555	0,07876865	1
2007	0,08127654	0,07043075	0,07687699	0,07847225	0,08581366	0,09306474	0,09497622	0,09455678	0,08742899	0,08199749	0,07668739	0,07841822	1
2008	0,07959535	0,07181839	0,07693455	0,0790718	0,0843437	0,09621954	0,09846946	0,0925216	0,08544049	0,08080811	0,07670922	0,07806779	1
2009	0,07735386	0,06911466	0,07396221	0,07485613	0,08408457	0,09740467	0,10515747	0,09071668	0,0813798	0,08734475	0,07968069	0,07894451	1
2010	0,08061965	0,06922516	0,07494746	0,07684237	0,08376425	0,08725339	0,0964523	0,09691271	0,08369535	0,08546497	0,08202282	0,08279958	1
2011	0,07866754	0,06590217	0,0751533	0,07734147	0,08374296	0,08973065	0,10923608	0,09806012	0,0881099	0,07960801	0,07621603	0,07823178	1
2012	0,08067989	0,0721922	0,07699543	0,07668918	0,08341432	0,09196764	0,09827715	0,09110512	0,08431747	0,08525499	0,07830484	0,08080177	1
2013	0,07903092	0,06896047	0,07764147	0,07485648	0,08092922	0,08950662	0,10155155	0,09540873	0,08573135	0,08129182	0,07327507	0,09181628	1
2014	0,08760074	0,06995603	0,07912717	0,07685385	0,08373921	0,08885263	0,10114725	0,09486292	0,08286414	0,08269597	0,07514107	0,07715903	1
2015	0,07714687	0,06826907	0,07546728	0,07759976	0,08280047	0,08857103	0,10019615	0,0955503	0,08981573	0,08596468	0,07698491	0,08163375	1
2016	0,07846391	0,0721548	0,07667671	0,07716464	0,09425088	0,10258549	0,09782812	0,0889999	0,08406665	0,07922702	0,07291507	0,07566668	1
2017	0,07876726	0,07007233	0,07707838	0,0761971	0,08860875	0,11036083	0,10247938	0,08840833	0,08042667	0,0823484	0,07388042	0,07137215	1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tabla 4. Defunciones mensuales en ambos sexos con valores imputados para 2007 (incluye categoría Indeterminado), Argentina, 1997-2017. (n=6.421.633)

Año	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre	Total anual
1997	20899	18658	20246	20507	22409	24646	28407	24589	22144	23089	19963	20614	266171
1998	21373	18498	20638	21076	23469	26271	30678	27262	24865	22561	21078	22218	279987
1999	21003	19281	21207	22873	23974	27254	34502	28864	23324	23010	21303	21347	287942
2000	21577	19272	20262	21027	23373	24314	28603	26105	24359	22859	21104	21464	274319
2001	23190	19790	21756	21949	25241	25123	30453	26422	24664	23074	21693	22616	285971
2002	21992	19352	21484	22845	24244	28136	29601	28100	25174	24090	23221	22732	290971
2003	23875	21227	22668	23644	27030	29503	30261	28728	26014	23889	22487	22327	301653
2004	23281	20550	22240	21984	27454	29502	30053	26890	23980	23781	22181	22155	294051
2005	24097	19690	21295	22685	25058	26687	31660	27479	25745	24183	22246	22236	293061
2006	24259	20190	22464	22772	25524	26292	26752	28246	26148	24326	22419	23034	292426
2007	25682	22255	24292	24796	27116	29407	30011	29878	27626	25910	24232	24779	315983
2008	24021	21674	23218	23863	25454	29038	29717	27922	25785	24387	23150	23560	301789
2009	23537	21030	22505	22777	25585	29638	31997	27603	24762	26577	24245	24021	304277
2010	25740	22102	23929	24534	26744	27858	30795	30942	26722	27287	26188	26436	319277
2011	25094	21022	23973	24671	26713	28623	34845	31280	28106	25394	24312	24955	318988
2012	25817	23101	24638	24540	26692	29429	31448	29153	26981	27281	25057	25856	319993
2013	25937	22632	25481	24567	26560	29375	33328	31312	28136	26679	24048	30133	328188
2014	28130	22464	25409	24679	26890	28532	32480	30462	26609	26555	24129	24777	321116
2015	25722	22762	25162	25873	27607	29531	33407	31858	29946	28662	25668	27218	333416
2016	27659	25435	27029	27201	33224	36162	34485	31373	29634	27928	25703	26673	352506
2017	26724	23774	26151	25852	30063	37443	34769	29995	27287	27939	25066	24215	339278
Total mensual	509609	444759	486047	494715	550424	602764	658252	604463	548011	529461	489493	503366	6421363

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tabla 5. Media, desvío estándar de las defunciones mensuales de la serie (excluyendo 2007) e imputaciones 2007. Argentina, ambos sexos 1997-2017

Mes	Media 1997-2006/2008-2017	Desvío estándar 1997-2006/2008-2017	Defunciones imputadas 2007
Enero	24.196,35	2.154,80	25.682,01
Febrero	21.125,20	1.857,26	22.254,92
Marzo	23.087,75	2.039,46	24.291,82
Abril	23.495,95	1.765,99	24.795,90
Mayo	26.165,40	2.429,01	27.115,66
Junio	28.667,85	3.272,13	29.406,87
Julio	31.412,05	2.306,09	30.010,87
Agosto	28.729,25	2.034,62	29.878,33
Septiembre	26.019,25	1.993,44	27.626,08
Octubre	25.177,55	1.989,49	25.909,81
Noviembre	23.263,05	1.782,36	24.231,91
Diciembre	23.929,35	2.384,49	24.778,82

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

APÉNDICE C-MATRIZ DE VARIABLES

Cuadro 2. Matriz de variables utilizadas para la caracterización de la tendencia del Exceso de Mortalidad Invernal en Argentina 1997-2017

Variable	Definición operacional	Escala de medición	Valores
Muertes invernales	Muertes registradas acaecidas en el cuatrimestre comprendido entre el 1 de junio y el 30 de septiembre de cada año.	Cuantitativa	0 -∞
Muertes no-invernales	Muertes registradas acaecidas en los dos cuatrimestres no invernales.El primero comprendido desde el 1 de febrero al 31 de mayo, el segundo desde el 1 de octubre al 31 de enero del año siguiente. Se corresponden al período invernal de referencia	Cuantitativa	0 -∞
Exceso de mortalidad invernal	Resultado de la sustracción del promedio de las muertes no invernales al total de las invernales	Cuantitativa	0 -∞
Índice de exceso de mortalidad invernal	Razón entre el exceso de mortalidad invernal y el promedio de muertes no invernales expresada como porcentaje	Cuantitativa	0-100
Número de defunciones en mujeres	Cantidad de muertes registradas en mujeres en las bases de mortalidad de la DEIS	Cuantitativa (derivada de características individuales para la unidad de análisis "año")	0 -∞

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2. Continuación

Cuadro 2. Matriz de variables utilizadas para la caracterización de la tendencia del Exceso de Mortalidad Invernal en Argentina 1997-2017

Variable	Definición operacional	Escala de medición	Valores
Número de defunciones en varones	Cantidad de muertes registradas en varones en las bases de mortalidad de la DEIS	Cuantitativa (derivada de características individuales para la unidad de análisis "año")	0 -∞
Edad	Años cumplidos al momento en que ocurre y registra el hecho expresado	Cuantitativa	0 -∞
Sexo	La totalidad de las características de las estructuras reproductivas u sus funciones, fenotipo y genotipo, que diferencian el organismo masculino del femenino	Nominal	Masculino; Femenino
Número de defunciones según grupos seleccionados de edad	Cantidad de muertes registradas según agrupamiento seleccionado de edad*	Cuantitativa	0 -∞

Fuente: Elaboración propia

¹ 0- 4; 5-14; 15-29; 30-59; 60-79; 80 y más

Cuadro 2. Continuación

Cuadro 2. Matriz de variables utilizadas para la caracterización de la tendencia del Exceso de Mortalidad Invernal en Argentina 1997-2017

Variable	Definición operacional	Escala de medición	Valores
Número de defunciones según causas seleccionadas	Cantidad de defunciones registradas según causas básicas de muerte que se encuentren comprendidas dentro de los siguientes agrupamientos de la CIE-10: enfermedades cardiovasculares (I00-I99); enfermedades respiratorias (J00-J99); Demencia y Enfermedad de Alzheimer (F01; F03; G30) y Lesiones y envenenamientos (V01-Y89).	Cuantitativa (derivada de características individuales para la unidad de análisis "año")	0 -∞

Fuente: Elaboración propia

¹ 0- 4; 5-14; 15-29; 30-59; 60-79; 80 y más

Cuadro 2. Continuación

Cuadro 2. Matriz de variables utilizadas para la caracterización de la tendencia del Exceso de Mortalidad Invernal en Argentina 1997-2017

Variable	Definición operacional	Escala de medición	Valores
Provincia	Cada una de las grandes divisiones de un territorio o Estado, sujeta por lo común a una autoridad administrativa	Nominal	CABA; Buenos Aires; Córdoba; Entre Ríos; Santa Fe; La Rioja; Mendoza; San Juan; San Luis; Catamarca; Jujuy; Salta; Sgo. del Estero; Tucumán; Corrientes; Chaco; Formosa; Misiones; Chubut; La Pampa; Neuquén; Río Negro; Santa Cruz; Tierra del Fuego

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2. Continuación

Cuadro 2. Matriz de variables utilizadas para la caracterización de la tendencia del Exceso de Mortalidad Invernal en Argentina 1997-2017

