

# Mortalidad en áreas menores de la Región Pampeana (2009-2011): desafíos y estimaciones

Iván Williams;<sup>\*</sup>Nicolás Sacco;<sup>\*\*</sup>Bernardo L. Queiroz<sup>\*\*\*</sup>

Abril, 2020

## Resumen

Mientras aumenta la demanda sobre estimaciones epidemiológicas para áreas pequeñas, estudios recientes muestran una persistente brecha de desigualdad en la esperanza de vida al nacer en América Latina. En esta región, a menudo los datos en áreas pequeñas o bien no existen, son escasos o de muy mala calidad. Los patrones espaciales son esenciales para comprender la disparidad regional, también como una herramienta para la aplicación de planes de desarrollo y para la asignación de recursos. En base a la experiencia de recientes aplicaciones en la materia y de acuerdo con la información disponible, en este artículo estimamos la esperanza de vida al nacer en áreas pequeñas de la Región Pampeana de Argentina, durante el período 2009-2011. Previamente se realizó un análisis de calidad de la información, con algunas conclusiones costosas al alcance de los resultados: no se discriminó por sexo ni se consideraron áreas de calidad sospechosa. Se calculó la esperanza de vida al nacer en base a tres métodos de suavizamiento: un enfoque bayesiano, un método de tablas de vida relacional, y un enfoque indirecto. Los resultados permiten jerarquizar los departamentos al interior de las provincias según su esperanza de vida al nacer teniendo en cuenta sus intervalos de valores, y comparar la desigualdad intraprovincial entre provincias.

Palabras clave: mortalidad; áreas menores; Región Pampeana.

## Resumo

À medida que a demanda por estimativas epidemiológicas para pequenas áreas aumenta, estudos recentes mostram uma lacuna persistente na desigualdade na expectativa de vida ao nascer na América Latina. A escassez de dados geoespaciais desafia a aplicação de diferentes métodos para estudar esses diferenciais de saúde. Nesta região, os dados em pequenas áreas

---

<sup>\*</sup> Universidad Nacional de Buenos Aires, act.ivanwilliams@gmail.com

<sup>\*\*</sup> Penn State, nsacco@psu.edu

<sup>\*\*\*</sup> Cedeplar-UFMG, lanza@cedeplar.ufmg.br

costumam estar ausentes, escassos ou de muito baixa qualidade. Os padrões espaciais são essenciais para a compreensão dos resultados demográficos individuais relacionados às características do local, bem como uma ferramenta para implementar planos de desenvolvimento e alocação de recursos. Com base na experiência de novas aplicações e de acordo com as informações disponíveis, neste artigo, aplicamos e comparamos os resultados de três métodos diferentes para estimar os níveis de mortalidade em pequenas áreas na região de Pampeana, na Argentina, durante o período 2009-2011. Anteriormente, foi realizada uma análise da qualidade das informações, com algumas conclusões dispendiosas no escopo dos resultados: nenhuma discriminação de gênero ou áreas de qualidade suspeita foram consideradas. A expectativa de vida ao nascer foi calculada com base em três métodos de suavização: uma abordagem bayesiana, um método de tabelas de vida relacionais e uma abordagem indireta. Os resultados permitem que os departamentos das províncias sejam classificados de acordo com a expectativa de vida ao nascer, tendo em conta as suas gamas de valores e comparar a desigualdade intra-provincial entre as províncias.

Palavras-chave: mortalidade; áreas menores; Região de Pampeana.

## Abstract

As the demand for epidemiological estimates for small areas increases, recent studies show a persistent gap in inequality in life expectancy at birth in Latin America. The paucity of geospatial data challenges the application of different methods to study these health differentials. In this region, data in small areas is often either absent, scarce, or of very poor quality. Spatial patterns are essential for understanding individual demographic outcomes related to site characteristics, as well as a tool for implementing development plans and for resource allocation. Based on the experience of new applications and according to the available information, in this article we apply and compare the results of three different methods to estimate mortality levels in small areas in the Pampeana Region of Argentina, during the period 2009-2011. Previously, an information quality analysis was carried out, with some costly conclusions regarding the results: it was not discriminated by sex nor were areas of suspicious quality considered. Life expectancy at birth was calculated based on three smoothing methods: a Bayesian approach, a relational life tables method, and an indirect approach. The results allow the departments within the provinces to be ranked according to their life expectancy at birth, taking into account their ranges of values, and compare intra-provincial inequality between provinces.

Key words: mortality; subnational areas; Pampeana Region.

---

## Introducción

¿Subsisten disparidades de mortalidad entre las áreas pequeñas? Aunque los diferenciales socioeconómicos de mortalidad contribuyeron a mantener la hipótesis de la desigualdad per-

sistente en el riesgo de muerte durante y después de la transición epidemiológica, algunos autores esperan que los resultados de salud y sus disparidades se extingan a medida que se desarrolla el cambio demográfico gracias al avance de las políticas de salud pública y las mejoras en la calidad de vida (Borges 2017). Sin embargo, puntos de vista retrospectivos muestran que los diferenciales de mortalidad son persistentes y han aumentado con el tiempo, en muchos casos de acuerdo a la condición socioeconómica (Borges 2018). De todos modos, es útil tener en cuenta si estas disparidades continúan y/o surgen independientemente de escenarios iniciales auspiciosos.

La explicación teórica más persuasiva de estos temas argumenta que la relación entre mortalidad y posición socioeconómica se ha mantenido a lo largo del tiempo debido al acceso diferencial de clase social a la tecnología de la información y a la salud (Miech 2011). Esta hipótesis de causa-efecto condujo a importantes desarrollos de investigación y contribuciones teóricas. Sin embargo, identificar las relaciones basadas en estos patrones y sus resultados demográficos presenta un serio desafío en países donde hay pocas fuentes de datos disponibles. La investigación de la mortalidad implica intrincadas pautas de interacción sociales, demográficas y ambientales. Por esa razón, la demografía espacial surgió como una perspectiva significativa para responder a esa integración (Matthews S.A.; Parker 2013). En ese sentido, los patrones espaciales son esenciales para comprender los resultados demográficos individuales relacionados con las características de un lugar.

Dado que la planificación de una política de salud exitosa requiere mediciones desagregadas que reflejen razonablemente las variaciones regionales, esta falta de estimaciones confiables también tiene un impacto negativo en las políticas públicas (Fenelon 2013). Sobre estas cuestiones, aportes metodológicos recientes se han desarrollado para estimaciones de mortalidad en áreas pequeñas (Alexander, Zagheni, y Barbieri 2017; Assuncao et al. 2006; Schmertmann y Gonzaga 2018). En América Latina y el Caribe, la demanda de estimaciones epidemiológicas (y de mortalidad, específicamente) sobre heterogeneidad a nivel subnacional está creciendo, tanto como una herramienta para la aplicación de diferentes planes de desarrollo como para la asignación de recursos. En los últimos años, una serie de estudios tuvo como objetivo estimar la mortalidad a nivel local y producir análisis de tendencias y patrones dentro de los países de la región (Schmertmann y Gonzaga 2018; Lima y Queiroz 2014; Peralta 2019).

La pregunta por responder es qué dispersión se esconde detrás de los promedios provinciales, en el caso argentino. El problema principal para abordar esta problemática, es el de tratar con fenómenos con un pequeño número de experimentos, y en muchos casos desconocida cobertura. La experiencia en América Latina está liderada por Brasil, donde ya existe un desarrollo metodológico de avance sostenido (Usama Bilal 2019; Peralta 2019; C. P. Gonzaga Marcos R.; Schmertmann 2016; Lima y Queiroz 2014; Freire 2015). Bajo este contexto, este artículo tuvo como fin estimar el nivel de mortalidad para áreas menores de Argentina, en este caso, departamentos de la Región Pampeana, durante el período 2009-2011.

## **¿Por qué Argentina? ¿Por qué la región Pampeana?**

Argentina representa un claro ejemplo de un país con pocas fuentes de datos, pero también un caso muy interesante de la transición de la mortalidad (Sacco 2016). En comparación con

otros países latinoamericanos, el desarrollo socioeconómico temprano de Argentina, el alto grado de urbanización y la expansión de la educación formal influyeron en la reducción de la mortalidad que tuvo lugar antes que en la mayoría de los otros países de la región. Esto se dio sobre todo debido a mejoras en las condiciones de vida asociadas con el desarrollo socioeconómico, en lugar del avance del conocimiento y la tecnología médica para combatir las enfermedades infecciosas. Aunque tuvo lugar más rápidamente y comenzó desde niveles más altos, la caída de la mortalidad en Argentina puede, en ese sentido, compararse con el patrón seguido por los países desarrollados con mayor distancia que la mayoría del resto de América Latina (Sacco 2016, 2018; GERI 2018; Gragnolati 2015).

Se consideró la región Pampeana como área objetivo inicial, ya que es la región con mayor participación en total país (permitiendo que técnicas de suavizamiento se desarrollen con mayor confianza), y que se caracteriza por una importante heterogeneidad social, económica y demográfica (Otero 2012). Teniendo en cuenta la información disponible del último censo de población (2010), y las estadísticas de muerte del período, el recorte temporal remitió a la posibilidad de utilizar los datos más recientes. A su vez, son pocos los estudios enfocados en el análisis de mortalidad a nivel sub-nacional en Argentina. Algunos estudios abordaron la tendencia de mortalidad infantil (Torcida, Vega, y Velázquez 2008) y las comunas de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (Grushka 2013). Por ello, debido a la poca experiencia de estudios previos que estimen mortalidad *general* en áreas menores en Argentina, se decidió ensayar tres técnicas: una basada en la teoría bayesiana, la segunda basada en métodos relacionales de tablas de vida, pero agregando técnicas estadísticas de suavizado, y tercero, un enfoque demográfico indirecto. Antes de la estimación, se realizó un procedimiento de regionalización para aprovechar la similitud espacial entre áreas pequeñas, independientemente de su pertenencia político-administrativa. En este sentido, solo considerando la información de la tabla de vida, podría haber múltiples capas de análisis de desigualdad teniendo en cuenta distintos niveles espaciales o administrativos.

Lo que resta del artículo se divide de la siguiente forma: en la sección Datos se retoma un análisis inicial de calidad de datos, los problemas encontrados y las soluciones de corrección adoptadas.<sup>1</sup> Luego, en Metodología se repasan las tres metodologías de suavizamiento elegidas, redefiniendo a su vez áreas mayores por fuera de lo estrictamente administrativo, y se describen los procedimientos de construcción de las tablas de mortalidad. A continuación, en Resultados describimos brevemente la relación observada entre la heterogeneidad interna y el nivel de mortalidad a nivel de cada provincia seleccionada. Finalmente, se obtienen algunas conclusiones y se comentan líneas futuras de investigación en la materia.

