



All the contents of this journal, except where otherwise noted, is licensed under a Creative Commons Attribution License

# Estimaciones de esperanza de vida al nacer en áreas menores de la región pampeana

Nicolás Sacco\*  
Iván Williams\*\*  
Bernardo L. Queiroz\*\*\*

Para determinar el nivel y las diferencias de mortalidad entre los departamentos de Argentina entre 2009 y 2011, aplicamos y comparamos estimaciones de esperanza de vida al nacer en la región pampeana. Usamos tres métodos de suavizado: un enfoque bayesiano, un método de tablas de vida relacional y un enfoque indirecto de los niveles de mortalidad, en los departamentos de la región. Los resultados permiten ordenar los departamentos de las provincias de acuerdo con su esperanza de vida (con intervalos de confianza estadísticos) y calcular indicadores de desigualdad intraprovincial. Encontramos que la provincia de Buenos Aires fue la de mayor dispersión medida por el rango y el coeficiente de variación. El artículo contribuye a la discusión y aplicaciones de modelos alternativos para estimar la mortalidad local y proporciona la posibilidad de analizar los patrones espaciales para comprender los resultados demográficos individuales relacionados con características geográficas y socioeconómicas asociadas.

**Palabras clave:** Mortalidad. Áreas menores. Región pampeana.

---

\* Universidad Estatal de Pennsylvania, Estados Unidos ([nsacco@psu.edu](mailto:nsacco@psu.edu); <http://orcid.org/0000-0003-1078-6142>).

\*\* Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina ([act.ivanwilliams@gmail.com](mailto:act.ivanwilliams@gmail.com); <https://orcid.org/0000-0001-6279-3454>).

\*\*\* Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil ([lanza@cedepplar.ufmg.br](mailto:lanza@cedepplar.ufmg.br); <http://orcid.org/0000-0002-2890-1025>).

## Introducción

Luego de un estancamiento de su aumento histórico en la década del setenta, se registraron en Argentina incrementos continuos en la esperanza de vida al nacer ( $e^0$ ) —tanto de período como de cohorte—, que, a partir de 1980 recuperó una tendencia ascendente en ambos sexos combinados, pero de forma más lenta con respecto a la primera mitad del siglo XX para alcanzar en 2009 un valor de aproximadamente 75 años (GRUSHKA, 2014; PALLONI; PINTO-AGUIRRE, 2011; SACCO, 2016). Este proceso se dio en un contexto mundial de crecimiento histórico de la esperanza de vida al nacer (OEPPEN; VAUPEL, 2002; RILEY, 2005) y de reducciones de mortalidad a edades avanzadas (RAU *et al.*, 2008), aunque al mismo tiempo se observaron patrones emergentes de una creciente brecha en la esperanza de vida al nacer entre regiones con diferente grado de desarrollo relativo (COHEN; PRESTON; CRIMMINS, 2011; MESLÉ; VALLIN, 2011).

Como en otras regiones del mundo, es probable que los departamentos de Argentina (segundo nivel de división administrativa que sigue al provincial) se caractericen por enormes diferencias de mortalidad en períodos en los que los cambios demográficos aumentan la demanda de políticas locales de salud (ALEXANDER; ZAGHENI; BARBIERI, 2017; KIBELE; KLÜSENER; SCHOLZ, 2015; QUEIROZ *et al.*, 2020; TSIMBOS; KALOGIROU; VERROPOULOU, 2014). Los gobiernos de estas divisiones administrativas pueden incidir directamente en la salud de la población, incluida la mortalidad, y en la calidad de los servicios salud a través de la implementación de políticas sociales adecuadas.