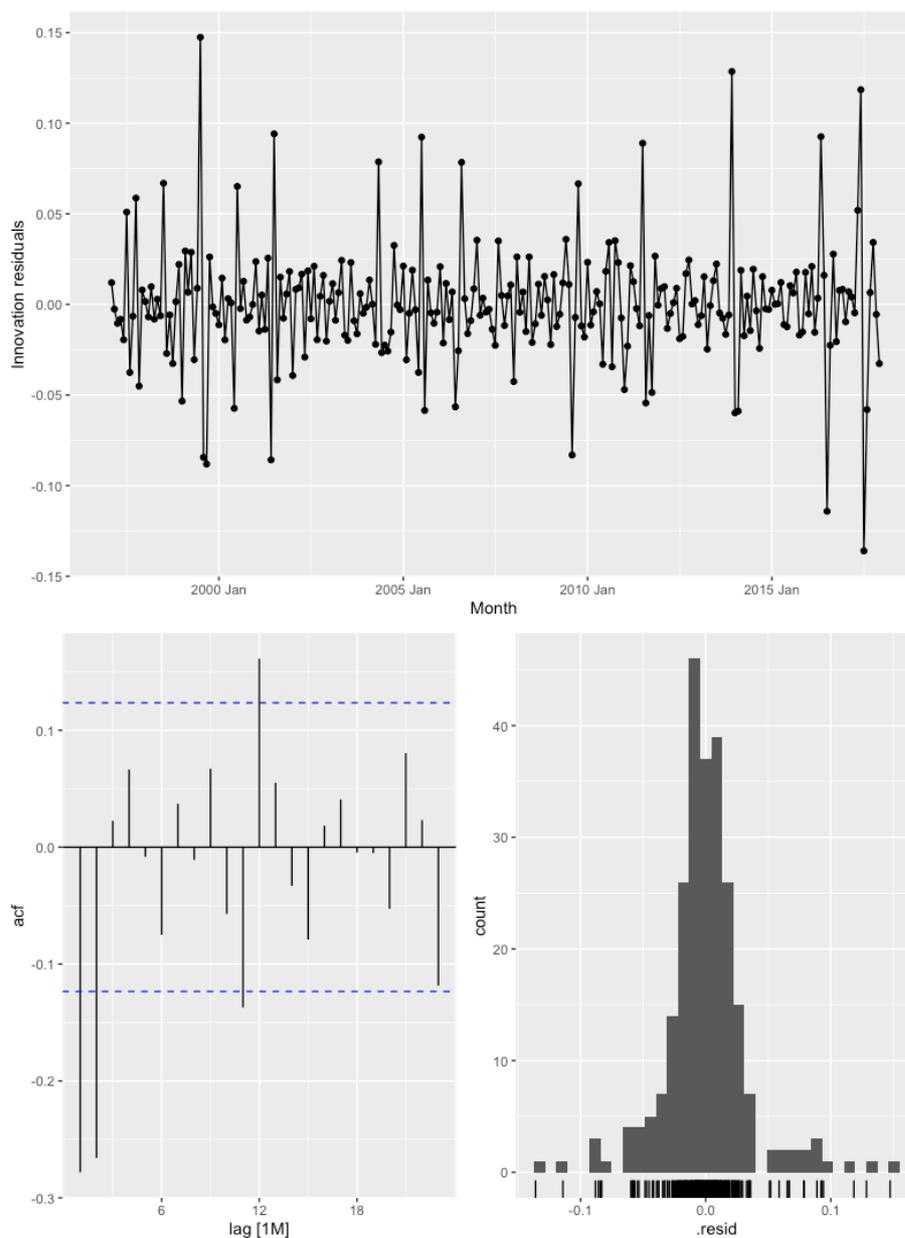
Variable	Definición operacional	Escala de medición	Valores
Región	Cada uno de los agrupamientos de las provincias argentinas que realiza el Ministerio de Salud de la Nación para reportar indicadores básicos anualmente.	Nominal	Región Centro; Región Cuyo; Región Noroeste; Región Noreste; región Patagónica

Fuente: Elaboración propia

APÉNDICE D

FIGURAS Y TABLAS DEL ÍNDICE DE EXCESO DE MORTALIDAD INVERNAL

Figura 1. Serie temporal, autocorrelalograma e histograma de la componente residual de la descomposición aditiva de la tasa bruta de mortalidad mensual (por 1000 hab) Argentina, ambos sexos 1997-2017



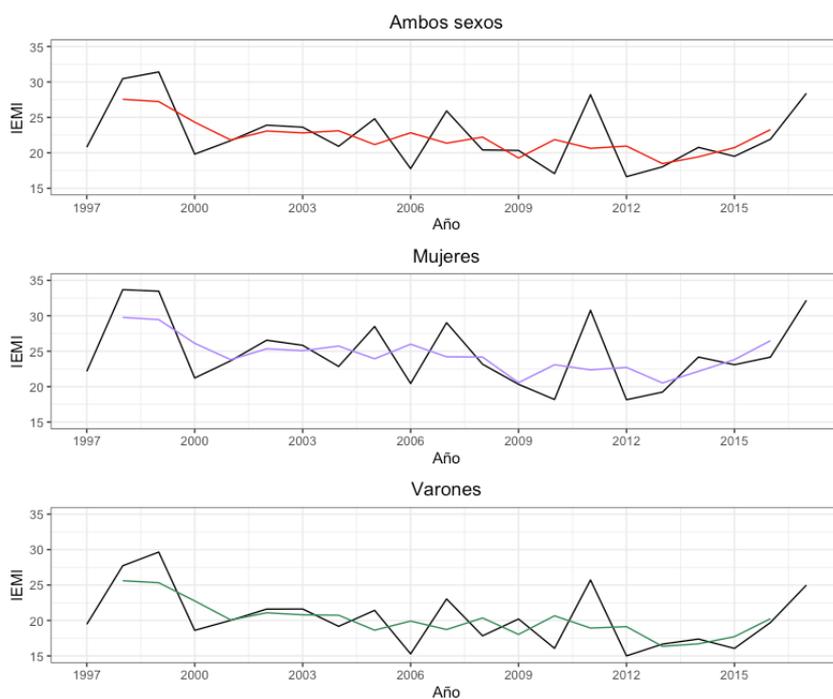
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tabla 1. Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) y tendencia (media móvil orden 3) para el total país y según sexo, Argentina 1997-2017

Año	IEMI Argentina	Media móvil	IEMI mujeres	Media móvil	IEMI varones	Media móvil
1997	19,6	-	20,5	-	18,7	-
1998	27,9	26,0	31,0	28,1	25,4	24,3
1999	30,5	26,1	32,8	28,3	28,7	24,3
2000	19,8	23,4	21,1	25,1	18,8	21,9
2001	19,8	20,6	21,5	22,4	18,3	19,1
2002	22,1	21,5	24,5	23,6	20,1	19,8
2003	22,8	21,5	24,9	23,6	20,9	19,7
2004	19,7	21,8	21,6	24,4	18,2	19,5
2005	22,8	19,3	26,6	22,1	19,5	17,2
2006	15,3	18,9	18,1	22,5	14,0	16,5
2007	18,5	17,6	22,9	21,1	15,9	15,4
2008	19,1	18,7	22,3	21,4	16,3	16,7
2009	18,5	17,5	19,0	19,2	17,9	16,0
2010	15,0	19,4	16,4	20,9	13,7	18,1
2011	24,8	18,3	27,3	20,3	22,6	16,5
2012	15,2	19,1	17,2	21,0	13,3	17,4
2013	17,3	16,8	18,4	18,8	16,2	14,7
2014	17,7	17,8	20,9	20,4	14,7	15,4
2015	18,5	18,6	21,8	21,7	15,4	15,8
2016	19,7	20,7	22,3	23,8	17,3	17,8
2017	23,8	-	27,2	-	20,8	-

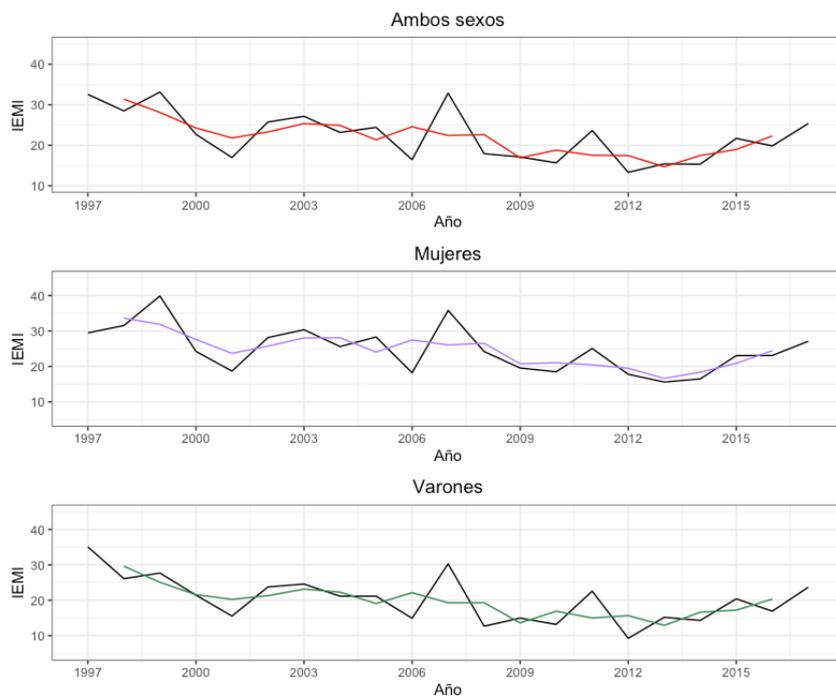
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 2. Índice del Exceso de Muertes Invernales observado (%) y tendencia según sexo. Región Centro, 1997-2017



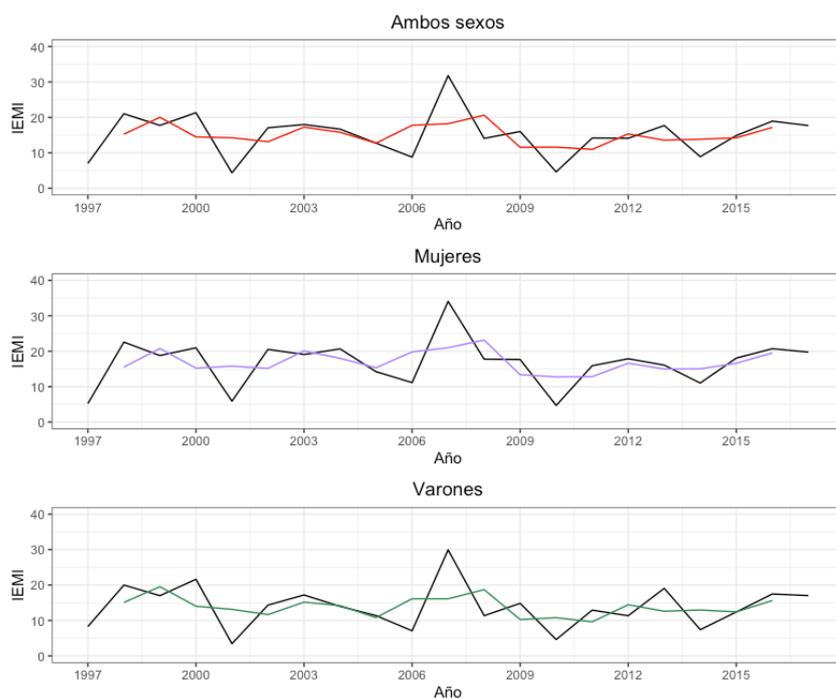
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 3. Índice del Exceso de Muertes Invernales observado (%) y tendencia según sexo. Región Cuyo, 1997-2017