## Datos

Utilizamos los datos administrativos del registro de defunciones del Departamento de Estadísticas e Información de Salud del Ministerio de Salud de la Nación (DEIS), unidad oficial del gobierno a cargo de la administración de conteos de defunciones, y las estimaciones de

---

<sup>1</sup>El material complementario, código y resultados se pueden encontrar en <https://github.com/nsacco/SubnMort>.

población elaboradas por el Instituto Nacional de Estadísticas y censo (INDEC) agencia gubernamental argentina responsable de la recopilación y el procesamiento de datos estadísticos, como los censos de población.

## Ajustes

Se utilizaron los microdatos de defunción para los años de registro 2009, 2010 y 2011 provistos por el Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación, y se consideraron los límites de la Región Pampeana de acuerdo con la definición estadística del INDEC.

El porcentaje de edad desconocida fue 0.33 %, y sexo desconocido 1.01 %. Clasificando los eventos según provincia de residencia, la información desconocida de departamento por provincia se clasificó en el Cuadro 2 (ver Anexo), siendo Ciudad Autónoma de Buenos Aires la provincia en peor posición. De estas defunciones sin departamento de residencia conocido, el 71 % se debe a muertes que ocurrieron en departamentos adyacentes o muy cercanos a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA), en el Gran Buenos Aires (aglomerado en la provincia de Buenos Aires que es vecino de CABA): Tres de Febrero (20 %), Vicente López (15 %), La Matanza (12 %), Avellaneda (7 %), Lanús (5 %), Morón (5 %), San Isidro (4 %) y Gral. San Martín (3 %)².

Además, debido al cambio en la definición de las unidades administrativas en CABA, a partir de 2011 en la base de datos no es posible matchear los tres años de riesgo que aquí se consideran; por ambas razones se decidió dejar de lado esta jurisdicción, la jurisdicción capital del país y de liderazgo económico. El registro tardío en todo el país fue de 1.05 %, y dado que la compensación no es uniforme entre años y áreas pequeñas, se decidió procesar la base de datos y tomar los registros por año de ocurrencia (ver Cuadro 4 en el Anexo).

Los datos desconocidos en áreas pequeñas son un problema importante, tal como se observa en Cuadro 3 (ver Anexo). Teniendo en cuenta solo las provincias pampeanas, Buenos Aires poseía los departamentos con el mayor porcentaje de edad y sexo desconocidos, con valores más elevados en sexo, siendo el líder el departamento General Pueyrredón con 7.3 %. Debido a ello, adicionalmente no se realizó una desagregación por sexo. Las categorías desconocidas (en variables edad, provincia de residencia y departamento de residencia) se distribuyeron proporcionalmente.

Para la población expuesta al riesgo en cada departamento se utilizó la población total estimada por el INDEC a mediados de año en 2010, y se aplicó la estructura observada en el censo 2010 (INDEC 2015). Luego, en lugar de promediar los tres años de riesgo, se tuvo en cuenta los años-persona en que las personas hubiesen vivido en el período de tres años entre 2009 y 2011 y la fecha censal, siguiendo la propuesta de Gonzaga y Schmertmann (2016). Este procedimiento permitió, primero, suavizar un poco la mala declaración de edad, que podría aportar un mayor sesgo para la comparación de tasas cuando el recuento de muertes no sigue este patrón por edad; y segundo permitió aprovechar las correcciones de omisión

---

<sup>2</sup>Camisa (1964) notó este sesgo hace muchos años: 10 % de los nacimientos y muertes durante el período 1946-1948.

hechas por INDEC en el total<sup>3</sup>. Para eso se asumió una distribución uniforme de la fecha de nacimiento dentro del año y la población cerrada. Se utilizó una función de sobrevivencia única para todos los distritos, aplicando las mismas tablas de vida estándar que Gonzaga y Schmertmann (2016) (una media representativa de la Base de Datos de Human Mortality Database en años posteriores a 1969) pero en nuestro caso ponderada por un índice de masculinidad de 1.04 al nacer, para obtener ambos sexos<sup>4</sup>. El Cuadro 1 muestra ejemplos de los ajustes realizados.

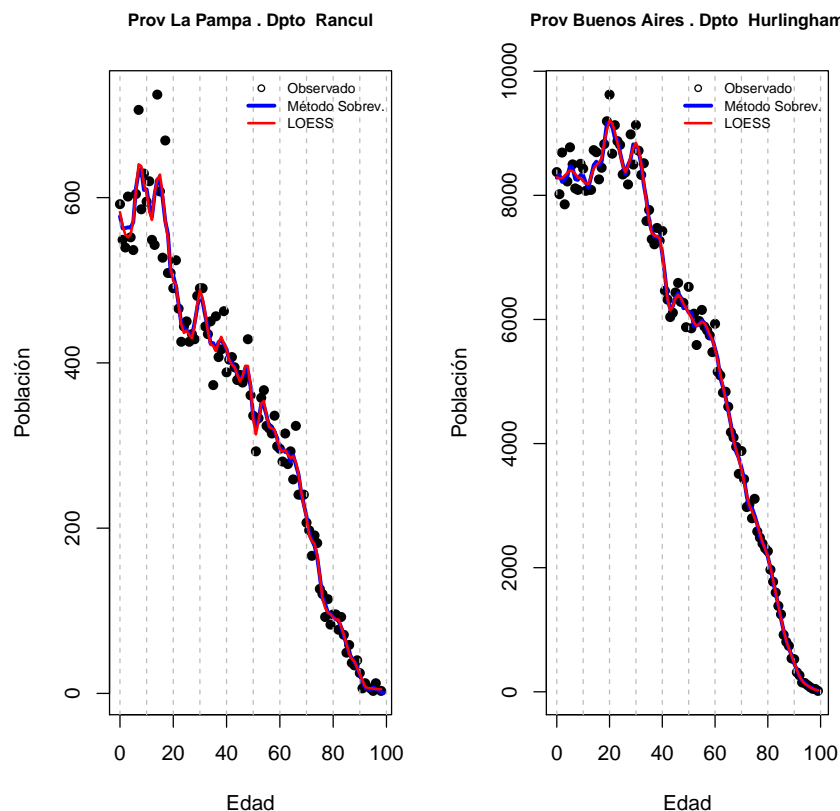


Figura 1: Ajuste de exposición 2008-2010. Dos casos. Fuente: elaboración propia en base a INDEC (2013)

## Chequeos de consistencia

Se conocen diversas propuestas metodológicas para abordar el problema de cobertura de muertes en áreas menores, dependiendo de la información auxiliar con que se cuente (Preston et al. 1980; Bennett y Horiuchi 1984; Schmertmann y Gonzaga 2018; Alexander, Zagheni, y

<sup>3</sup>No está claro la metodología aplicada para la población ajustada a mitad de año en los departamentos, y si tiene en cuenta una corrección de “residencia” (INDEC 2015)

<sup>4</sup>Se puede lograr una suavización similar, pero con menos interpretación demográfica, con una regresión local (procedimiento *loess* en el software R) de 3 veces el recuento censal de población (James et al. 2014))

Barbieri 2017). La utilización de métodos demográficos indirectos de evaluación de cobertura son de difícil aplicación en una población pequeña muy influenciada por la migración interna. Con el objetivo de visualizar posibles problemas de datos en los departamentos, se realizaron dos ejercicios.

Primero, se utilizó el método de Brass y Coale (Moultrie et al. 2013) para la estimación indirecta de la mortalidad infantil y se mapeó con la esperanza de vida al nacer ( $q_0$ ) a partir de los datos de muerte, descritos en la sección previa. Se trata de un método poco preciso para poblaciones pequeñas, pero puede dar una idea sobre los problemas en las áreas mayores (problemas relativos al numerador o denominador). En la Figura 2 observamos los puntos no ponderados y ponderados poblacionalmente, con el fin de otorgar mayor relevancia a la consistencia en las áreas más pobladas, responsables del posible sesgo de suavizamiento en los procedimientos metodológicos, que serán descritos en la siguiente sección. Utilizando la edad promedio de la madre al nacimiento durante 2010 para cada provincia y la familia de tablas de la Organización de Naciones Unidas (ONU) para América Latina, de acuerdo a lo observado en la Figura 2 concluimos que no hay un sesgo claro en las áreas más mayores.

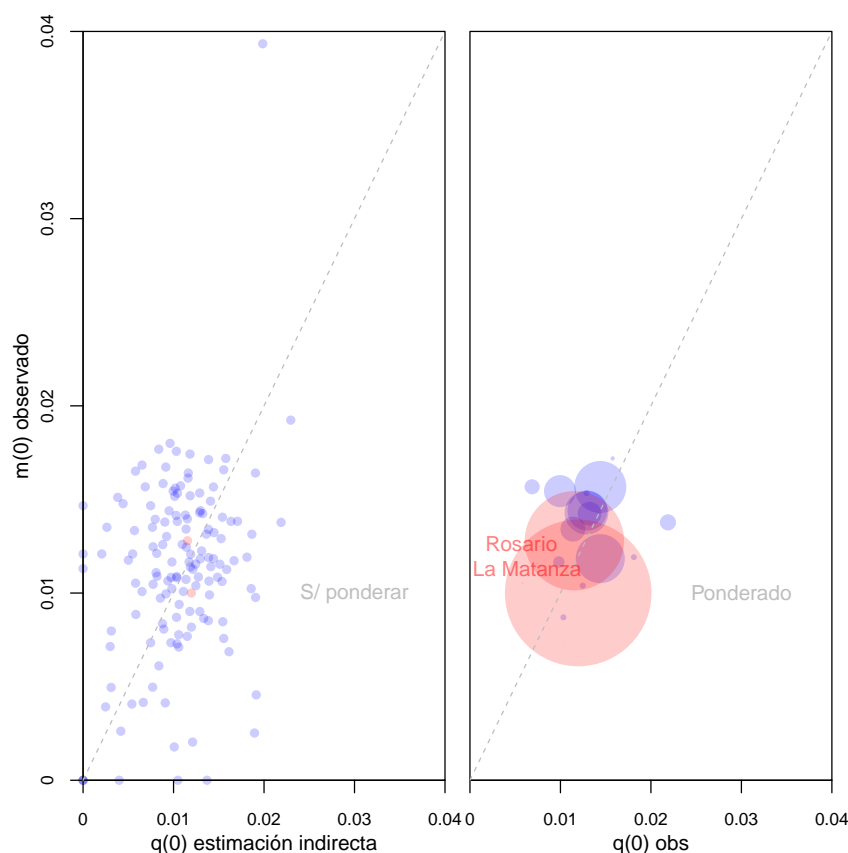


Figura 2: Estimación indirecta de  $q(0)$  y tasa de mortalidad  $m(0)$  observada. Departamentos de la región Pampeana (excepto CABA). Fuente: elaboración propia en base a Censo y estadísticas vitales.