Los niveles de salud y de mortalidad se encuentran lejos de ser homogéneos entre distintas subpoblaciones. La experiencia del total del país no refleja necesariamente el camino seguido por distintos grupos particulares, tal como se observó en algunas ciudades y países de América Latina (BILAL *et al.*, 2019; PERALTA *et al.*, 2019; QUEIROZ *et al.*, 2020). En el caso argentino, la evidencia, si bien algo ambigua por su insuficiencia, su accesibilidad y por las limitaciones de los datos, mostró, en general, distintos tipos de desigualdades (GRUSHKA, 2014). Salud y mortalidad, y en particular la esperanza de vida por edad, son diferentes en una gran cantidad de aspectos, incluyendo desigualdades geográficas, por sexo, o entre variables relativas a la estructura social, como ingresos laborales o previsionales y nivel educativo.

En este último aspecto, por un lado, se ha evidenciado en Argentina la existencia de una brecha entre el ingreso previsional y las probabilidades de muerte en grupos de edad de retiro (BRAMAJO; GRUSHKA, 2019; ROFMAN, 1994), así como diferencias en la esperanza de vida al nacer por nivel educativo en niveles geográficos mayores particulares (PELÁEZ, 2011) y en el total del país (MANZELLI, 2014), donde se encontró un efecto diferencial en la mortalidad por sexo y en todas las edades, en particular en edades tempranas (VEGA; TORCIDA; VELÁZQUEZ, 2006). Por el otro, estudios a nivel regional y sub-regional, como en el caso de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (GRUSHKA; BAUM; SANI, 2013), dieron cuenta de una relación negativa entre ingreso y esperanza de vida por edad; otras investigaciones

señalaron las desigualdades dentro de las provincias, tanto en las menos desarrolladas (BOLEDA, 1997; RAMÍREZ, 1999) como en la provincia de Buenos Aires (OTERO; VELÁZQUEZ, 1997) y en algunas áreas menores dentro de esta unidad (VELÁZQUEZ, 1997).

Si bien la literatura sobre mortalidad en Argentina se ha preocupado por mostrar la relación de los diferenciales geográficos a nivel de provincia, por regiones o entre variables relativas a la estructura económica y social (como producto interno bruto, ingresos laborales y previsionales o nivel educativo), son poco conocidas investigaciones que hayan abordado en particular la comparación entre unidades geográficas menores. En América Latina, por ejemplo, los estudios en Brasil (QUEIROZ *et al.*, 2020) y Ecuador (PERALTA *et al.*, 2020) han encontrado grandes diferencias en la calidad de las estadísticas de mortalidad y en los niveles de mortalidad entre las subregiones de cada país. Teniendo en cuenta la experiencia de estudios de estos países de la región, se conoce que las estimaciones adecuadas de la mortalidad a nivel local son esenciales para la identificación de las poblaciones más vulnerables, el desarrollo de políticas de salud pública y el logro de los Objetivos de Desarrollo Sostenible de la Organización de las Naciones Unidas (2018). De este modo, en este artículo abordamos las siguientes preguntas: ¿Subsisten disparidades de mortalidad, específicamente de esperanza de vida al nacer, entre unidades administrativas menores en Argentina? ¿Qué diferencias muestran con respecto a los promedios de las áreas mayores que las contienen (en este caso provincias)?

Para cubrir algunos de estos vacíos de información y dialogar con sus aspectos teóricos, el artículo tiene como objetivo estimar niveles de mortalidad, utilizando la esperanza de vida al nacer, en áreas administrativas menores de Argentina denominadas departamentos. A partir de estadísticas vitales y censos de población se hizo un análisis exploratorio y descriptivo de la esperanza de vida al nacer (de período) tomando como primer caso de estudio a la región pampeana durante los años 2009 a 2011. Se aplicaron tres metodologías de estimación para comparar resultados, con el objetivo, a futuro, de realizar un estudio comparativo de sus bondades estadísticas ante distintos escenarios teóricos de calidad de datos y aplicar luego el mejor método para todas las áreas menores del país.