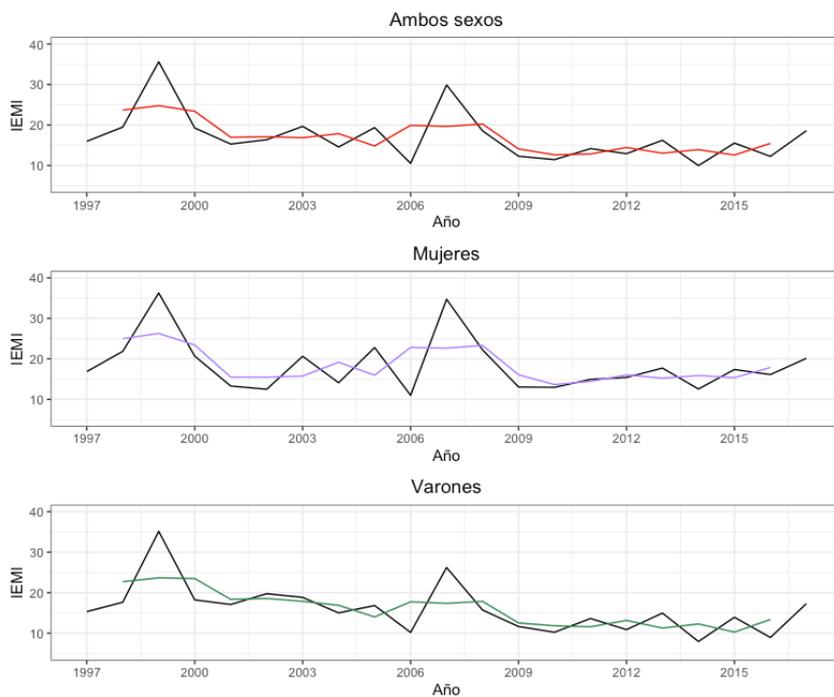
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 4. Índice del Exceso de Muertes Invernales observado (%) y tendencia según sexo. Región Noreste Argentino, 1997-2017



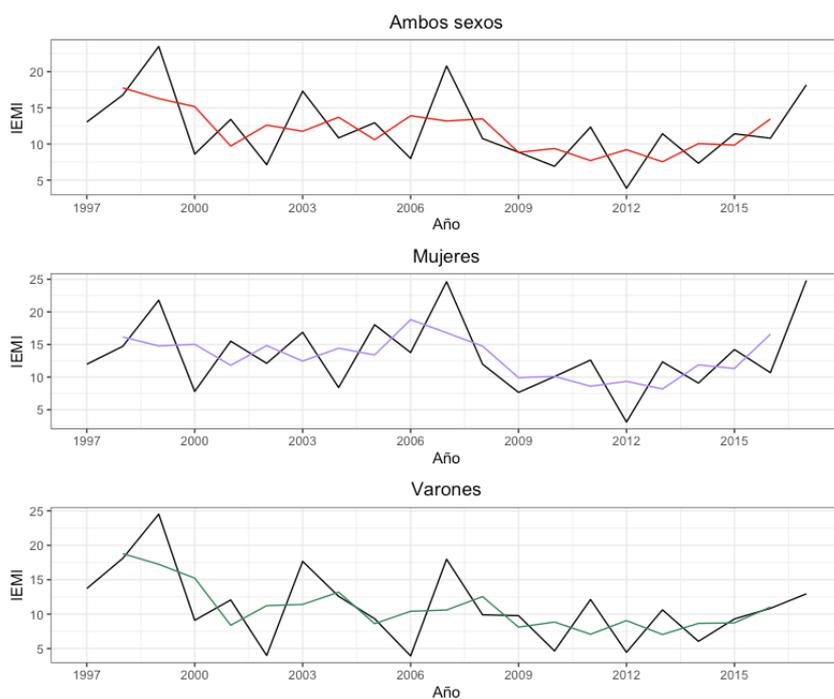
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 5. Índice del Exceso de Muertes Invernales observado (%) y tendencia según sexo. Región Noroeste Argentino, 1997-2017



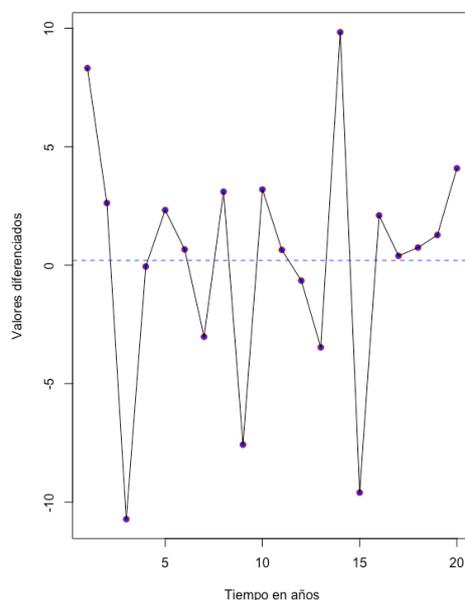
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 6. Índice del Exceso de Muertes Invernales observado (%) y tendencia según sexo. Región Patagonia 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 7. Diferenciación de orden 1 de la serie temporal del Índice de Exceso de Muertes Invernales en ambos sexos. Argentina 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tabla 2. Muertes invernales, no invernales, exceso de muertes invernales e Índice de Exceso de Mortalidad Invernal según sexo y grupos de edad. Argentina, 1997-2017

Período	Edad (años)	Sexo	MI ^a	MNI cuatrimestre 1 ^b	MNI cuatrimestre 2 ^c	Total MNI	Promedio MNI	EMI	IEMI (%)	IC95%
1997-2017	0 - 4	Femenino	37559	32861	23429	56289	28145	9415	33,5	(22,1; 44,8)
		Masculino	47586	41935	30200	72134	36067	11519	31,9	(20,9; 43,0)
	5-14	Femenino	5590	4848	3737	8584	4292	1298	30,2	(19,5; 41,0)
		Masculino	7380	6876	5717	12592	6296	1084	17,2	(9,1; 25,3)
	15 -29	Femenino	18146	16833	13032	29865	14932	3214	21,5	(12,4; 30,6)
		Masculino	44665	45966	36516	82481	41241	3425	8,3	(2,7; 14,0)
	30 - 59	Femenino	130718	117759	89502	207261	103630	27087	26,1	(16,1; 36,2)
		Masculino	229174	209829	160041	369869	184935	44239	23,9	(14,3; 33,5)
	60-79	Femenino	384656	315044	246628	561672	280836	103820	37,0	(25,1; 48,9)
		Masculino	566785	468381	359057	827438	413719	153066	37,0	(25,1; 48,9)
	80 y más	Femenino	528647	397498	311289	708786	354393	174254	49,2	(35,4 ;62,9)
		Masculino	356647	275446	206315	481761	240881	115767	48,1	(34,5; 61,6)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

MI = Muertes invernales

MNI = Muertes no invernales

EMI = Exceso de muertes invernales

IEMI = índice del exceso de muertes invernales

IC 95% = Intervalo de confianza del 95%

^aMuertes acaecidas en los meses de junio, julio, agosto y septiembre

^bCuatrimestre 1 incluye a los meses no invernales del año de referencia: febrero, marzo, abril y mayo

^cCuatrimestre 2 incluye a los meses no invernales del año de referencia: octubre, noviembre y diciembre y al mes de enero del año siguiente

Tabla 3. Estadísticos descriptivos resumen del índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según región y total país. Argentina, ambos sexos 1997-2017

Región	Mínimo	Máximo	Mediana	Primer cuartil	Tercer cuartil	RIC ^a	Media	DS ^b	IC95 % ^c
Centro	15,0	30,5	19,7	18,5	22,8	4,3	22,4	4,3	2,0
Cuyo	13,3	33,1	22,7	17,0	25,8	8,8	22,3	6,2	2,8
NEA	4,4	31,8	16,0	12,7	17,7	5,0	15,1	6,2	2,8
NOA	10,0	35,6	16,0	12,9	19,3	6,3	17,1	6,1	2,8
Patagonia	3,9	23,5	11,4	8,6	13,4	4,8	12,1	4,9	2,2
Total País	15,0	30,5	19,8	18,5	22,9	4,5	20,4	4,0	1,8

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

RIC = Rango intercuartilico

DS = Desvío estándar

NEA = Noreste argentino

NOA = Noroeste argentino

IC95 % = Intervalo de confianza del 95 %

Tabla 4. Estadísticos descriptivos resumen del índice del Exceso de Muertes Invernales según provincia. Argentina, ambos sexos 1997-2017

Provincia	Mínimo	Máximo	Mediana	Primer cuartil	Tercer cuartil	RIC ^a	Media	DS ^b	IC95 % ^c
Buenos Aires	16,3	31,3	20,2	19,8	24,5	4,7	22,2	4,1	2,0
CABA	10,2	32,0	19,9	16,9	24,3	7,4	20,8	5,7	2,6
Catamarca	6,1	41,1	19,5	16,4	28,8	12,4	21,8	9,4	4,3
Chaco	5,6	34,7	16,1	10,8	20,7	9,9	16,1	7,2	3,3
Chubut	1,8	26,7	12,3	5,7	19,2	13,5	12,5	7,6	3,5
Córdoba	15,6	41,4	24,3	20,1	26,8	6,7	25,0	6,6	3,0
Corrientes	5,1	33,9	16,2	11,4	20,3	8,9	15,9	6,6	3,0
Entre Ríos	14,7	37,8	21,1	18,5	25,4	6,9	22,2	5,5	2,5
Formosa	-7,1	32,6	12,5	5,8	18,1	12,2	11,8	8,9	4,0
Jujuy	5,6	37,8	14,2	11,7	16,4	4,6	14,7	6,4	2,9
La Pampa	4,6	27,9	20,0	12,4	23,0	10,6	17,3	7,1	3,2
La Rioja	5,0	51,1	19,2	16,0	23,6	7,5	20,3	10,8	4,9
Mendoza	14,1	43,5	22,3	17,3	25,7	8,4	22,3	7,0	3,2
Misiones	-19,0	28,8	17,2	14,1	19,5	5,4	15,1	9,7	4,4
Neuquén	1,2	21,9	11,5	7,7	17,6	9,8	12,0	6,4	2,9
Río Negro	3,0	30,1	10,8	6,7	14,9	8,3	12,0	7,4	3,4
Salta	5,2	21,0	10,6	9,3	13,8	4,5	11,6	4,9	2,2
San Juan	10,9	36,8	22,7	20,9	27,2	6,4	23,2	6,8	3,1
San Luis	9,4	44,7	22,9	16,5	29,4	12,9	23,8	9,9	4,5
Santa Cruz	-2,7	18,2	8,2	3,8	9,9	6,1	6,9	5,3	2,4
Santa Fe	13,9	40,4	24,3	20,2	26,8	6,6	23,7	6,5	3,0
Santiago del Estero	7,3	50,6	18,2	14,3	22,4	8,1	20,8	10,1	4,6
TDF	-15,0	48,9	5,5	-4,4	9,8	14,2	6,6	15,0	7,0
Tucumán	6,0	35,8	19,1	13,7	22,9	9,3	19,0	7,2	3,3