En segundo lugar, se mapeó cada departamento respecto al indicador censal de pobreza NBI

(Necesidades Básicas Insatisfechas) elaborado por el INDEC y la tasa de mortalidad general estandarizada a partir de la estructura por edad regional, buscando una relación esperada (Kaztman 1995; Preston 1975; Grushka 2013). En el Cuadro 3 se muestran el NBI4 y el NBI5, que miden el porcentaje de hogares con niños en estado de inasistencia escolar y hogares con problemas de subsistencia (hogares con cuatro o más personas por miembro ocupado y que tienen un jefe que no ha completado el tercer grado de escolaridad primaria) (Kaztman 1995). En color se destaca el departamento más grande de la Región Pampeana, La Matanza (que contiene al 10.7 % de la provincia de Buenos Aires). Este departamento tiene una de las tasas de mortalidad estandarizadas más bajas, pero un índice de pobreza similar (NBI4) o mayor (NBI5) al de los demás. Si bien su desempeño en los índices de pobreza NBI1 (vivienda inconveniente), NBI2 (carencias sanitarias) y NBI3 (hacinamiento) no es reportado de manera tan marcada lo señalado, se decidió dejarlo fuera de este artículo, debido principalmente a cuestiones metodológicas ya que las áreas con mayor densidad poblacional son de extrema relevancia a la hora de suavizar las menores y esto podría sesgar los resultados si es que específicamente La Matanza tiene un problema.<sup>5</sup>

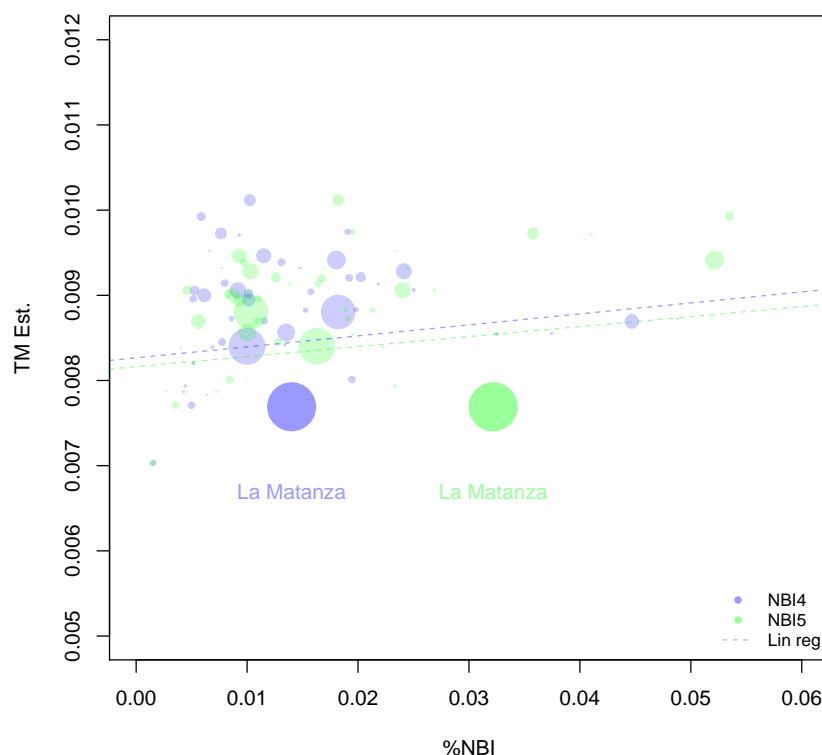


Figura 3: Tasa Estandarizada de mortalidad y NBI. Departamentos de Región Pampeana. Fuente: elaboración propia en base a censo y estadísticas Vitales

<sup>5</sup>INDEC advierte sobre los recuentos de población por departamento en el Censo 2010, donde Buenos Aires fue una de las provincias con dificultades (<https://bit.ly/2R7svfX>, visitado el 10/1/2020)



Se realizó un chequeo adicional de  $e_0$  para cada provincia (excepto Buenos Aires<sup>6</sup> debido a la no comparabilidad) a partir de los insumos anteriores y la estimación oficial (INDEC 2013). Los resultados dan una diferencia relativa (%) de 0,002, 0.39, 0.3, 0.98, 0.34 para las provincias de Córdoba, Entre Ríos, La Pampa y Santa Fé. Por ende, consideramos aceptable nuestra aproximación dado el año de distancia en la referencia temporal y ya que no hemos realizado ajustes de cobertura en la defunciones, aspecto que pudo haber sido realizado en las cifras oficiales (Cuadro 5, del Anexo).

## Metodología

Debido a la relativa poca experiencia de estudios previos que estimen mortalidad *general* en áreas menores en Argentina, se decidió aplicar tres técnicas: una basada en la teoría bayesiana, la segunda basada en métodos relacionales de tablas de vida, pero adicionando técnicas estadísticas de suavizamiento, y tercero una técnica indirecta. Antes de la estimación, se realizó un procedimiento de regionalización para aprovechar la similitud espacial entre áreas pequeñas, independientemente de su pertenencia político-administrativa.

## Regionalización

La definición de una región o cluster debe explorar la similitud interna entre áreas pequeñas para poder suponer que su mortalidad es la realización de un proceso estocástico mayor. La similitud en los patrones de mortalidad suele abordarse por pertenecer a la misma provincia, donde la “distancia” entre jurisdicciones no se mide por la distancia geográfica o los atributos socioeconómicos (Longford 2005).

Para ello, retomamos el enfoque propuesto por Assuncao et al. (2006), que definió áreas mayores internamente homogéneas y con condición de contigüidad en el espacio. Primero se realizó un gráfico de conectividad entre los centroides y luego se calculó el *costo* entre ellos (distancia euclidiana en nuestro caso). Luego, un procedimiento de iteración estimó el árbol de expansión mínimo, que es el árbol conectado con un costo mínimo, medido como la suma de las diferencias en todos los bordes. Finalmente, se realizó un procedimiento de partición cortando el borde que minimiza la varianza dentro de los dos grupos resultantes. Debido a que probar todas las combinaciones posibles en cada partición es un problema computacional, los autores propusieron un enfoque heurístico. Una sobreclusterización aumentaría la homogeneidad pero también aumentaría la varianza en las unidades más pequeñas debido a que no hay suficientes casos. Esa es la razón para establecer umbrales mínimos de población o áreas menores resultantes en cada pareja mayor, siendo de veinte departamentos el elegido en este caso.

Como insumos para el procedimiento de regionalización, utilizamos los archivos *shape* del INDEC disponibles en línea y el índice de NBI del censo, ambos por departamento<sup>7</sup>. Se

---

<sup>6</sup>A partir de lo que resta del artículo, se considera a la provincia de Buenos Aires sin La Matanza.

<sup>7</sup><https://bit.ly/2sVpK9u>, visitado el 10/01/2020.

re-escaló el índice a unidades de desviación estándar y aplicó la metodología comentada anteriormente, implementada en el paquete *spdep*, mediante la función *skater* (Bivand 2019). El resultado puede verse en Cuadro 6 (del Anexo) y Cuadro 4.

Con esta segmentación en siete regiones se obtuvo un aumento de 14 % en la varianza entre grupos y una disminución no tan importante de 1 % en la varianza promedio dentro los grupos. La nueva fragmentación permitió contar con grupos más dispares y con algo menos de variación relativa interna.

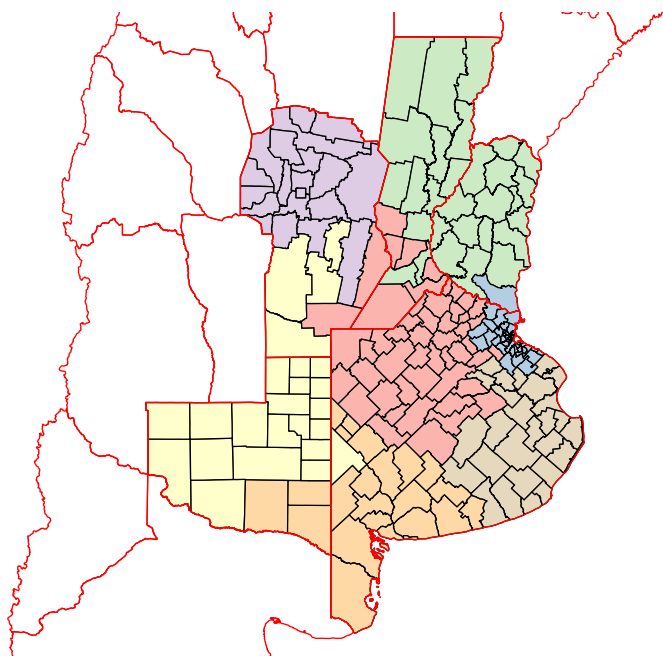


Figura 4: Regionalización de departamentos. Fuente: elaboración propia en base a Censo y Estadísticas Vitales

## Métodos de estimación

Aunque Argentina generalmente se clasifica como un país con buenas estadísticas estadísticas vitales (Jaspers y Orellana 1994; Luy 2010), se conoce que hay un porcentaje desigual de muertes infantiles no registradas por provincia (DEIS 2016). En este sentido, dado que la fuente de datos es un registro, y pensando en la estimación de las tasas de mortalidad por edad, se podría concluir que no habría varianza, y que el sesgo (ambos componentes del error cuadrado medio de un estimador) vendría dado por el patrón de casos omitidos en cada jurisdicción. Como se mencionó anteriormente, este segundo componente del error no

se abordará en este trabajo debido a que no hay información sobre su distribución por áreas pequeñas. Con respecto al primero, pese a lo mencionado, existen fenómenos con un pequeño número de “experimentos” (pocos expuestos en nuestro caso), que tienen una mayor variación en sus estimaciones, por lo que requiere un tratamiento especial para reflejar el riesgo de mortalidad subyacente (Brillinger 1986). Para lograrlo, utilizamos tres métodos diferentes, los cuales se diferencian en la forma en que las áreas menores *toman prestada* información del área mayor que las contiene.

El método empírico bayesiano mejora la eficiencia estadística de los estimadores de las tasas de mortalidad por edad, disminuyendo la varianza en los casos de jurisdicciones pequeñas (Efron y Morris (1972); Marshall (1991); Longford (2005); Assunção et al. (2005)). La idea es que, suponiendo que las diferentes observaciones de cada área procedan de una distribución *a priori* común, cada estimación se puede mejorar utilizando la información de las otras. La distribución *a priori* corresponde a la distribución conjunta del vector de tasas de mortalidad por edad del área mayor. Luego, a través del comportamiento observado en cada área menor, se produce el ajuste bayesiano de la distribución de mortalidad *a posteriori*. La característica de “empírico” radica en que las distribuciones de los parámetros del área mayor se estiman también a partir de los datos observados, en este caso por el método de los momentos.