Aunque los diferenciales socioeconómicos de mortalidad contribuyeron a mantener la hipótesis de la desigualdad persistente ante el riesgo de muerte durante y después de la transición epidemiológica, algunos autores esperan que el proceso de cambio de la esperanza de vida al nacer y sus disparidades se reduzcan a medida que se desarrolla la transición demográfica, gracias al avance de las políticas de salud pública y a las mejoras en la calidad de vida (FRANÇA *et al.*, 2017; BORGES, 2017). Sin embargo, puntos de vista retrospectivos muestran que las diferencias de mortalidad son persistentes y que han aumentado con el tiempo, en muchos casos de acuerdo con la condición socioeconómica (BORGES, 2018; GRUSHKA, 2014). De todos modos, es útil observar si estas disparidades continúan o si surgen, independientemente de escenarios iniciales auspiciosos.

La explicación teórica más persuasiva respecto al proceso de convergencia argumenta que la relación entre mortalidad y posición socioeconómica se ha mantenido a lo largo del

tiempo debido al acceso diferencial de cada clase social a las tecnologías de la información y la comunicación y a la salud (BILAL *et al.*, 2021; PERALTA *et al.*, 2020; SOARES, 2007; WILMOTH; DENNIS, 2007; MIECH; JINYOUNG; FRED, 2011). Esta explicación de causa-efecto condujo a importantes desarrollos de investigación y contribuciones teóricas. A pesar de ello, identificar las relaciones basadas en estos patrones y sus resultados demográficos presenta un serio desafío en países donde hay pocas fuentes de datos disponibles desagregados. La investigación sobre mortalidad implica intrincadas pautas de interacción social, demográficas y ambientales. Por esa razón, la Demografía espacial surgió como una perspectiva significativa para responder a esa integración (MATTHEWS; PARKER, 2013; CASTRO, 2007). En ese sentido, los patrones espaciales son esenciales para comprender los resultados demográficos individuales relacionados con las características de un lugar. Por ello también los métodos de estimación de áreas menores (ASSUNÇÃO *et al.*, 2005; RAO; MOLINA, 2015; RAU; SCHMERTMANN, 2020; SCHMERTMANN; GONZAGA, 2018) se ocuparon de la problemática de producción de estimaciones confiables para parámetros de interés y medidas de incertidumbre asociadas para subpoblaciones en áreas o dominios en muestras de tamaños inadecuados o no disponibles.

Este trabajo no descansa en la mera aplicación de métodos. Dado que la planificación de una política de salud exitosa requiere mediciones desagregadas que reflejen razonablemente las variaciones regionales, la falta de estimaciones confiables de mortalidad también tiene un impacto negativo en las políticas públicas (PERALTA *et al.*, 2019; QUEIROZ *et al.*, 2020; FENELON, 2013). Por ello, el trabajo compara la esperanza de vida al nacer entre las áreas menores de esta región con el fin de tener medidas confiables de las desigualdades de salud (ya que es un resultado de salud) en distintas subpoblaciones y de construir información que pueda ser insumo para la planificación de políticas públicas (BILAL *et al.*, 2021).

Lo que resta del presente artículo se divide de la siguiente forma: en la siguiente sección se describen las características generales del área geográfica bajo estudio, la región pampeana. Luego, en Datos y métodos, se analizan la calidad de la información, los problemas encontrados y las soluciones de corrección adoptadas, así como las limitaciones no encaradas. Luego, en la subsección de metodología se repasan las tres metodologías de suavizado adoptadas, redefiniendo a su vez áreas mayores por fuera de lo estrictamente administrativo. A continuación, en Resultados, se describe, en resumen, la relación observada entre la heterogeneidad interna y el nivel de mortalidad<sup>1</sup> en cada área de las provincias seleccionadas de la región pampeana. Finalmente, se presentan algunas conclusiones y se abren futuras líneas de investigación en tanto este artículo ha sido planeado como el primero de una serie de trabajos que abordarán los desafíos pendientes.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Se consideró la esperanza de vida al nacer porque es la medida resumen más aceptada para comparar el nivel de mortalidad entre poblaciones en un momento determinado y debido a que el efecto de posibles problemas en edades adultas mayores (con mayor variabilidad en áreas pequeñas dado su tamaño) tienen poca incidencia en las estimaciones sobre esperanza de vida al nacer en poblaciones en las que la mortalidad infantil y juvenil aún tengan un peso relevante en el indicador (WRYCZA; BAUDISCH, 2012).