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

RIC = Rango intercuartilico

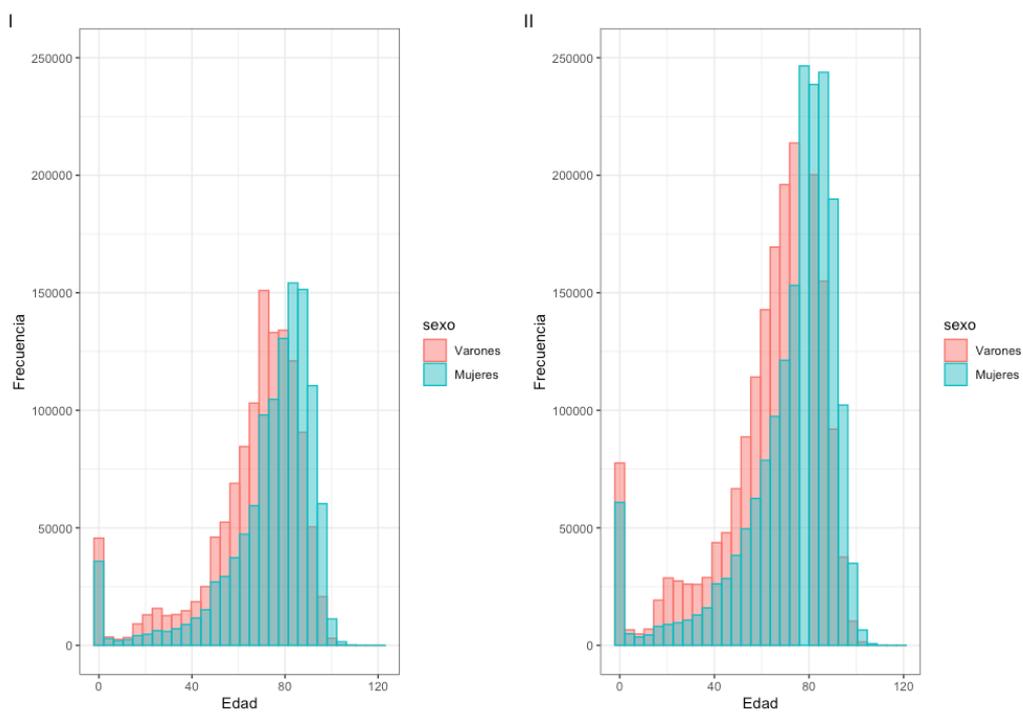
DS = Desvío estándar

IC95 % = Intervalo de confianza del 95 %

CABA = Ciudad Autónoma de Buenos Aires

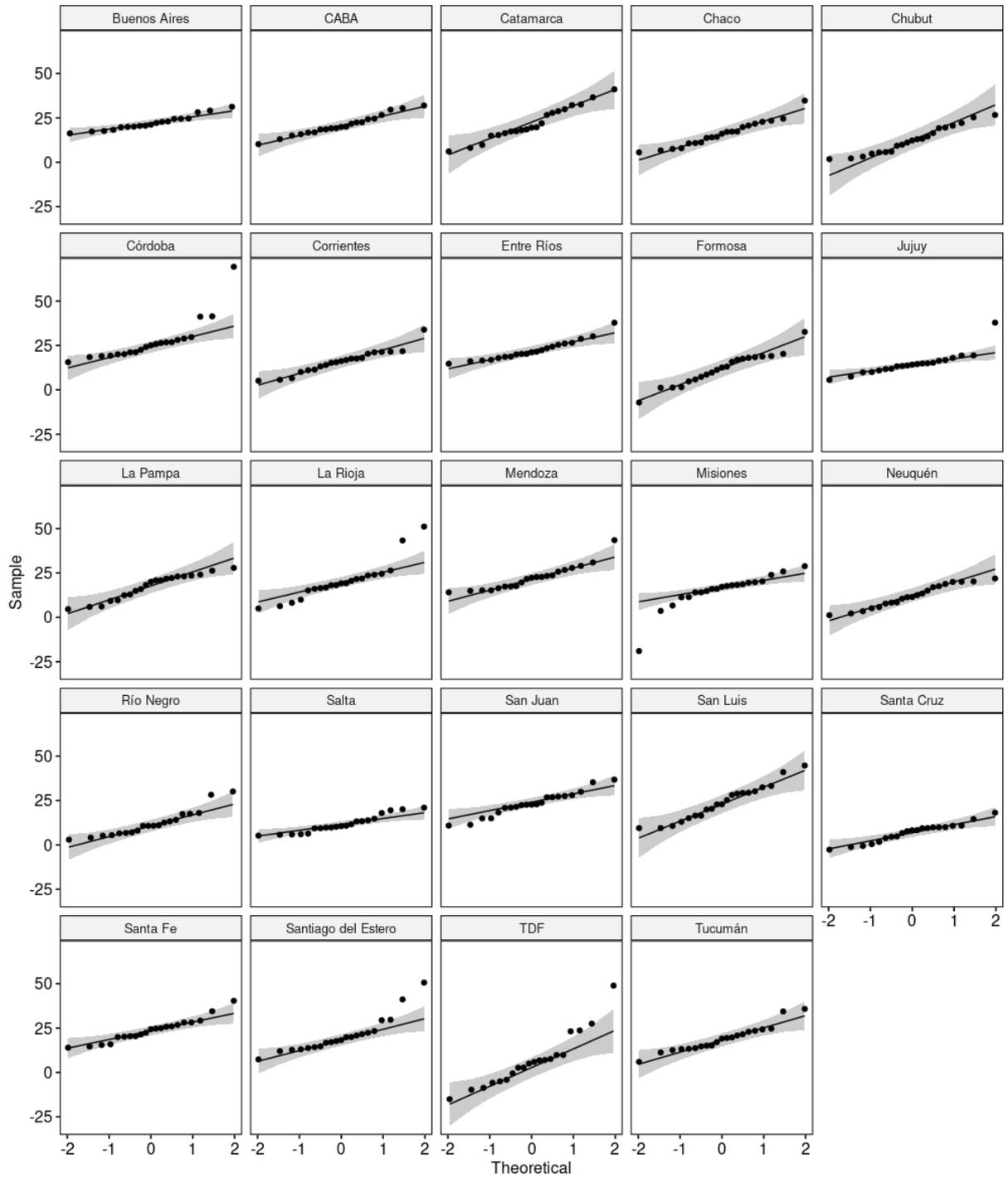
TDF = Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur

Figura 8. Distribución según edad simple y sexo de las defunciones invernales (I) y no invernales (II). Argentina, 1997-2017



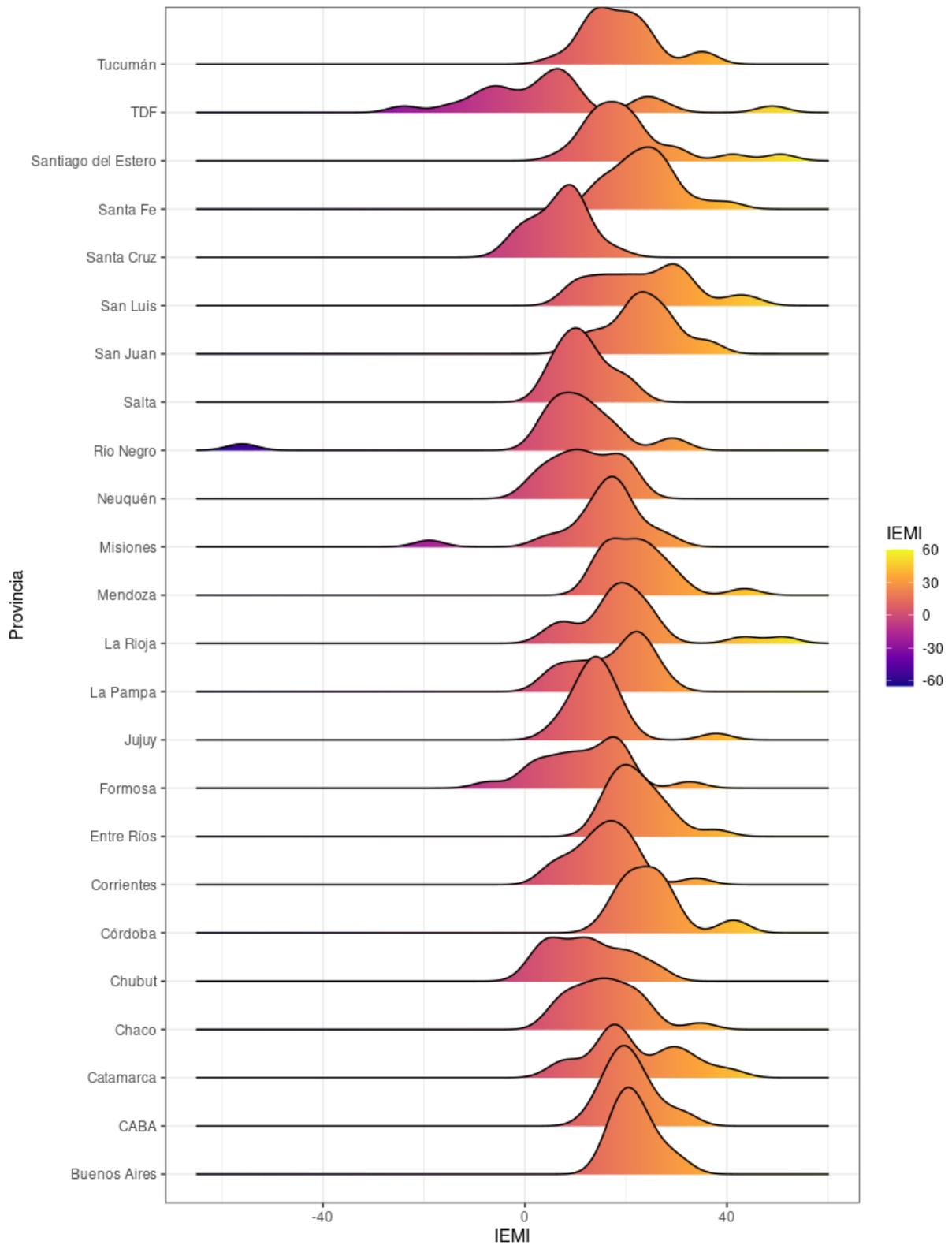
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 9. Distribución del índice de Exceso de muertes Invernales según provincia en ambos sexos, respecto de la distribución normal 1997-2017



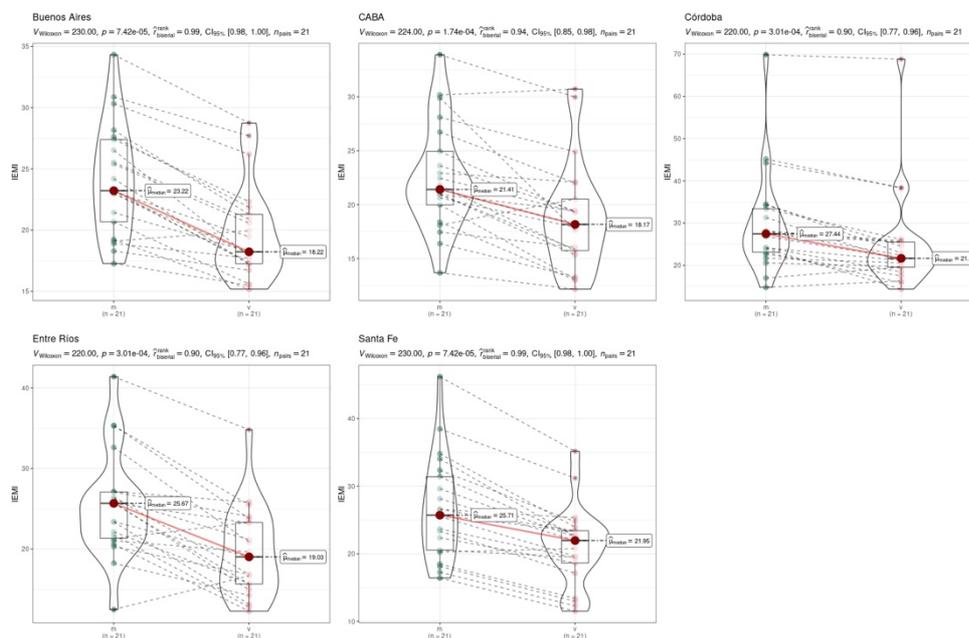
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 10. Estimación de la densidad en la distribución del índice de Exceso de Muertes Invernales en las provincias argentinas, 1997-2017