Veamos primero el caso univariable. Considerando un grupo de edad de cinco años, ya sea en un área  $i$ , se supone que la distribución de muertes  $d$  es un proceso de Poisson, con una media esperada de  $E(d_{x,4}^i | m_{x,4}^i) = N_{x,4}^i m_{x,4}^i$ , siendo  $N$  las exposiciones y  $m$  la tasa de mortalidad.

Primero se considera a  $\hat{m}_{x,4}^i = D_{x,4}^i / N_{x,4}^i$  como el estimador de máxima probabilidad de la tasa  $m_{x,4}^i$  en el área  $i$ , que son *iid* generados a partir de  $m_{x,4}$ . La esperanza condicionada de  $\hat{m}_{x,4}^i$  es  $E_m(E(\hat{m}_{x,4}^i) / m_{x,4}^i) = E_m(m_{x,4}^i) = m_{x,4}$  (tasa de área grande) y la varianza condicionada  $V(\hat{m}_{x,4}^i / m_{x,4}^i) = \frac{m_{x,4}^i}{N_{x,4}^i}$ .

La varianza total del estimador se puede expresar como la suma de la varianza de las medias de  $i$ 's y la esperanza de las varianzas de  $i$ 's:  $V_m(E(\hat{m}_{x,4}^i / m_{x,4}^i)) + E_m(V(\hat{m}_{x,4}^i / m_{x,4}^i)) = V_m(\hat{m}_{x,4}^i) + E_m(\frac{\hat{m}_{x,4}^i}{N_{x,4}^i}) = V_m(m_{x,4}^i) + \frac{m_{x,4}^i}{N_{x,4}^i}$ . Eso está relacionado con la relación jerárquica entre el hiperparámetro ( $m_{x,4}$ ), los parámetros ( $m_{x,4}^i$ ) y sus estimadores  $\hat{m}_{x,4}^i$ .

El estimador lineal bayesiano  $\check{m}_{x,4}^i$  que minimiza el error cuadrático medio de  $m_{x,4}^i$  (e indicadores que son funciones lineales de esto) está dado por la siguiente fórmula, de acuerdo a (1983):

$$\check{m}_{x,4}^i = \hat{m}_{x,4}^i + S_{x,4}^i (\bar{m}_{x,4}^i - \hat{m}_{x,4}^i)$$

Nuevamente, es empírico porque  $m_{x,4}$  se estima por método de momentos con  $\bar{m}_{x,4}$ , la media ponderada de áreas pequeñas. El factor de “contracción”  $S_{x,4}^i$  (“shrinkage” en la bibliografía) es la relación entre la expectativa de la varianza estimada en el área pequeña  $i$  y la varianza no condicionada del estimador, que es:

$$S_{x,4}^i = \frac{V_m(m_{x,4}^i)}{V_m(m_{x,4}^i) + \frac{m_{x,4}^i}{N_{x,4}^i}}$$

Visto de otra manera, esta fórmula representa la relación entre la varianza del área más pequeña con respecto a la suma de la varianza total (del área más pequeña y más grande), en sintonía con un análisis de la varianza clásica entre grupos (ANOVA). Siguiendo este razonamiento, en un contexto de extrema homogeneidad, un área menor muy pequeña podría caracterizarse a partir de la estimación del área más grande ( $S_{x,4}^i \cong 1$ ). Por otro lado, las áreas de alto peso poblacional tomarán valores cercanos a los observados ( $S_{x,4}^i \cong 0$ ). En el medio de estos extremos, la función combina linealmente la estimación del área grande con respecto al área más pequeña incluida.

Longford (1999) extendió esta idea a vectores de variables aleatorias (“contracción multivariada”), estimando  $S_{x,4}^i$  de manera de aprovechar la correlación entre subpoblaciones. En nuestro caso, si la tasa de mortalidad del grupo de edad entre  $x$  y  $x + 4$  del área  $i$  es mayor que el área  $j$ , una correlación alta implicaría que en edades contiguas ocurriría lo mismo con mayor probabilidad. Si la covarianza fuera nula, este enfoque sería equivalente al caso univariante descrito anteriormente. Los cálculos realizados en este trabajo se realizaron para edades de 0, 1-4 y quinquenales hasta el grupo de edad abierta 80. El desarrollo se realizó siguiendo el enfoque mostrado en Assunção et al. (2005), que estimó los parámetros por el método de momentos para las tasas de fecundidad en Brasil.

El otro método aplicado se basó en un modelo de mortalidad relacional llamado TOPALS (Tool for Projecting Age-Specific rates using Linear Splines) (Beer (2011)), que utiliza un método spline lineal para describir los ratios entre las probabilidades de muerte por edad de una población dada y un patrón. Una ventaja contra el enfoque logit clásico de Brass es que TOPALS es menos sensible al elegir el estándar. Gonzaga y Schmertmann (2016) incluyeron esta idea en una regresión de Poisson en las tasas de mortalidad por edad simple, permitiendo intervalos de confianza para los resultados que tienen en cuenta la varianza por razones de baja exposición.

Específicamente, el vector de tasas de mortalidad en el área pequeña  $m^i(\alpha) = m^* * \exp^{\alpha B_x}$  es una función de los “nodos” spline  $\alpha$ , que son las edades en las que se evaluará el desvío respecto al patrón estándar, siendo  $m^*$  el vector de tasa de mortalidad estándar, y  $B_x$  es la matriz B-spline que multiplicada por  $\alpha$  brinda el desplazamiento lineal entre el logaritmo de ambas tasas.

La idea es suponer que  $D_x \sim Poi(m_x N_x)$  en cada área pequeña, construir la función de probabilidad usando las muertes y exposiciones observadas  $\log(L(m_x N_x | D_x)) = \sum_{\forall x} [-m_x N_x + D_x \ln(m_x) + D_x \ln(N_x) - \ln(D_x!)]$ , pero expresando eso en función del parámetro  $\alpha$ , agregando una penalización por distancia desde el estándar y suavizando entre edades adyacentes. Se colocan nodos en edades más determinantes en el perfil de mortalidad, para luego minimizar el log-likelihood:  $Q(\alpha) = \sum_{\forall x} [-m(\alpha)_x N_x + D_x \ln(m(\alpha)_x)] - \sum_{k=0}^5 (\alpha_k - \alpha_{k+1})^2$ .

El método empírico bayesiano es particularmente apropiado en casos con pequeñas pocas casos locales, variaciones regionales significativas, altas correlaciones entre los componentes y relaciones espaciales conocidas (Assunção et al. 2005). En el caso de la regresión TOPALS, la aplicación es más una técnica de suavización que un modelo de variabilidad espacial, por lo que se necesitan menos supuestos sobre las relaciones entre áreas.

Finalmente, como método básico, se aplicará el método de estandarización indirecta, quizás uno de los primeros enfoques para este problema (Arriaga 2011). Se basa en cambiar solo el nivel del área principal para replicar las muertes observadas del área menor que se está estimando. Podría catalogarse como el más restrictivo de los modelos relacionales, aquel en el que no se tiene en cuenta ninguna información sobre la forma de la mortalidad por edad del área menor.

## Resultados

Las estimaciones se calcularon para grupos quinquenales de edad (excepto el primer grupo, separado en 0 y 1-4) con 90 y más como grupo abierto final, en todos los departamentos de la Región Pampeana (excepto La Matanza y aquellos en CABA, por motivos ya expuestos). El método TOPALS fue pensado para ser aplicado en edades simples, pero en este caso debido a que no se corrigió la omisión en áreas pequeñas y con motivo de ser comparable con los demás métodos, se aplicó a edades quinquenales tomando nodos en los grupos 0, 5-9, 20-24, 40-44 y 60-64. En el Cuadro 5 se muestran cuatro ejemplos de ajuste.

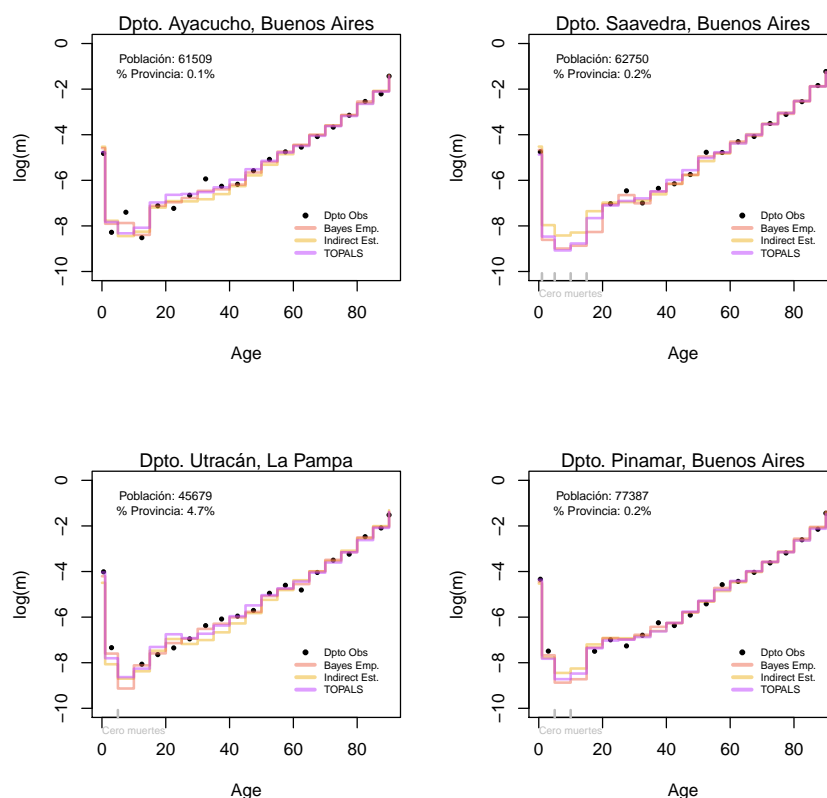


Figura 5: Estimación de la mortalidad por grupos de edad en departamentos de la Región Pampeana, según método. Cuatro Casos. Fuente: elaboración propia en base a censo y estadísticas vitales.

Tomaremos  $e_0$  debido a que es la medida resumen más aceptada para comparar el nivel de mortalidad entre poblaciones a un momento determinado, y con fines conservadores debido a que el efecto de posibles problemas en edades adultas mayores (con mayor variabilidad en áreas pequeñas debido a su tamaño) tienen poco efecto en las estimaciones sobre  $e_0$  en poblaciones donde la mortalidad infantil y juvenil puedan tener un peso relevante en el indicador (Wrycza y Baudisch 2012).

Por un lado, la correlación entre los métodos es clara: existe una gran similitud entre TOPALS y la estimación indirecta (0.97), pero menor en Bayes Empírico contra la estimación indirecta (0.84) y TOPALS (0.88) (Cuadro 9). Las principales diferencias se deben a que el método bayesiano tiende a tomar *siempre* alguna información sobre el patrón de edad, suponiendo una correlación entre edades contiguas dado el comportamiento global del área mayor. En los dos restantes métodos, el patrón estándar es de mayor fuerza gravitatoria. Los departamentos donde se reportan las mayores diferencias son aquellos con pocas celdas distintas de cero (ver Cuadro 6 en el Anexo).