<sup>2</sup> Para ver o código, insumos y resultados principais puede ingresar al repositorio <https://github.com/lvanWilli/SubnMort>.

## La región pampeana

Argentina representa un claro ejemplo de un país con pocas fuentes de datos demográficos, pero también un caso muy interesante de la transición de la mortalidad. En comparación con otros países latinoamericanos, el desarrollo socioeconómico temprano de Argentina, su 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 países de América Latina (GRUSHKA, 2014). 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 fue comparada, en ese sentido, 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 *et al.*, 2015).

La región pampeana está ubicada —de acuerdo con las definiciones estadísticas oficiales— en el centro del país, conglomerando poco más del 65% de población y el 70% de las defunciones del total de Argentina y tiene características demográficas propias de un área desarrollada, ya que es la región más envejecida poblacionalmente. Incluye a las provincias de Santa Fe, Entre Ríos, La Pampa, Córdoba, Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Buenos Aires. Se consideró esta área espacial porque es el subconjunto con mayor participación poblacional en el total país —lo que permite que técnicas de suavizado se apliquen con mayor confianza— y además porque se caracteriza por una importante heterogeneidad social, económica y demográfica ya que incluye a la central (económica, demográfica y política) provincia de Buenos Aires (OTERO, 2012). Teniendo en cuenta la información disponible del último censo de población (2010) y las estadísticas de registro de muerte del período (2009 a 2011), el recorte temporal remitió a la posibilidad de utilizar los datos recientes disponibles para hacer las estimaciones.

## Datos y métodos

### *Datos de defunciones*

La información básica se obtuvo de los datos administrativos del registro del Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación, unidad oficial del Gobierno a cargo del registro de las estadísticas vitales (nacimientos y defunciones), disponible a nivel individual para el público usuario (a pedido por departamento) por edad, sexo, año de fallecimiento y lugar de residencia, y la de población informada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2015), agencia gubernamental responsable de la recopilación y del procesamiento de datos estadísticos. Se consideraron los límites de la región pampeana de acuerdo con su definición estadística, homologable entre ambas fuentes. En concreto, se utilizaron los microdatos de defunciones

por sexo y edad para los años de registro 2009, 2010 y 2011. En el total de casos de esta base se encontró un 0,33% de datos con edad y 1,01% de sexo desconocidos, porcentajes que se consideran aceptables (LUY, 2010; OMS, 2012; PALLONI; PINTO-AGUIRRE, 2011).

Al examinar los eventos de muertes según provincia y departamento de residencia, se verificó una porción relevante de información desconocida por departamento de residencia. Este recorte fue clasificado según el porcentaje sin datos, ubicando a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) como la jurisdicción con mayor proporción de casos desconocidos (Tabla 1 del Anexo). De estas defunciones sin departamento de residencia informado, se conoce que el 71% se debió a muertes que ocurrieron en departamentos adyacentes o muy cercanos a la CABA, en el Gran Buenos Aires (aglomerado en la provincia de Buenos Aires vecino a la 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%).<sup>3</sup> El registro tardío en todo el país fue de 1,05% y, dado que la compensación no pareció uniforme entre años y áreas pequeñas, se tomaron los registros por año de ocurrencia y no por año de registro (Tabla 2 del Anexo).

Debido al cambio en la definición de las unidades administrativas (áreas menores) de la CABA, a partir de 2011 no fue posible, al menos con la información con la que se contó, concordar en la base de datos los tres años de riesgo utilizados. Por esta razón, pero sobre todo por no poseer pautas para la imputación del departamento de residencia (denominado *comuna* dentro de la jurisdicción) y considerando su alta proporción, se decidió dejar de lado esta jurisdicción, capital del país y de liderazgo económico, con el fin de ser tratada de manera particular en trabajos futuros.