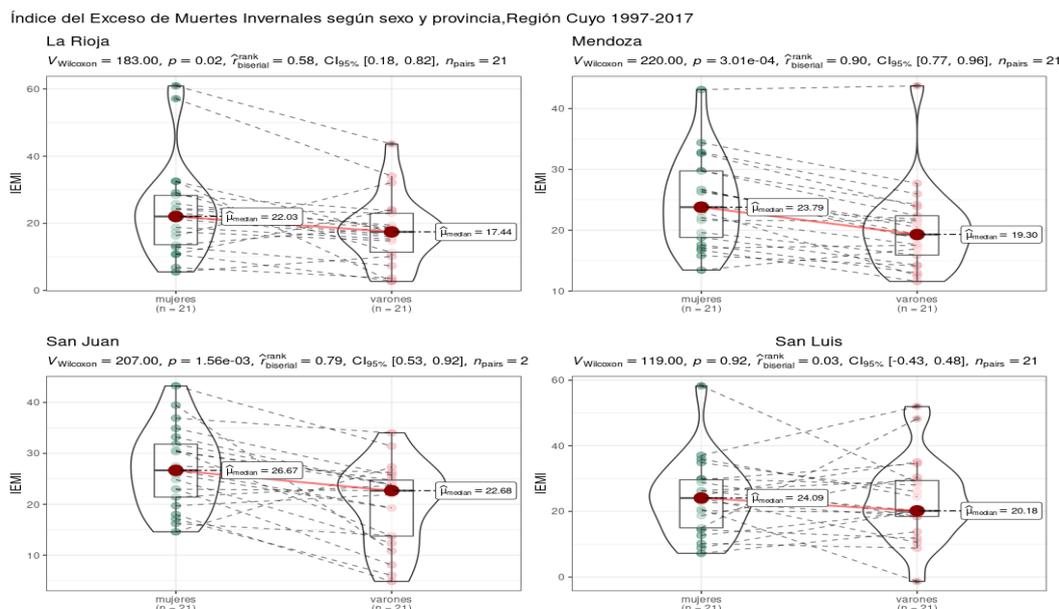
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 11. Comparación de a pares del Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo y Provincia. Región Centro, 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

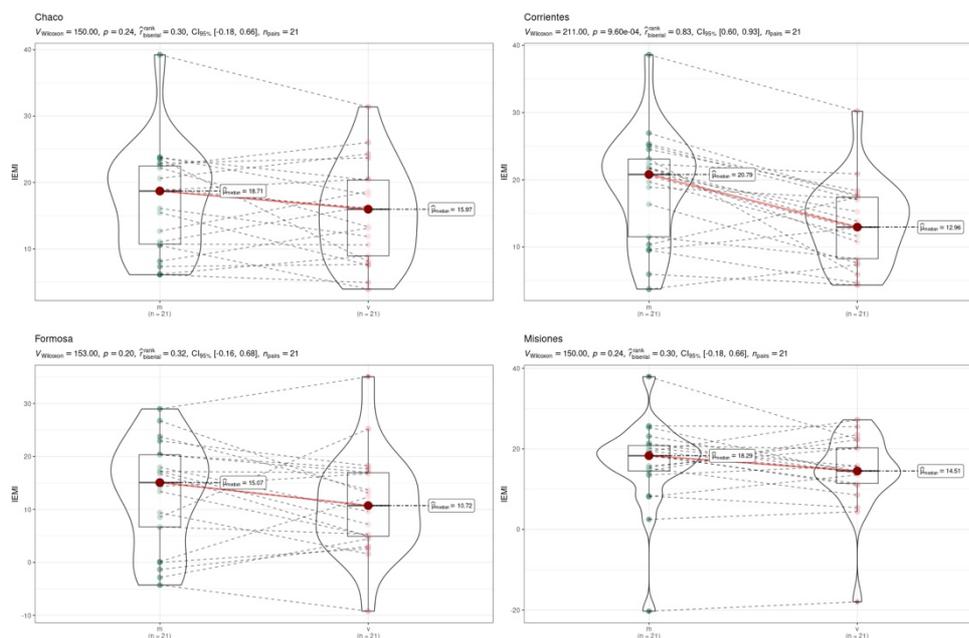
Figura 12. Comparación de a pares del Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo y Provincia. Región. Cuyo, 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

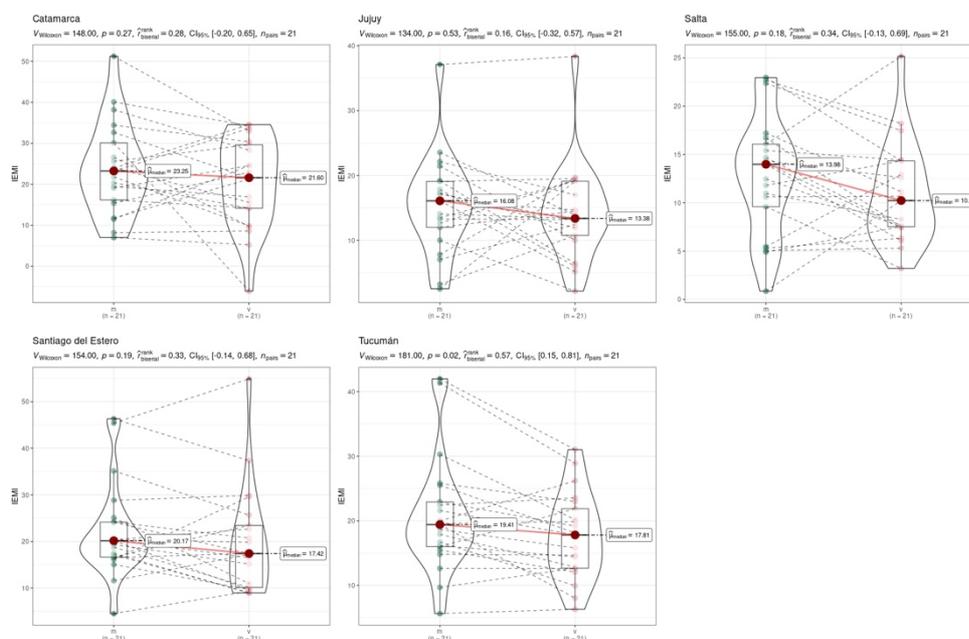
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 13. Comparación de a pares del Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo y Provincia. Región NEA, 1997-2017



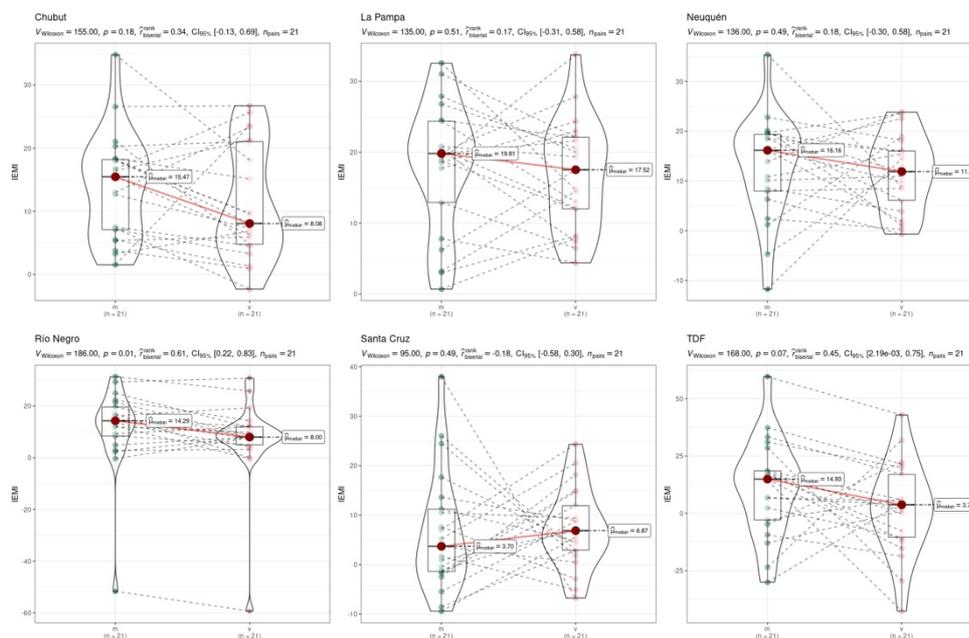
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 14. Comparación de a pares del Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo y Provincia. Región NOA, 1997-2017



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 15. Comparación de a pares del Índice del Exceso de Muertes Invernales (%) según sexo y Provincia. Región Patagonia, 1997-2017



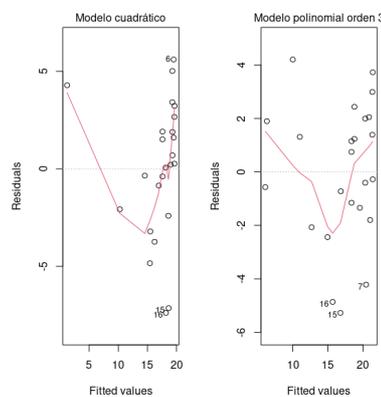
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Tabla 5. Coordenadas decimales del centroide geográfico de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y las provincias.