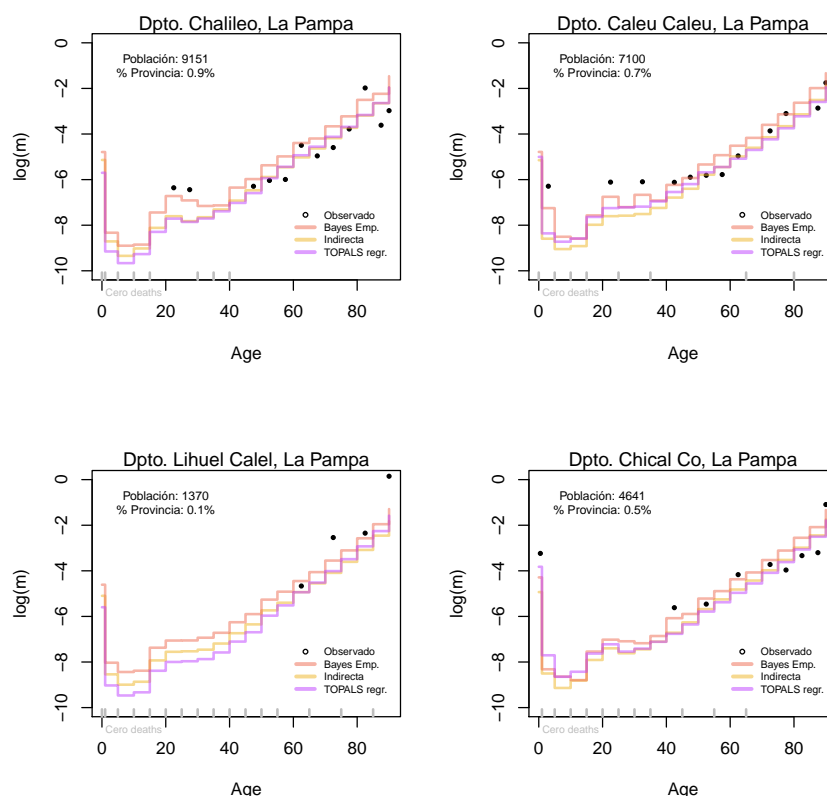


Figura 6: Estimaciones de mortalidad de los departamentos con mayores diferencias entre métodos. Fuente: elaboración propia

Por otro lado, se siguió el procedimiento empleado por Gonzaga y Schmertmann (2016), relacionando las defunciones del área mayor con las obtenidas mediante la agregación de las estimaciones para las áreas menores, en nuestro caso las siete regiones (Cuadro 10, del

Cuadro 1: Resumen de estimaciones por provincia. Esperanza de vida al nacer. Región Pampeana. Años 2009-2011

Provincia	Promedio	n	Varianza	Rango
Buenos Aires	75.7	134	1.4	6.3
Córdoba	76.1	27	0.6	3.5
Entre Ríos	75.1	18	0.5	2.2
La Pampa	76.9	23	0.4	2.7
Santa Fé	75.4	20	1.1	3.4

<sup>a</sup> El promedio y varianza no estan ponderados por población.

<sup>b</sup> Buenos Aires no incluye La Matanza.

<sup>c</sup> Fuente: elaboración propia en base a censo y estadísticas vitales.

Anexo). Si bien los promedios de diferencias relativas son 0.3 %, 0.3 %, -0.1 % para los métodos Indirecto, Bayesiano y TOPALS, se destaca mayor variabilidad en el segundo y tercero (especialmente en las regiones 5 y 6, siempre menor al 6 % en primeras edades), y un patrón singular en el primero que sugiere un sesgo específico en algunos grupos (diferencia positivas y negativas cruzando el eje x en edades alrededor de 60, en regiones 1, 3 y 7).

En el Cuadro 7 se consideraron los resultados del método de bayesiano debido a presentar un escenario más conservador en el rango de estimaciones (futuras líneas de investigación deberían utilizar técnicas de simulación para llegar a conclusiones más sólidas, como se menciona al final del trabajo). Para tener en cuenta la aleatoriedad, se realizó un proceso bootstrap de los recuentos de muertes a partir de una distribución de Poisson en cada grupo etario. Esto permitió contar con percentiles de las funciones de la tabla de vida y específicamente de la esperanza de vida al nacer (ver Cuadro 7 y tabla 6, donde se muestran las estimaciones en el intervalo de 95 %).

Puede verse que el ancho del intervalo se encuentra relacionado con el peso poblacional. Considerando esto, en el caso de Córdoba podemos decir que mientras Calamuchita poseía un promedio de años de vida al nacer de entre 77 y 78.3, Sobremonte poseía un promedio entre 73 y 75, con dos años de diferencia considerando los límites inferiores y superiores respectivamente. Futuros trabajos que relacionen ecológicamente estas medidas pueden potenciar el análisis socio-económico de las jerarquías halladas.

Los resultados a su vez indican que la provincia de Buenos Aires fue la de mayor dispersión medida por el rango (distancia entre máximo y mínimo) y la varianza de los promedios (no ponderada poblacionalmente), como por el coeficiente de variación. Luego se ubica Santa Fé con un rango de 3.4, similar a Córdoba, pero con una varianza mayor para un promedio menor.





## La provincia de Buenos Aires

¿Qué nos permiten decir las estimaciones? Buenos Aires es la provincia más poblada de Argentina, conteniendo 135 áreas administrativas. En la tabla previa 1 se mostró su gran heterogeneidad (considerando 134 departamentos), con un rango estimado de esperanza de vida al nacer de más de 6 años. La provincia se puede dividir entre el área del Gran Buenos Aires compuesta por 24 departamentos (área urbana que rodea a CABA) y el resto de la superficie, con características muy disímiles. Para inspeccionar un poco el significado de los resultados, en el Cuadro 8 describimos tres jurisdicciones con exposición significativa y ubicadas a lo largo de la distribución: San Isidro, General Pueyrredón y Moreno.

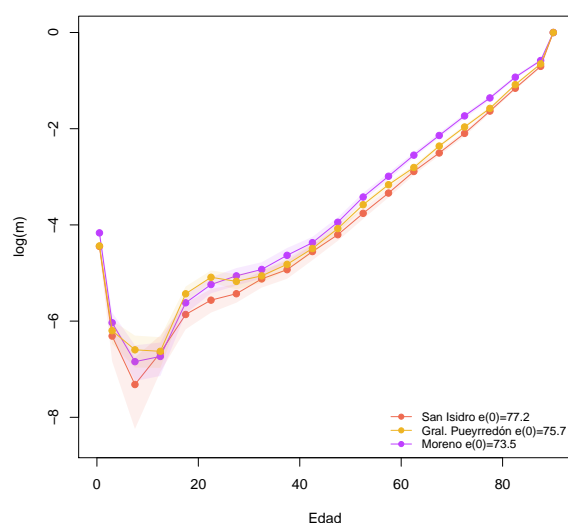


Figura 8: Tasas de mortalidad según áreas seleccionadas de la Provincia de Buenos Aires. Fuente: elaboración propia

Si comparamos la mediana de las tasas por edad, Moreno presenta una mayor mortalidad infantil pero también un mayor riesgo en adultos mayores. *A priori*, no hay ninguna razón para creer en una exposición con omisión diferencial en mayores de 40 años de edad, por lo que probablemente este sea un patrón de mortalidad a tener en cuenta. En el caso de San Isidro, con la mayor esperanza de vida al nacer de este grupo, presentó la curva más baja en el rango de edad típico de causas externas. Finalmente, Gral. Pueyrredón tuvo la peor posición en el rango de edad de 5 a 25 años, edades con un porcentaje importante de mortalidad por causas prevenibles. En términos estadísticos, dado el modelo empleado, los rangos de edad donde se pueden ensayar comparaciones jerárquicas entre las tres jurisdicciones tomadas son aquellos donde los polígonos no se solapan: infantil y adulta mayor a 45 años, y 15-24 entre San Isidro y Gral. Pueyrredón.

## Limitaciones y Trabajo futuro

Una de las limitaciones de esta propuesta es que se desconoce el nivel de cobertura de las áreas menores. Se realizó un análisis de datos desconocidos en el registro de defunciones y algunas comprobaciones visuales sobre la consistencia entre un indicador censal socioeconómico (NBI) y estimaciones indirectas de mortalidad infantil con el fin de detectar posibles anomalías, pero solo enfocándose en los departamentos de gran volumen debido a las propiedades estadísticas de los métodos. El costo fue grande: se dejó fuera de la estimación al departamento más grande del país y a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, y no se desagregó por sexo el ejercicio. Correcciones sobre los datos deben realizarse a partir de información externa si se deciden incorporar en futuras investigaciones que apliquen al período considerado.

En investigaciones ulteriores, otros análisis serán necesarios. Por un lado, para realizar una comparación metodológica robusta podrían simularse perfiles de mortalidad según tablas modelo, en diferentes escalas y patrones de omisión, incorporando otros desarrollos recientes al análisis (por ejemplo Alexander (2017)). Por otro lado, el censo de población próximo (ronda 2020) permitirá realizar este ejercicio dando pautas para apoyar o no la hipótesis de convergencia señalada en la introducción.

## Conclusiones

Los antecedentes de estimación en áreas pequeñas son escasos en Argentina. Decidimos comenzar con la Región Pampeana debido a su participación poblacional del país. Aplicamos tres métodos para estimar la estructura y el nivel de mortalidad, y realizamos verificaciones de consistencia previas para descartar grandes problemas. Las principales diferencias entre los métodos se deben a que el método bayesiano empírico tiende a tomar siempre alguna información sobre el patrón de edad del área menor, pero a su vez con un poco de menor consistencia en lo agregado. Se ensayó un análisis comparativo para el caso de Buenos Aires, caracterizando tres departamentos y cuantificando diferentes perfiles de mortalidad, aunque con reparos estadísticos.

En la búsqueda de información sobre heterogeneidad intraprovincial en la mortalidad hay decisiones que tomar en el numerador y denominador de las tasas por edad. Hay un límite en lo que podemos concluir, pero resulta necesario remarcar cuestiones relativas a aquellas áreas en desventaja. Este puede ser un punto de partida para dar prioridades en el diseño de políticas de salud a nivel local y dar pie a futuras investigaciones que aporten tanto sobre la calidad de datos como en los aspectos metodológicos de áreas menores.