Los registros sin información por sexo y edad al menor nivel de desagregación geográfica que permiten los datos de estadísticas vitales son un problema que requiere especial tratamiento. En la región pampeana, la provincia de Buenos Aires abarca los departamentos con mayor porcentaje de edad y sexo desconocidos, con valores más elevados en sexo, a los que lidera el departamento General Pueyrredón con 7,3% (Tabla 3 del Anexo para mayor detalle). Debido a esto, y dado que se trata de un primer estudio exploratorio, se decidió no imputar los datos, por lo que no se hizo un análisis desagregado por sexo. Las categorías desconocidas en las variables de corte finalmente utilizadas —edad, provincia de residencia y departamento de residencia— se distribuyeron de forma proporcional. Esta estrategia es similar a la de otros trabajos sobre Latinoamérica (PERALTA *et al.*, 2019; QUEIROZ *et al.*, 2020).

<sup>3</sup> Zulma Camisa (1964) notó este sesgo hace muchos años: 10% de los nacimientos y muertes durante el período 1946-1948.

### *Datos de población*

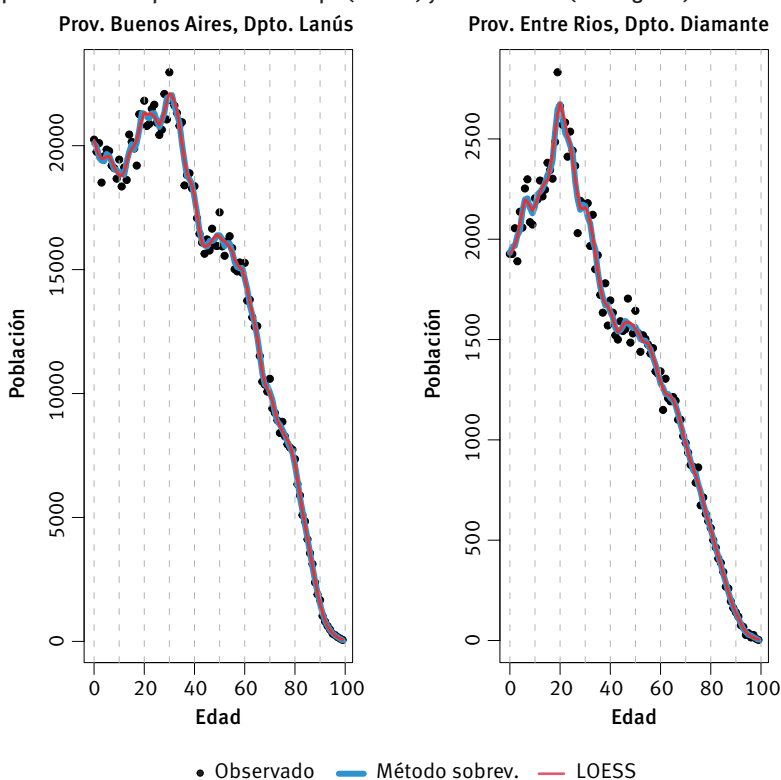
La población expuesta al riesgo de morir en cada departamento se definió como la población total estimada por el INDEC a mediados de año en 2010 (INDEC, 2015) y se aplicó la estructura observada en el censo de 2010. Luego, siguiendo la propuesta de Gonzaga y Schmertmann (2016), en lugar de promediar los tres años de población en riesgo, se tuvieron en cuenta los años-persona en que las personas hubiesen vivido en el período de los tres años que van desde 2009 hasta 2011 y la fecha censal, según una tabla de mortalidad seleccionada (con el llamado *método de sobrevivencia*). Este procedimiento permitió, primero, suavizar la calidad de la declaración de edad, ya que sin este ajuste esta variable podría aportar un sesgo para la comparación de tasas cuando el recuento de muertes, proveniente de los datos de registro, no siguiera la misma estructura por edad del censo. Segundo, permitió aprovechar las correcciones de omisión hechas por el INDEC en el total, para lo cual 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 de Gonzaga y Schmertmann (2016)—una media representativa de la base de datos Human Mortality Database (University of California & Max Planck Institute for Demographic Research) en años posteriores a 1969—, pero, en nuestro caso, utilizando un índice de masculinidad de 1,04 al nacer para construir las estimaciones para ambos sexos. El Gráfico 1 ejemplifica los ajustes hechos en dos departamentos que muestran una curva que sigue de manera razonable los datos observados, con escasa variabilidad.