Provincia	Latitud	Longitud
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	-34,6145	-58,4459
Buenos Aires	-36,6769	-60,5588
Catamarca	-27,3358	-66,9477
Chaco	-26,3864	-60,7658
Chubut	-43,7886	-68,5268
Córdoba	-32,1429	-63,8018
Corrientes	-28,7743	-57,8012
Entre Ríos	-32,0589	-59,2014
Formosa	-24,8950	-59,9324
Jujuy	-23,3201	-65,7643
La Pampa	-37,1316	-65,4467
La Rioja	-29,6858	-67,1817
Mendoza	-34,6299	-68,5831
Misiones	-26,8754	-54,6517
Neuquén	-38,6418	-70,1186
Río Negro	-40,4058	-67,2293
Salta	-24,2991	-64,8145
San Juan	-30,8654	-68,8895
San Luis	-33,7577	-66,0281
Santa Cruz	-48,8155	-69,9558
Santa Fe	-30,7069	-60,9498
Santiago del Estero	-27,7824	-63,2524
Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur	-54,5108	-67,1953
Tucumán	-26,9478	-65,3648

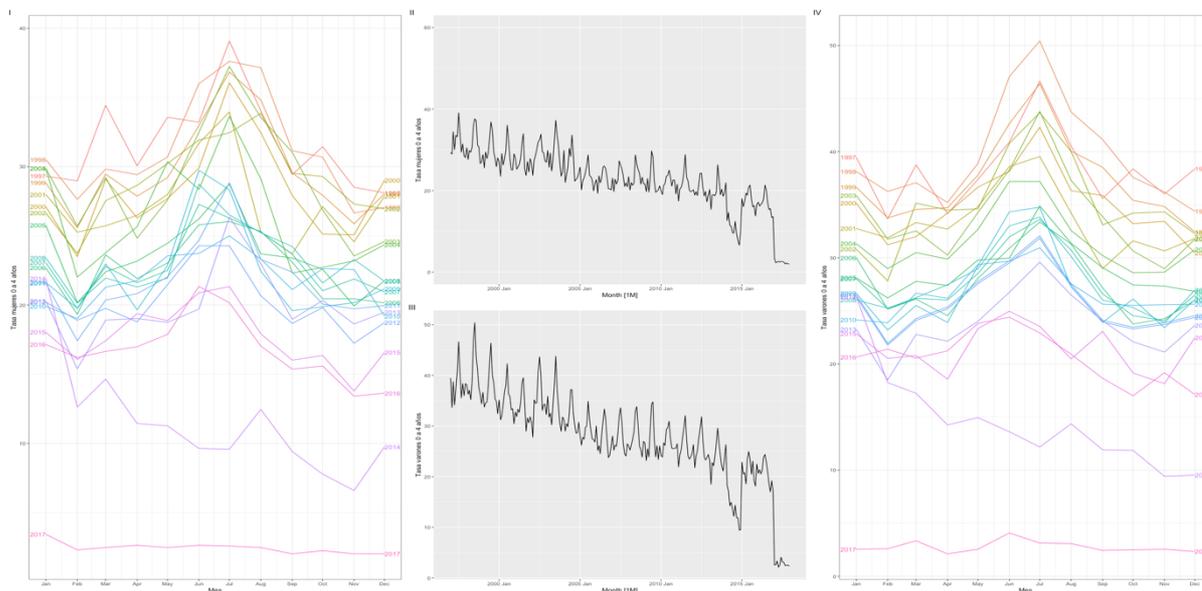
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Instituto Geográfico Nacional

Figura 16. Distribución de los residuos de los modelos de regresión cuadrática y polinomial del IEMI respecto de la latitud del centroide geográfico de las provincias argentinas



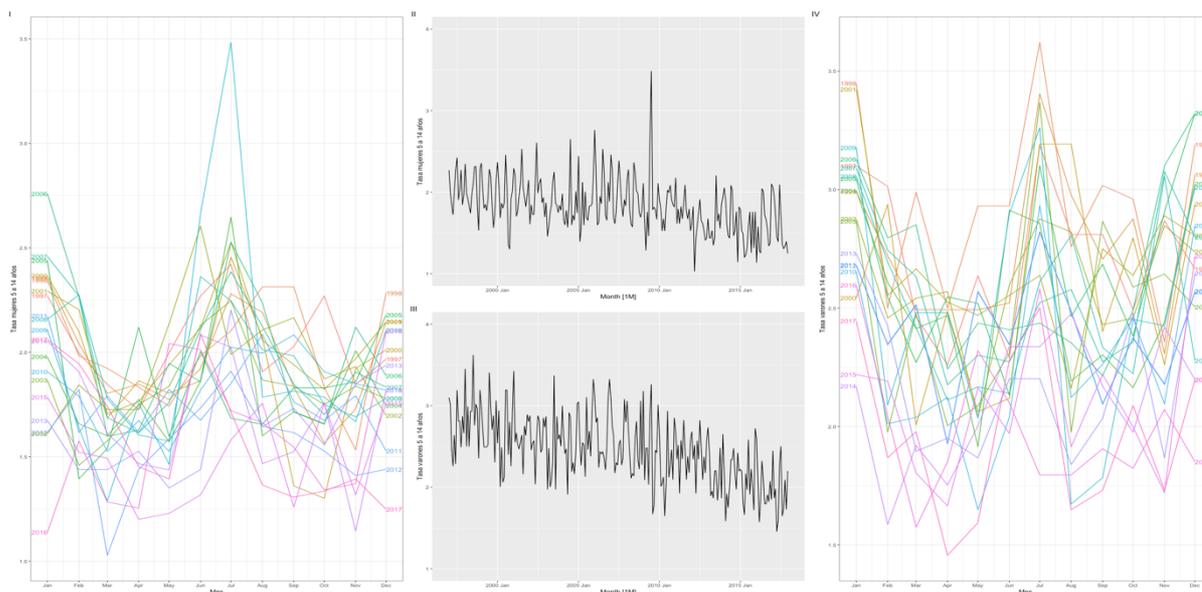
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 17. Estacionalidad de la tasa de mortalidad mensual (por 100 mil habitantes) en menores de 5 años y evolución de la serie temporal en mujeres (I y II) y varones (III y IV). Argentina 1997-2017



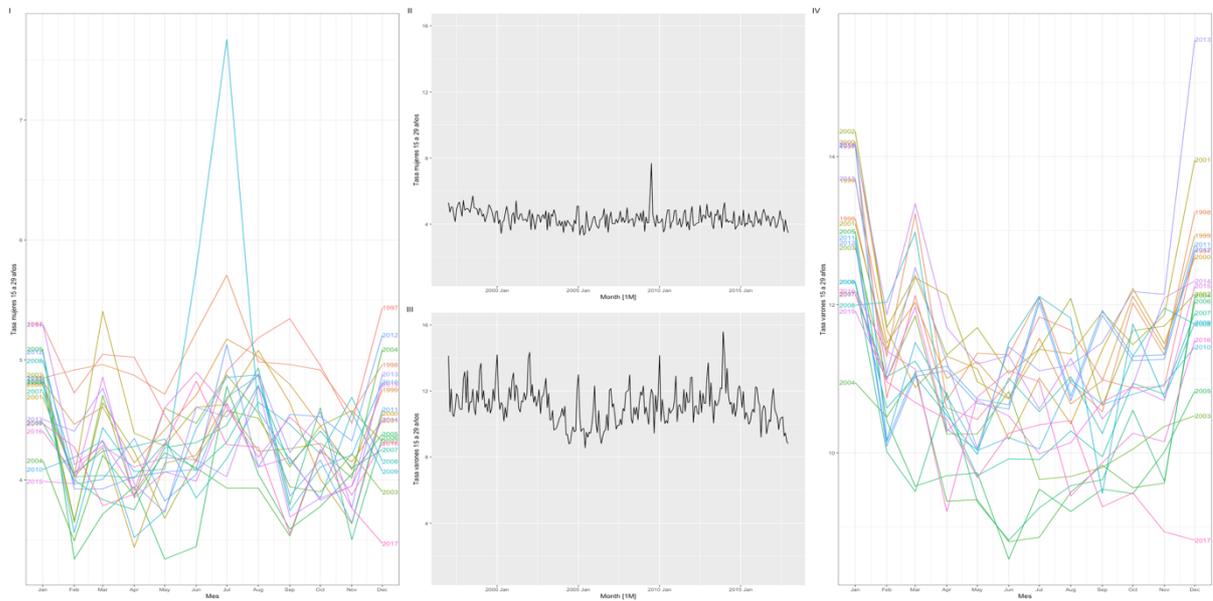
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 18. Estacionalidad de la tasa de mortalidad mensual (por 100 mil habitantes) en población de 5 a 14 años y evolución de la serie temporal en mujeres (I y II) y varones (III y IV). Argentina 1997-2017



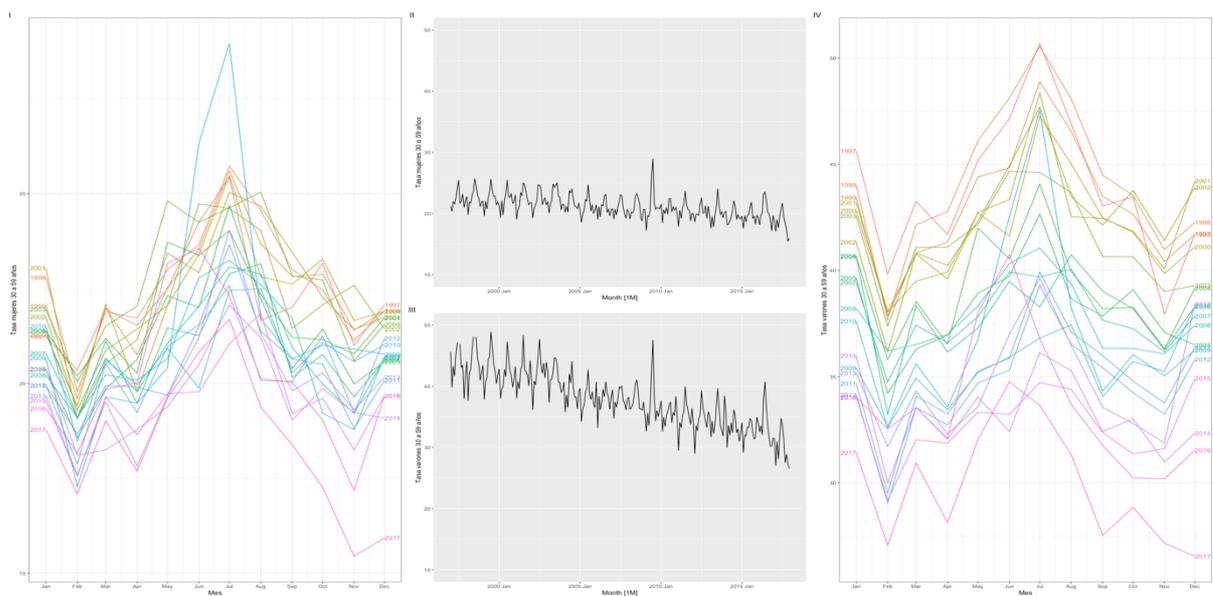
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 19. Estacionalidad de la tasa de mortalidad mensual (por 100 mil habitantes) en población de 15 a 29 años y evolución de la serie temporal en mujeres (I y II) y varones (III y IV). Argentina 1997-2017