## Anexo

Cuadro 2: Provincias según Departamento de residencia desconocido. Región Pampeana. Años 2009-2011

Provincia	Desconocido %
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	8.6
Buenos Aires	0.9
Catamarca	0.7
Córdoba	0.3
Corrientes	1.0
Chaco	0.8
Chubut	1.5
Entre Ríos	0.7
Formosa	0.9
Jujuy	3.1
La Pampa	1.6
La Rioja	0.7
Mendoza	0.4
Misiones	0.8
Neuquén	0.7
Río Negro	1.7
Salta	0.6
San Juan	0.7
San Luis	1.4
Santa Cruz	2.4
Santa Fe	0.4
Santiago del Estero	1.2
Tucumán	1.7
Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur	2.5

<sup>a</sup> Fuente: elaboración propia

Cuadro 3: Departamentos con mayor porcentaje de información desconocida en sexo y edad. Región Pampeana. Años 2009-2011

Provincia	Departamento	% Edad	Provincia	Departamento	% Sexo
Buenos Aires	General Alvear	2.2	Buenos Aires	General Pueyrredón	7.3
Buenos Aires	Leandro N. Alem	1.9	Buenos Aires	Vicente López	5.6
Buenos Aires	General La Madrid	1.8	Buenos Aires	Quilmes	3.8
Buenos Aires	General Pinto	1.6	Buenos Aires	Coronel Dorrego	3.7
Buenos Aires	Las Flores	1.6	Buenos Aires	Ituzaingó	3.1
Buenos Aires	Maipú	1.6	Buenos Aires	San Andrés de Giles	2.5
Buenos Aires	Florentino Ameghino	1.4	Buenos Aires	Bahía Blanca	2.4
Buenos Aires	Salliqueló	1.4	Buenos Aires	General San Martín	2.3
Buenos Aires	Castelli	1.2	Buenos Aires	San Miguel	2.2
Buenos Aires	Pellegrini	1.2	Buenos Aires	La Plata	2.1

<sup>a</sup> Fuente: elaboración propia

Cuadro 4: Distribución de defunciones registradas y ocurridas. Región Pampeana. Años 2009-2011

	Año de ocurrencia					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
2009	0.94	99.06	0.00	0.00	0.00	0.00
2010	0.00	0.79	99.21	0.00	0.00	0.00
2011	0.00	0.00	1.12	98.88	0.00	0.00
2012	0.00	0.00	0.00	1.13	98.87	0.00
2013	0.00	0.00	0.00	0.00	1.29	98.71

<sup>a</sup> El año de registro está en las filas y el de ocurrencia en las columnas. Fuente: elaboración propia

Cuadro 5: Diferencias entre la esperanza de vida calculada con datos no ajustados y estimaciones oficiales. Región Pampeana. Años 2009-2011

	Provincia	Propia	INDEC	Dif.( %)
2	Cordoba	76.05	75.75	0.39
3	Entre Rios	75.20	74.98	0.30
4	La Pampa	76.95	76.20	0.98
5	Santa Fe	75.36	75.10	0.34

<sup>a</sup> Fuente: elaboración propia

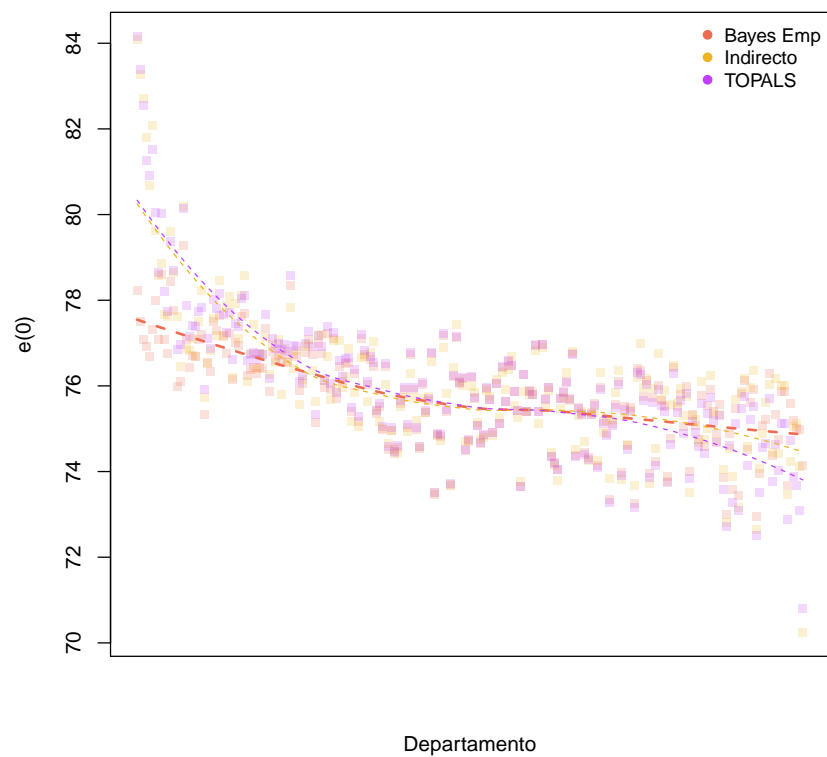


Figura 9: Estimaciones de esperanza de vida al nacer según tres metodologías. Cada punto corresponde a un departamento. Fuente: elaboración propia en base a censo y estadísticas vitales.

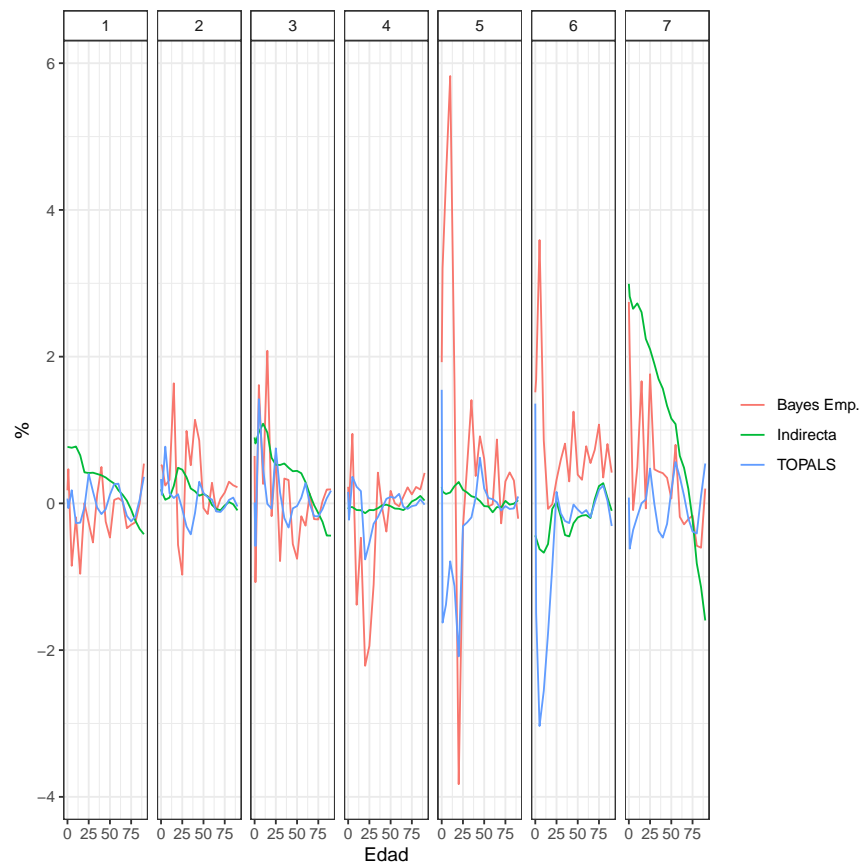


Figura 10: Defunciones esperadas respecto a registradas en áreas mayores definidas. Diferencias relativas en porcentaje. Fuente: elaboración propia



Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010

Provincia	Departamento	Región	e(0)		
			BE	Ind	TOPALS
Buenos Aires	25 de Mayo	2	76.0	76.1	76.1
Buenos Aires	9 de Julio	2	76.5	76.0	76.5
Buenos Aires	Adolfo Alsina	6	76.4	76.5	76.3
Buenos Aires	Adolfo Gonzales Chaves	5	77.1	77.1	77.2
Buenos Aires	Alberti	2	76.8	77.9	77.2
Buenos Aires	Almirante Brown	1	74.6	74.5	74.6
Buenos Aires	Arrecifes	2	74.9	74.7	74.7
Buenos Aires	Avellaneda	1	73.3	73.7	73.2
Buenos Aires	Ayacucho	2	76.5	77.1	76.6
Buenos Aires	Azul	2	76.3	75.9	76.3
Buenos Aires	Bahía Blanca	5	76.8	76.8	76.7
Buenos Aires	Balcarce	2	76.8	76.9	77.0
Buenos Aires	Baradero	2	73.9	74.1	73.5
Buenos Aires	Benito Juárez	2	75.5	75.4	75.4
Buenos Aires	Berazategui	1	74.3	74.3	74.3
Buenos Aires	Berisso	1	74.1	73.8	74.0
Buenos Aires	Bolívar	2	76.2	76.4	76.2
Buenos Aires	Bragado	2	75.6	75.9	75.5
Buenos Aires	Brandsen	1	75.3	75.7	75.9
Buenos Aires	Campana	7	75.1	75.2	75.1
Buenos Aires	Cañuelas	1	74.5	74.7	74.6
Buenos Aires	Capitán Sarmiento	2	75.4	75.2	75.5
Buenos Aires	Carlos Casares	2	75.6	76.0	75.2

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Buenos Aires	Carlos Tejedor	2	76.8	77.6	77.7
Buenos Aires	Carmen de Areco	2	75.7	75.7	75.7
Buenos Aires	Castelli	2	75.8	76.0	75.7
Buenos Aires	Chacabuco	2	75.5	75.2	75.6
Buenos Aires	Chascomús	2	79.3	80.2	80.1
Buenos Aires	Chivilcoy	2	76.2	76.0	76.2
Buenos Aires	Colón	2	76.0	76.3	75.9
Buenos Aires	Coronel de Marina Leonardo Rosales	5	76.7	76.6	76.8
Buenos Aires	Coronel Dorrego	5	77.7	78.5	78.2
Buenos Aires	Coronel Pringles	5	76.0	75.8	75.8
Buenos Aires	Coronel Suárez	5	77.0	76.9	77.0
Buenos Aires	Daireaux	2	76.2	76.1	76.6
Buenos Aires	Dolores	2	75.4	75.3	75.2
Buenos Aires	Ensenada	1	74.0	73.7	73.9
Buenos Aires	Escobar	7	75.4	75.3	75.3
Buenos Aires	Esteban Echeverría	1	74.5	74.6	74.6
Buenos Aires	Exaltación de la Cruz	7	74.8	74.9	74.9
Buenos Aires	Ezeiza	1	74.4	74.4	74.3
Buenos Aires	Florencio Varela	1	73.7	73.7	73.7
Buenos Aires	Florentino Ameghino	2	76.1	76.4	77.0
Buenos Aires	General Alvarado	2	76.7	76.9	77.0
Buenos Aires	General Alvear	2	76.1	76.2	76.6
Buenos Aires	General Arenales	2	75.2	75.6	74.7
Buenos Aires	General Belgrano	2	76.0	75.9	76.0