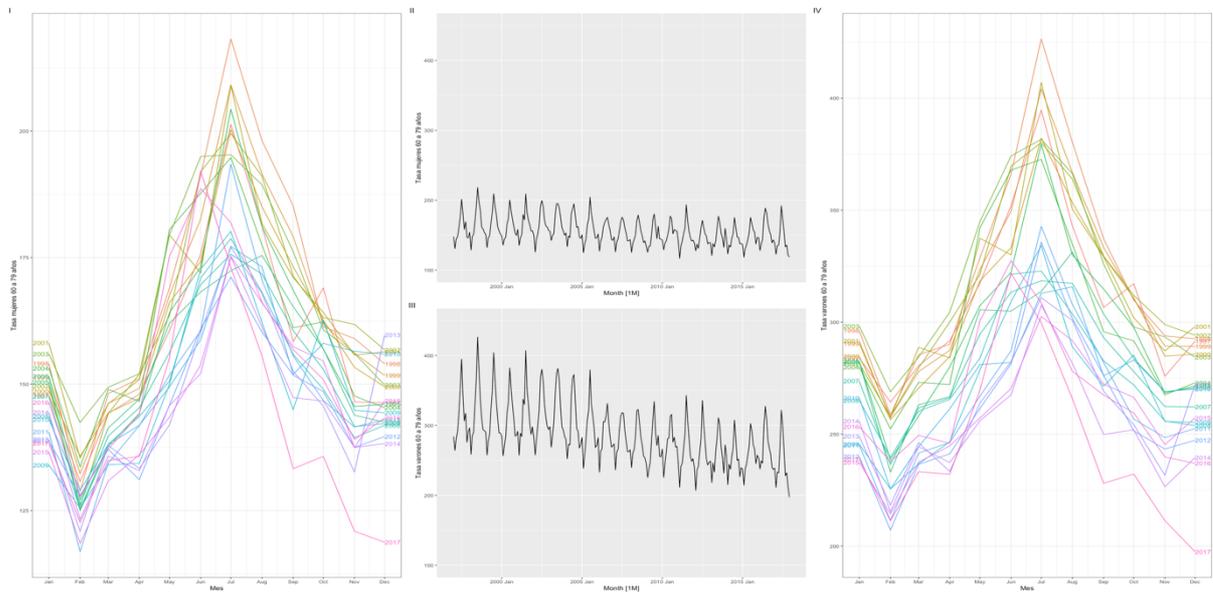
Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 20. Estacionalidad de la tasa de mortalidad mensual (por 100 mil habitantes) en población de 30 a 59 años y evolución de la serie temporal en mujeres (I y II) y varones (III y IV). Argentina 1997-2017



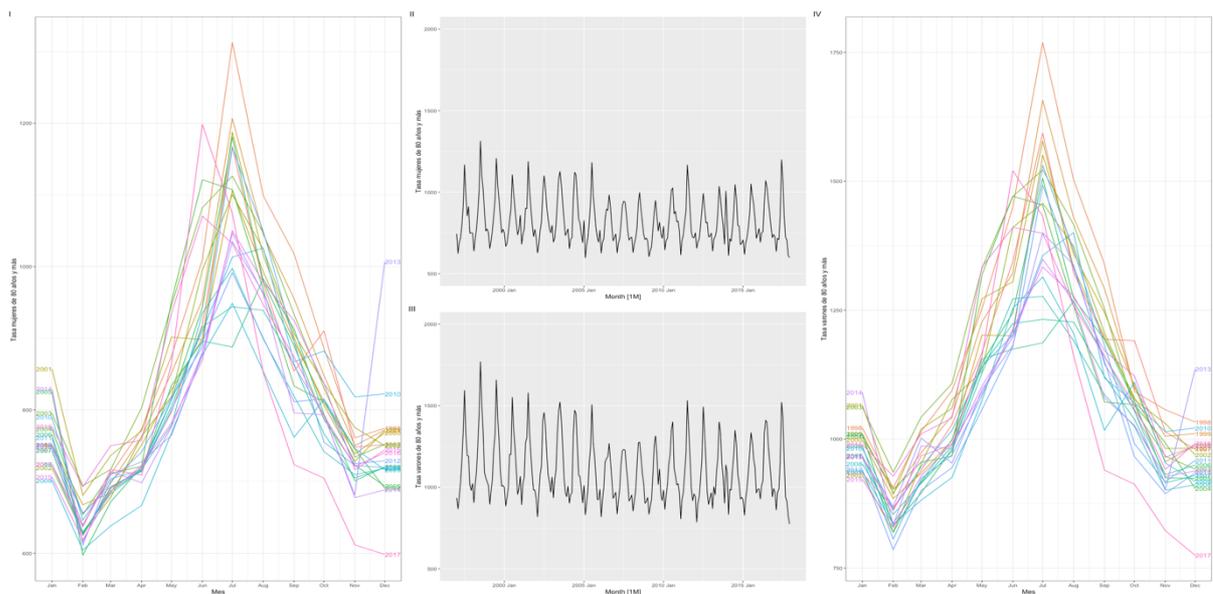
Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 21. Estacionalidad de la tasa de mortalidad mensual (por 100 mil habitantes) en población de 60 a 79 años y evolución de la serie temporal en mujeres (I y II) y varones (III y IV). Argentina 1997-2017



Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Figura 22. Estacionalidad de la tasa de mortalidad mensual (por 100 mil habitantes) en población de 80 años y más y evolución de la serie temporal en mujeres (I y II) y varones (III y IV). Argentina 1997-2017



Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

Cuadro 1. Tiempo y magnitud de las tasas máximas (por 100 mil habitantes) de mortalidad mensual según sexo, grupo etario y causa. Argentina, 1997-2017

Grupo etario	Sexo	Momento mortalidad máxima	Tasa máxima	Momento mortalidad CV máxima	Tasa CV máxima	Momento mortalidad respiratoria máxima	Tasa respiratoria máxima	Momento mortalidad CE máxima	Tasa CE máxima
0 - 4	Femenino	julio 1999	36,85	julio 2000	1,22	julio 2003	8,08	junio 1998	4,44
	Masculino	junio 1998	47,07	octubre 1997	1,15	julio 1997	5,97	julio 1997	5,31
5-14	Femenino	julio 2009	3,48	diciembre 1998	0,33	julio 2009	1,05	febrero 2006	0,87
	Masculino	julio 1998	3,62	septiembre 1997	0,32	junio 2009	0,56	diciembre 2004	2,14
15 -29	Femenino	julio 2009	7,67	junio 2003	0,66	julio 2009	2,54	diciembre 2004	2,92
	Masculino	diciembre 2013	15,58	junio 1997	0,85	julio 2009	1,70	diciembre 2013	12,27
30 - 59	Femenino	julio 2009	28,95	julio 2000	6,30	julio 2009	6,72	enero 1998	2,21
	Masculino	julio 1997	50,69	junio 1998	14,68	julio 2009	10,27	enero 1998	8,89
60-79	Femenino	julio 1998	218,21	julio 1998	83,87	julio 2009	32,94	julio 2003	4,80
	Masculino	julio 1998	366,11	julio 1998	159,52	julio 1998	71,55	noviembre 1998	13,98
80 y más	Femenino	julio 1998	1312,67	julio 1998	601,35	junio 2017	406,31	junio 2017	26,35
	Masculino	julio 1998	1769,09	julio 1998	718,63	junio 2017	425,82	agosto 1997	33,16

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, Argentina

CV= Cardiovascular

CE= Causas externas

ANEXOS

ANEXO A-Tabla 1. Estimaciones y proyecciones de la población según sexo y grupos quinquenales de edad, ambos sexos. Argentina, 1997-2017.....	131
ANEXO B-Tabla 2. Estimaciones y proyecciones de la población según sexo y grupos quinquenales de edad, varones. Argentina, 1997-2017.....	134
ANEXO C-Tabla 3. Estimaciones y proyecciones de la población según sexo y grupos quinquenales de edad, mujeres. Argentina, 1997-2017.....	137

ANEXO A

Tabla 1. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, ambos sexos. Argentina 1997-2017

Grupos de edad	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Ambos sexos	35815962	36233205	36653036	37070778	37480487	37885037	38278171	38668798	39070494
0 - 4	3566876	3554331	3539131	3525747	3514875	3508234	3502722	3494207	3489766
5 - 9	3449024	3484760	3520951	3547946	3558665	3555728	3542975	3527488	3513761
10 - 14	3306742	3323066	3344409	3372930	3407317	3442636	3478582	3514798	3541683
15 - 19	3271691	3278556	3279022	3278607	3281838	3291260	3307179	3328453	3357286
20 - 24	2997378	3075467	3141290	3192576	3228034	3246326	3251518	3250537	3249119
25 - 29	2568982	2637201	2716787	2801182	2886272	2969400	3045383	3109116	3158615
30 - 34	2371950	2389004	2411119	2443418	2487337	2542229	2608913	2686786	2769600
35 - 39	2243771	2260666	2281886	2303554	2325499	2344502	2360846	2382048	2413483
40 - 44	2135596	2156888	2172670	2186112	2197605	2209771	2227102	2248444	2270224
45 - 49	1960877	1986016	2012777	2039265	2063714	2089245	2111593	2128430	2143192
50 - 54	1739732	1779791	1814559	1844549	1872604	1899131	1925009	1952551	1980356
55 - 59	1480288	1510412	1544647	1581980	1621336	1662335	1702338	1737063	1767659
60 - 64	1305646	1314270	1326133	1341512	1361122	1386336	1416477	1450490	1488098
65 - 69	1168230	1169193	1170714	1174209	1179588	1187274	1197014	1209641	1226244
70 - 74	946875	965937	981949	994117	1002380	1007184	1009397	1012194	1017934
75 - 79	655027	674750	694775	713975	732799	751644	768360	782334	794344
80 - 84	396195	407448	419601	432881	447213	462959	478612	494229	510500
85 +	251082	265449	280616	296218	312289	328843	344151	359989	378630

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

Tabla 1. Continuación

Tabla 1. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, ambos sexos. Argentina 1997-2017

Grupos de edad	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Ambos sexos	39476847	39876110	40273766	40684333	41100117	41520738	41952359	42388266	42824051	43257063
0 - 4	3494480	3503467	3514753	3530693	3549842	3571215	3596697	3626510	3654962	3676190
5 - 9	3502495	3495882	3490938	3483127	3479469	3485059	3495078	3507350	3524096	3543941
10 - 14	3552219	3549277	3536857	3521856	3508655	3497954	3491951	3487585	3480256	3477001
15 - 19	3392302	3428204	3464882	3502287	3530505	3542462	3541112	3530247	3516522	3504277
20 - 24	3251959	3261834	3279277	3302952	3334612	3372699	3412042	3452038	3492069	3522310
25 - 29	3192744	3211099	3218124	3219987	3221976	3228568	3242625	3264077	3290919	3325023
30 - 34	2853309	2936067	3013148	3078884	3130953	3168103	3190054	3200694	3205507	3209881
35 - 39	2456648	2511390	2578844	2658043	2742458	2828006	2912995	2992325	3059900	3113565
40 - 44	2292234	2311397	2328449	2350828	2383484	2427969	2484349	2553330	2633596	2718875
45 - 49	2156077	2169132	2187183	2209518	2232110	2254906	2275263	2293619	2316953	2350385
50 - 54	2006442	2032930	2056036	2074153	2089929	2103745	2118156	2137463	2160509	2183634
55 - 59	1796617	1823203	1848967	1877080	1905180	1931639	1959199	1983555	2002641	2019424
60 - 64	1527850	1567950	1606527	1640459	1669787	1697390	1723639	1749494	1777402	1805624
65 - 69	1246960	1271633	1300511	1333616	1369259	1406541	1444945	1481836	1513581	1541116
70 - 74	1025680	1034151	1044166	1057444	1073121	1091986	1115441	1142744	1173096	1205854
75 - 79	803482	808624	811883	816611	822440	829460	838469	848896	861053	875332
80 - 84	526797	541970	555837	568421	577899	584704	590206	594703	599426	605270
85 +	398552	417900	437384	458374	478438	498332	520138	541800	561563	579361