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Buenos Aires	General Guido	2	76.0	77.6	76.9
Buenos Aires	General Juan Madariaga	2	75.7	75.7	75.5
Buenos Aires	General La Madrid	5	76.5	76.9	76.7
Buenos Aires	General Las Heras	2	75.5	75.7	75.1
Buenos Aires	General Lavalle	2	75.0	74.1	73.1
Buenos Aires	General Paz	2	75.9	76.3	76.2
Buenos Aires	General Pinto	2	75.9	75.6	76.1
Buenos Aires	General Pueyrredón	2	75.7	75.7	75.7
Buenos Aires	General Rodríguez	1	73.0	72.8	72.7
Buenos Aires	General San Martín	7	74.8	74.8	74.9
Buenos Aires	General Viamonte	2	76.7	76.8	76.9
Buenos Aires	General Villegas	2	76.1	76.0	76.2
Buenos Aires	Guaminí	5	78.4	79.6	79.4
Buenos Aires	Hipólito Yrigoyen	2	76.5	76.5	77.1
Buenos Aires	Hurlingham	7	76.1	76.2	76.0
Buenos Aires	Ituzaingó	7	76.6	76.6	76.8
Buenos Aires	José C. Paz	7	73.7	73.8	73.7
Buenos Aires	Junín	2	75.2	74.9	75.1
Buenos Aires	La Costa	2	76.5	76.7	76.5
Buenos Aires	La Plata	1	75.4	75.3	75.4
Buenos Aires	Lanús	1	74.9	74.8	74.9
Buenos Aires	Laprida	5	76.3	76.0	75.7
Buenos Aires	Las Flores	2	76.3	76.4	76.6
Buenos Aires	Leandro N. Alem	2	75.3	76.2	74.6

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Buenos Aires	Lincoln	2	76.0	75.7	76.1
Buenos Aires	Lobería	2	76.9	77.1	77.4
Buenos Aires	Lobos	2	75.9	76.3	75.7
Buenos Aires	Lomas de Zamora	1	74.1	74.3	74.1
Buenos Aires	Luján	1	74.5	74.7	74.5
Buenos Aires	Magdalena	2	74.9	74.5	74.6
Buenos Aires	Maipú	2	74.8	74.4	74.0
Buenos Aires	Malvinas Argentinas	7	74.4	74.5	74.5
Buenos Aires	Mar Chiquita	2	77.2	77.2	77.7
Buenos Aires	Marcos Paz	1	73.4	73.2	73.1
Buenos Aires	Mercedes	7	75.1	75.2	74.9
Buenos Aires	Merlo	1	74.2	74.1	74.2
Buenos Aires	Monte	2	74.4	74.4	73.8
Buenos Aires	Monte Hermoso	5	77.2	78.2	77.8
Buenos Aires	Moreno	7	73.5	73.5	73.5
Buenos Aires	Morón	7	75.2	75.1	75.3
Buenos Aires	Navarro	2	76.1	76.3	76.1
Buenos Aires	Necochea	2	75.9	75.8	75.9
Buenos Aires	Olavarría	2	76.3	75.8	76.4
Buenos Aires	Patagones	5	77.1	77.4	77.2
Buenos Aires	Pehuajó	2	75.7	75.8	75.7
Buenos Aires	Pellegrini	5	76.1	76.2	75.8
Buenos Aires	Pergamino	2	74.8	75.6	74.6
Buenos Aires	Pila	2	75.0	75.1	73.7

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Buenos Aires	Pilar	7	75.3	75.4	75.4
Buenos Aires	Pinamar	2	76.7	77.1	77.0
Buenos Aires	Presidente Perón	1	72.9	72.6	72.5
Buenos Aires	Puán	5	77.3	77.1	77.7
Buenos Aires	Punta Indio	2	76.7	77.1	77.4
Buenos Aires	Quilmes	1	74.7	74.7	74.7
Buenos Aires	Ramallo	2	74.8	74.7	74.6
Buenos Aires	Rauch	2	77.1	76.9	77.9
Buenos Aires	Rivadavia	2	75.6	75.4	75.5
Buenos Aires	Rojas	2	75.6	75.3	75.3
Buenos Aires	Roque Pérez	2	76.4	76.8	76.7
Buenos Aires	Saavedra	5	76.4	76.2	76.3
Buenos Aires	Saladillo	2	77.5	77.6	78.0
Buenos Aires	Salliqueló	5	76.0	75.6	76.1
Buenos Aires	Salto	2	75.3	75.3	75.2
Buenos Aires	San Andrés de Giles	7	74.5	74.6	74.1
Buenos Aires	San Antonio de Areco	2	75.9	75.7	76.1
Buenos Aires	San Cayetano	5	77.1	77.0	77.3
Buenos Aires	San Fernando	7	74.4	74.5	74.3
Buenos Aires	San Isidro	7	77.2	76.9	77.2
Buenos Aires	San Miguel	7	75.0	75.0	75.0
Buenos Aires	San Nicolás	2	75.4	75.4	75.3
Buenos Aires	San Pedro	2	73.9	74.0	73.6
Buenos Aires	San Vicente	1	74.0	73.8	73.9

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Buenos Aires	Suipacha	2	76.1	76.1	76.2
Buenos Aires	Tandil	2	77.1	76.7	77.2
Buenos Aires	Tapalqué	2	76.4	76.8	77.1
Buenos Aires	Tigre	7	75.0	75.0	75.1
Buenos Aires	Tordillo	2	75.6	74.2	74.7
Buenos Aires	Tornquist	5	78.6	78.9	80.0
Buenos Aires	Trenque Lauquen	2	76.6	75.8	76.8
Buenos Aires	Tres Arroyos	5	76.4	76.3	76.4
Buenos Aires	Tres de Febrero	7	75.0	74.9	75.1
Buenos Aires	Tres Lomas	5	77.7	78.6	78.7
Buenos Aires	Vicente López	7	78.3	77.8	78.6
Buenos Aires	Villa Gesell	2	75.5	75.0	75.4
Buenos Aires	Villarino	5	75.8	75.9	75.5
Buenos Aires	Zárate	7	74.6	74.6	74.5
Córdoba	Calamuchita	4	77.6	78.1	78.0
Córdoba	Capital	4	76.1	76.1	76.1
Córdoba	Colón	4	75.9	75.7	76.0
Córdoba	Cruz del Eje	4	75.8	76.1	75.6
Córdoba	General Roca	6	77.0	77.2	77.2
Córdoba	General San Martín	6	74.8	74.7	74.9
Córdoba	Ischilín	4	76.1	76.4	76.0
Córdoba	Juárez Celman	6	76.6	76.4	76.6
Córdoba	Marcos Juárez	2	77.2	76.7	77.4
Córdoba	Minas	4	75.9	76.4	75.5

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Córdoba	Pocho	4	77.3	82.1	81.5
Córdoba	Presidente Roque Sáenz Peña	2	76.6	76.5	76.9
Córdoba	Punilla	4	76.2	76.0	76.2
Córdoba	Río Cuarto	6	75.9	75.7	75.9
Córdoba	Río Primero	4	76.4	76.7	76.7
Córdoba	Río Seco	4	75.2	75.1	73.9
Córdoba	Río Segundo	4	75.9	75.5	75.9
Córdoba	San Alberto	4	77.2	78.1	77.7
Córdoba	San Javier	4	75.1	74.9	74.6
Córdoba	San Justo	4	75.5	75.3	75.5
Córdoba	Santa María	4	76.5	76.2	76.7
Córdoba	Sobremonte	4	74.1	70.2	70.8
Córdoba	Tercero Arriba	4	75.7	75.9	75.6
Córdoba	Totoral	4	76.4	76.8	76.7
Córdoba	Tulumba	4	76.4	77.4	76.8
Córdoba	Unión	4	75.9	75.9	76.0
Entre Ríos	Colón	3	75.4	75.1	75.4
Entre Ríos	Concordia	3	73.9	73.8	73.8
Entre Ríos	Diamante	3	75.7	75.9	75.8
Entre Ríos	Federación	3	75.1	75.2	75.1
Entre Ríos	Federal	3	74.2	74.5	74.1
Entre Ríos	Feliciano	3	73.7	73.5	72.9
Entre Ríos	Gualeguay	3	74.9	75.2	74.8
Entre Ríos	Gualeguaychú	3	75.7	75.5	75.7

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Entre Ríos	Islas del Ibicuy	7	75.6	75.9	75.6
Entre Ríos	La Paz	3	74.0	73.5	73.8
Entre Ríos	Nogoyá	3	75.5	75.6	75.4
Entre Ríos	Paraná	3	75.7	75.5	75.7
Entre Ríos	San Salvador	3	75.7	75.8	75.7
Entre Ríos	Tala	3	75.2	75.6	75.3
Entre Ríos	Uruguay	3	75.9	75.7	76.0
Entre Ríos	Victoria	3	75.8	75.9	75.7
Entre Ríos	Villaguay	3	75.4	75.8	75.4
La Pampa	Atreucó	6	75.5	75.9	75.4
La Pampa	Caleu Caleu	5	77.5	83.3	83.4
La Pampa	Capital	6	76.6	76.8	76.7
La Pampa	Catrilo	6	77.7	78.6	78.1
La Pampa	Chalileo	6	78.2	84.1	84.2
La Pampa	Chapaleufú	6	76.8	77.0	77.1
La Pampa	Chical Co	6	76.9	81.8	81.3
La Pampa	Conhelo	6	76.4	77.0	76.5
La Pampa	Curacó	6	76.7	80.7	80.9
La Pampa	Guatraché	6	77.1	77.5	77.7
La Pampa	Hucal	5	77.0	76.8	76.9
La Pampa	Lihuel Calel	5	77.1	82.7	82.6
La Pampa	Limay Mahuida	6	75.9	76.0	75.1
La Pampa	Limay Mahuida	6	75.9	76.0	75.1
La Pampa	Loventué	6	76.3	76.8	76.9



Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
La Pampa	Maracó	6	76.4	77.0	76.3
La Pampa	Puelén	6	78.0	79.6	80.0
La Pampa	Quemú Quemú	6	77.0	77.9	77.5
La Pampa	Rancul	6	76.7	76.7	77.4
La Pampa	Realicó	6	77.3	77.2	77.8
La Pampa	Toay	6	77.1	77.7	78.2
La Pampa	Trenel	6	77.1	78.6	78.7
La Pampa	Utracán	6	76.0	76.8	75.9
Santa Fe	9 de Julio	3	74.4	74.7	74.4
Santa Fe	Belgrano	2	76.0	76.1	76.1
Santa Fe	Caseros	3	76.7	76.4	76.9
Santa Fe	Castellanos	3	76.7	76.3	76.8
Santa Fe	Constitución	2	76.7	76.7	76.8
Santa Fe	Garay	3	74.6	74.7	74.4
Santa Fe	General López	2	75.8	75.9	75.8
Santa Fe	General Obligado	3	75.0	75.2	75.0
Santa Fe	Iriondo	2	75.4	75.4	75.4
Santa Fe	La Capital	3	74.7	74.8	74.7
Santa Fe	Las Colonias	3	76.7	76.4	76.9
Santa Fe	Rosario	2	75.1	75.3	75.1
Santa Fe	San Cristóbal	3	75.1	75.3	74.9
Santa Fe	San Javier	3	73.6	73.9	73.3
Santa Fe	San Jerónimo	3	75.5	75.3	75.4
Santa Fe	San Justo	3	75.4	75.4	75.4

Cuadro 6: Estimación de la esperanza de vida al nacer  
según método. Departamentos de la Región Pampeana.  
Años 2009-2010 (*continued*)

Provincia	Departamento	Región	BE	Ind	TOPALS
Santa Fe	San Lorenzo	3	75.6	75.5	75.7
Santa Fe	San Martín	2	76.8	77.2	76.9
Santa Fe	Vera	3	73.3	73.8	73.3

## Referencias

- Alexander, Monica, Emilio Zagheni, y Magali Barbieri. 2017. «A Flexible Bayesian Model for Estimating Subnational Mortality». *Demography* 54 (6). NIH Public Access: 2025. <https://doi.org/10.1007/s13524-017-0618-7>.
- Arriaga, E. 2011. *Análisis demográfico de la mortalidad*. Universidad Nacional de Córdoba.
- Assuncao, R. M., M. C. Neves, G. Camara, y C. Da Costa Freitas. 2006. «Efficient regionalization techniques for socio-economic geographical units using minimum spanning trees». *International Journal of Geographical Information Science* 20 (7). Taylor & Francis: 797-811. <https://doi.org/10.1080/13658810600665111>.
- Assunção, Renato M., Carl P. Schmertmann, Joseph E. Potter, y Suzana M. Cavenaghi. 2005. «Empirical Bayes Estimation of Demographic Schedules for Small Areas». *Demography* 42 (3). Springer: 537-58. <http://www.jstor.org/stable/4147361>.
- Beer, Joop de. 2011. «A new relational method for smoothing and projecting age-specific fertility rates: TOPALS». *Demographic Research* 24 (marzo). Demographic Research: 409-54. <https://www.demographic-research.org/volumes/vol24/18/default.htm>.
- Bennett, Neil G, y Shiro Horiuchi. 1984. «Mortality Estimation from Registered Deaths in Less Developed Countries». *Demography* 21 (2). Springer: 217-33. <https://doi.org/10.2307/2061041>.
- Bivand, Roger. 2019. «Spatial Dependence: Weighting Schemes, Statistics and Models [R package spdep version 1.1-2]». Comprehensive R Archive Network (CRAN). <https://cran.r-project.org/web/packages/spdep/index.html>.
- Borges, Gabriel. 2018. «Teorías y medidas de convergencia demográfica: una aplicación a nivel subnacional en América Latina». *Notas de Población*, n.º 106: 37-64.
- Borges, Gabriel Mendes. 2017. «Health transition in Brazil: regional variations and divergence/convergence in mortality». *Cadernos de Sa&AtildePA* 33 (0). scielo. [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-311X2017000805001&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2017000805001&nrm=iso).
- Brillinger, D. R. 1986. «The natural variability of vital rates and associated statistics». *Pub-Med. comprises. more. than. 29 million. citations. for. biomedical. literature. from. MED-LINE, life. science. journals., and. online. books.* 42 (4). Wiley: 693-734. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/3814721>.
- Camisa, Zulma C. 1964. «Tabla abreviada de mortalidad de la region pampeana de la Republica Argentina 1946-1948; precedida de un analisis critico de las estadisticas basicas». *Repec.org*. <https://econpapers.repec.org/paper/ecrcol048/8246.htm>.
- DEIS. 2016. Ministerio de Salud de la Nación. <http://www.deis.msal.gov.ar/wp-content/uploads/2016/09/Estadisticasvitaless2016.pdf>.
- Efron, Bradley, y Carl Morris. 1972. «Empirical Bayes on Vector Observations: An Extension of Stein's Method». *Biometrika* 59 (2). [Oxford University Press, Biometrika Trust]: 335-47. <http://www.jstor.org/stable/2334578>.

- Fenelon, Andrew. 2013. «Geographic divergence in mortality in the United States». *Population and development review* 39 (4): 611-34.
- Freire, Queiroz, F. H. M. d. A. 2015. «Mortality Estimates and Construction of Life Tables for Small Areas in Brazil, 2010».
- GERI, Fernando; MOSCOSO, Milva; LAGO. 2018. «Bonos demográficos en Argentina, 1960-2015». *Estudios demográficos y urbanos* 33 (1): 225-52.
- Gonzaga, Carl Paul, Marcos R.; Schmertmann. 2016. «Estimativa de taxas de mortalidade por idade e sexo para pequenas áreas com regressão de TOPALS: uma aplicação para o Brasil em 2010». *Revista Brasileira De Estudos De População* 33 (12): 629-52.
- Gonzaga, Marcos R., y Carl Paul Schmertmann. 2016. «Estimating age- and sex-specific mortality rates for small areas with TOPALS regression: an application to Brazil in 2010». *Revista Brasileira de Estudos de População* 33 (3): 629-52. <https://doi.org/10.20947/s0102-30982016c0009>.
- Gragnolati, Rafael P.; Apella, Michele; Rofman. 2015. *As time goes by in Argentina : economic opportunities and challenges of the demographic transition*. World Bank Publications.
- Grushka, Baum, C. 2013. «Vivir y morir en las comunas de la Ciudad de Buenos Aires: un estudio de diferenciales». Población de Buenos Aires.
- INDEC. 2013. «Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad 2008-2010: total del país y provincias».
- . 2015. «Estimaciones de población por sexo, departamento y año calendario 2010-2025».
- James, Gareth, Daniela Witten, Trevor Hastie, y Robert Tibshirani. 2014. *An Introduction to Statistical Learning: With Applications in R*. Springer Publishing Company, Incorporated.
- Jaspers, D., y H. Orellana. 1994. «Evaluación del uso de las estadísticas vitales para estudios de causas de muerte en América Latina». *Notas de Población* 60 (CELADE): 47-77.
- Kaztman, Rubén. 1995. «La medición de las necesidades básicas insatisfechas en los censos de población». Centro Latinoamericano de Demografía.
- Lima, Everton Emanuel Campos de, y Bernardo Lanza Queiroz. 2014. «Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, and ill-defined causes of death». *Cadernos de Saúde Pública* 30 (8): 1721-30. <https://doi.org/https://dx.doi.org/10.1590/0102-311X00131113>.
- Longford, Nicholas T. 2005. *Missing Data and Small-Area Estimation - Modern Analytical Equipment for the Survey Statistician*. Springer.com. <https://www.springer.com/gp/book/9781852337605>.
- Longford, N. T. 1999. «Multivariate shrinkage estimation of small area means and proportions». *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)* 162 (2): 227-45. <https://doi.org/10.1111/1467-985X.00132>.
- Luy, Marc. 2010. «A classification of the nature of mortality data underlying the estimates for the 2004 and 2006 United Nations World Population Prospects». *Comparative Population*

*Studies* 35 (2): 73-100.

Marshall, Roger J. 1991. «Mapping Disease and Mortality Rates Using Empirical Bayes Estimators». *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* 40 (2). [Wiley, Royal Statistical Society]: 283-94. <http://www.jstor.org/stable/2347593>.

Matthews S.A.; Parker, D.M. 2013. «Progress in spatial demography». *Demographic Research*, n.º 28: 271-312.

Miech, Pampel; Jinyoung, Richard; Fred. 2011. «The Enduring Association between Education and Mortality: The Role of Widening and Narrowing Disparities». *American Sociological Review*, n.º 76: 913-34.

Moultrie, Tom, RE Dorrington, A G Hill, K H Hill, Ian Timaeus, y Basia Zaba. 2013. *Tools for Demographic Estimation*.

Otero, Hernán, ed. 2012. *Historia de la provincia de Buenos Aires. Población, ambiente y territorio*, Buenos Aires, UNIPE-Edhasa,

Peralta, Joan; Borrell, Andrés; Benach. 2019. «Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, and ill-defined causes of death». *Population Health Metric* 17 (3): 3.

Preston, Samuel H. 1975. «The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development». *Population Studies* 29 (2). [Population Investigation Committee, Taylor; Francis, Ltd.]: 231-48. <https://doi.org/10.2307/2173509>.

Preston, Samuel, Ansley J. Coale, James Trussell, y Maxine Weinstein. 1980. «Estimating the Completeness of Reporting of Adult Deaths in Populations That Are Approximately Stable». *Population index* 46 (febrero): 179-202. <https://doi.org/10.2307/2736122>.

Robbins, Herbert. 1983. «Some Thoughts on Empirical Bayes Estimation». *The Annals of Statistics* 11 (3). Institute of Mathematical Statistics: 713-23. <http://www.jstor.org/stable/2240635>.

Sacco, G., N.; Borges. 2018. «¿Converge la fecundidad en Brasil y Argentina? Un enfoque desde las desigualdades». *Revista Brasileira de Estudos de População* 35 (1).

Sacco, Nicolás. 2016. «¿Cuánto vivieron los nacidos a fines del siglo XIX y cuánto vivirán los nacidos a fines del siglo XX?» *Notas de Población* 103 (julio-diciembre): 73-100.

Schmertmann, Carl Paul, y Marcos R. Gonzaga. 2018. «Bayesian Estimation of Age-Specific Mortality and Life Expectancy for Small Areas With Defective Vital Records». *Demography* 55 (4): 1363-88. <https://doi.org/10.1007/s13524-018-0695-2>.

Torcida, Sebastián, Andrea L Vega, y Guillermo A Velázquez. 2008. «Análisis de la Evolución de la Tasa de Mortalidad Infantil en los Departamentos de Argentina. 1994-20».

Usama Bilal, Waleska T. Caiaffa, Marcio Alazraqui. 2019. «Inequalities in life expectancy in six large Latin American cities from the SALURBAL study: an ecological analysis». *The Lancet Planetary Health* 3 (12): e503-e510.

Wrycza, Tomasz, y Annette Baudisch. 2012. «How life expectancy varies with perturbations in age-specific mortality». *Demographic Research* 27 (septiembre). Demographic Research:

365-76. <https://www.demographic-research.org/volumes/vol27/13/default.htm>.