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

Tabla 1. Continuación

Tabla 1. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, ambos sexos. Argentina 1997-2017

Grupos de edad	2016	2017
Ambos sexos	43668238	44054615
0 - 4	3683301	3667602
5 - 9	3565864	3591703
10 - 14	3482881	3493035
15 - 19	3494176	3488495
20 - 24	3535660	3535063
25 - 29	3364734	3404798
30 - 34	3218131	3232988
35 - 39	3151902	3174582
40 - 44	2804854	2889812
45 - 49	2395222	2451531
50 - 54	2206444	2226536
55 - 59	2033677	2048119
60 - 64	1831808	1858763
65 - 69	1566235	1589722
70 - 74	1238835	1271920
75 - 79	890915	909339
80 - 84	610735	616649
85 +	592864	603958

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

ANEXO B

Tabla 2. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, varones. Argentina 1997-2017

Grupos de edad	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Varones	17655867	17863137	18072510	18280749	18484122	18683684	18879705	19077003	19279146
0 - 4	1826890	1820707	1813154	1806390	1800893	1797610	1794907	1790712	1788970
5 - 9	1764237	1782868	1801712	1815871	1821549	1820218	1814054	1806487	1799684
10 - 14	1686881	1696573	1708532	1723847	1741967	1760481	1779191	1798031	1812145
15 - 19	1667437	1669746	1669307	1669315	1671834	1677978	1687547	1699544	1715064
20 - 24	1519111	1562205	1598598	1625939	1643715	1652194	1653804	1652809	1652481
25 - 29	1291640	1325704	1366267	1410578	1456750	1502495	1544579	1579987	1606509
30 - 34	1193280	1201592	1212222	1227825	1248901	1275556	1308972	1348797	1392419
35 - 39	1124387	1133438	1144544	1155719	1166893	1176440	1184545	1194897	1210247
40 - 44	1064241	1075189	1083435	1090624	1096916	1103654	1113063	1124385	1135763
45 - 49	968081	981715	995741	1009470	1022256	1035486	1047109	1056096	1064158
50 - 54	846331	866159	884076	899971	914840	929058	943010	957504	972054
55 - 59	710464	724641	740894	758649	777486	797299	817056	834962	851097
60 - 64	615044	618497	623452	630214	639058	650610	664696	680853	698756
65 - 69	523889	526903	529980	533330	536787	540389	544470	549991	557454
70 - 74	397291	405135	412227	418242	423182	427113	430367	434000	438392
75 - 79	251619	259300	267233	274842	282152	289068	295286	301124	306620
80 - 84	135151	138954	143084	147502	152171	157163	162328	167829	173521
85 +	69893	73811	78052	82421	86772	90872	94721	98995	103812

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

Tabla 2. Continuación

Tabla 3. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, varones. Argentina 1997-2017

Grupos de edad	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Mujeres	19992746	20190731	20387719	20588979	20791629	20996872	21209761	21426171	21641084	21854744
0 - 4	1701960	1704800	1708855	1715503	1724054	1734099	1746505	1761147	1775166	1785919
5 - 9	1708382	1704964	1702417	1698431	1696108	1697693	1701030	1705571	1712618	1721519
10 - 14	1734429	1732771	1726332	1718619	1711913	1706467	1703334	1701051	1697284	1695141
15 - 19	1658780	1675876	1693494	1711478	1724930	1730536	1729681	1724015	1716908	1710637
20 - 24	1597001	1600441	1607580	1618095	1632864	1651007	1669876	1689213	1708574	1723079
25 - 29	1569015	1578782	1583252	1584661	1585269	1587535	1593106	1602305	1614471	1630521
30 - 34	1415315	1452484	1486969	1516319	1540586	1559003	1570560	1576828	1579716	1581538
35 - 39	1225508	1253580	1287263	1325997	1365997	1405067	1443382	1479043	1509381	1534506
40 - 44	1145098	1154550	1163150	1174573	1191239	1214157	1243055	1277554	1316905	1357435
45 - 49	1084700	1090422	1098666	1109135	1119896	1130917	1140969	1150253	1162210	1179349
50 - 54	1020532	1033146	1044195	1052558	1059600	1065604	1071904	1080757	1091639	1102781
55 - 59	930258	942712	954778	968179	981500	993802	1006870	1018531	1027394	1034969
60 - 64	810002	830728	850354	866861	880822	894090	906664	919126	932775	946410
65 - 69	680032	693388	708874	726268	744913	764333	784302	803333	819164	832835
70 - 74	582591	586869	592489	599684	608076	618257	631069	646039	662426	680063
75 - 79	491908	493248	493119	493534	494880	497472	501993	507922	514789	522867
80 - 84	347593	357725	366977	374740	380037	383241	385357	386698	387986	390198
85 +	289642	304245	318955	334344	348945	363592	380104	396785	411678	424977

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

Tabla 2. Continuación

Tabla 2. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, varones. Argentina 1997-2017		
Grupos de edad	2016	2017
Varones	21609839	21805548
0 - 4	1893125	1883874
5 - 9	1834026	1847291
10 - 14	1786017	1792767
15 - 19	1788727	1786066
20 - 24	1806262	1806179
25 - 29	1715194	1735999
30 - 34	1633449	1642295
35 - 39	1598322	1609061
40 - 44	1408003	1454557
45 - 49	1192645	1219990
50 - 54	1092433	1102478
55 - 59	992370	1000469
60 - 64	872973	887049
65 - 69	720576	732276
70 - 74	540941	556410
75 - 79	359009	366956
80 - 84	218041	220930
85 +	157726	160901

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

ANEXO C

Tabla 3. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, mujeres. Argentina 1997-2017

Grupos de edad	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Mujeres	18160095	18370068	18580526	18790029	18996365	19201353	19398466	19591795	19791348
0 - 4	1739986	1733624	1725977	1719357	1713982	1710624	1707815	1703495	1700796
5 - 9	1684787	1701892	1719239	1732075	1737116	1735510	1728921	1721001	1714077
10 - 14	1619861	1626493	1635877	1649083	1665350	1682155	1699391	1716767	1729538
15 - 19	1604254	1608810	1609715	1609292	1610004	1613282	1619632	1628909	1642222
20 - 24	1478267	1513262	1542692	1566637	1584319	1594132	1597714	1597728	1596638
25 - 29	1277342	1311497	1350520	1390604	1429522	1466905	1500804	1529129	1552106
30 - 34	1178670	1187412	1198897	1215593	1238436	1266673	1299941	1337989	1377181
35 - 39	1119384	1127228	1137342	1147835	1158606	1168062	1176301	1187151	1203236
40 - 44	1071355	1081699	1089235	1095488	1100689	1106117	1114039	1124059	1134461
45 - 49	992796	1004301	1017036	1029795	1041458	1053759	1064484	1072334	1079034
50 - 54	893401	913632	930483	944578	957764	970073	981999	995047	1008302
55 - 59	769824	785771	803753	823331	843850	865036	885282	902101	916562
60 - 64	690602	695773	702681	711298	722064	735726	751781	769637	789342
65 - 69	644341	642290	640734	640879	642801	646885	652544	659650	668790
70 - 74	549584	560802	569722	575875	579198	580071	579030	578194	579542
75 - 79	403408	415450	427542	439133	450647	462576	473074	481210	487724
80 - 84	261044	268494	276517	285379	295042	305796	316284	326400	336979
85 +	181189	191638	202564	213797	225517	237971	249430	260994	274818

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

Tabla 3. Continuación

Tabla 3. Continuación

Tabla 3. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, mujeres. Argentina 1997-2017									
Grupos de edad	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Mujeres	20190731	20387719	20588979	20791629	20996872	21209761	21426171	21641084	21854744
0 - 4	1704800	1708855	1715503	1724054	1734099	1746505	1761147	1775166	1785919
5 - 9	1704964	1702417	1698431	1696108	1697693	1701030	1705571	1712618	1721519
10 - 14	1732771	1726332	1718619	1711913	1706467	1703334	1701051	1697284	1695141
15 - 19	1675876	1693494	1711478	1724930	1730536	1729681	1724015	1716908	1710637
20 - 24	1600441	1607580	1618095	1632864	1651007	1669876	1689213	1708574	1723079
25 - 29	1578782	1583252	1584661	1585269	1587535	1593106	1602305	1614471	1630521
30 - 34	1452484	1486969	1516319	1540586	1559003	1570560	1576828	1579716	1581538
35 - 39	1253580	1287263	1325997	1365997	1405067	1443382	1479043	1509381	1534506
40 - 44	1154550	1163150	1174573	1191239	1214157	1243055	1277554	1316905	1357435
45 - 49	1090422	1098666	1109135	1119896	1130917	1140969	1150253	1162210	1179349
50 - 54	1033146	1044195	1052558	1059600	1065604	1071904	1080757	1091639	1102781
55 - 59	942712	954778	968179	981500	993802	1006870	1018531	1027394	1034969
60 - 64	830728	850354	866861	880822	894090	906664	919126	932775	946410
65 - 69	693388	708874	726268	744913	764333	784302	803333	819164	832835
70 - 74	586869	592489	599684	608076	618257	631069	646039	662426	680063
75 - 79	493248	493119	493534	494880	497472	501993	507922	514789	522867
80 - 84	357725	366977	374740	380037	383241	385357	386698	387986	390198
85 +	304245	318955	334344	348945	363592	380104	396785	411678	424977

Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022

Tabla 3 Continuación

Tabla 3. Estimaciones y proyecciones de población según sexo y grupos quinquenales de edad, mujeres. Argentina 1997-2017		
Grupos de edad	2016	2017
Mujeres	22058399	22249067
0 - 4	1790176	1783728
5 - 9	1731838	1744412
10 - 14	1696864	1700268
15 - 19	1705449	1702429
20 - 24	1729398	1728884
25 - 29	1649540	1668799
30 - 34	1584682	1590693
35 - 39	1553580	1565521
40 - 44	1396851	1435255
45 - 49	1202577	1231541
50 - 54	1114011	1124058
55 - 59	1041307	1047650
60 - 64	958835	971714
65 - 69	845659	857446
70 - 74	697894	715510
75 - 79	531906	542383
80 - 84	392694	395719
85 +	435138	443057
Fuente: Elaboración propia según datos CELADE. División de población de la CEPAL. Revisión 2022		