Adicionalmente, se hicieron dos ejercicios de evaluación de consistencia general, uno a partir de estimaciones indirectas de la mortalidad infantil y otro relacionando pobreza y mortalidad general, con los que se detectaron casos anómalos según lo que se espera de tal relación. En consecuencia, se decidió dejar afuera al departamento más grande de la provincia de Buenos Aires, La Matanza, cuyo tratamiento sin un ajuste particular resulta insuficiente para su inclusión (ver la sección Regionalización, en el Anexo).

En América Latina y el Caribe es poco lo que se conoce sobre mortalidad en áreas menores, a pesar de que la demanda de estimaciones epidemiológicas 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 (PERALTA *et al.*, 2019; QUEIROZ *et al.*, 2020). El problema principal para abordar la estimación de muertes en áreas menores es el tratamiento de fenómenos con un pequeño número de casos y, en muchos casos, de desconocida cobertura. Algunos aportes metodológicos recientes—como los de Alexander, Zagheni y Barbieri (2017); Assunção *et al.* (2006) y Schmertmann y Gonzaga (2018)— fueron aplicados para estudios de caso, sobre todo en Brasil (PERALTA *et al.*, 2019; QUEIROZ *et al.*, 2020; BILAL, 2019; PERALTA, 2019; GONZAGA; SCHMERTMANN, 2016; LIMA; QUEIROZ, 2014). En este artículo, debido a la escasa literatura sobre mortalidad en áreas menores en Argentina, y a la complejidad de definir un solo método que pueda ser

considerado *gold-standard*, se decidió aplicar tres técnicas y contrastar sus resultados: la primera, de acuerdo con la teoría bayesiana; la segunda basada en métodos relacionales de tablas de vida a la que se agregaron técnicas estadísticas de suavizado, y, la tercera, un enfoque demográfico indirecto. Antes de su aplicación a los datos seleccionados se hizo una regionalización del recorte geográfico definido con el fin de resumir información teniendo en cuenta la similitud espacial, independientemente de su pertenencia político-administrativa.

GRÁFICO 1  
 Muertes observadas y líneas de ajuste de exposición  
 Departamentos de provincias La Pampa (Rancul) y Buenos Aires (Hurlingham) – 2009-2011



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC (2015) y DEIS (2016).  
 Nota: Los puntos corresponden a tres veces la población por edad del año 2010 y las líneas, a los métodos de ajuste para el trienio 2009-2011. La línea azul logra una suavización similar al método de sobrevivencia (línea roja) con un método de regresión local (procedimiento *loess* en el *software* R; JAMES et al., 2014), pero sin una interpretación demográfica clara.

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. De acuerdo con Longford (2005), la similitud en los patrones de mortalidad suele abordarse por pertenecer a la misma provincia/estado, donde la distancia entre jurisdicciones no se mide por la distancia geográfica o los atributos socioeconómicos.

En este sentido, el objetivo de este apartado fue definir áreas mayores internamente homogéneas a partir de una característica que funcione como variable *proxy* a los niveles de



mortalidad y que los departamentos que cada área contenga sean contiguos en el espacio. Para ello, se siguió el enfoque propuesto por Assunção *et al.* (2006).<sup>4</sup> Como insumos para el procedimiento de regionalización, se utilizaron *shapes* del INDEC disponibles en línea y los índices de necesidades básicas insatisfechas (NBI) del censo 2010, variables para buscar homogeneidad interna como variables *proxy* de condiciones generales de salud, según departamentos (el resultado de esta regionalización se utilizó para la evaluación de consistencia de la metodología (en el Anexo, para más detalles).

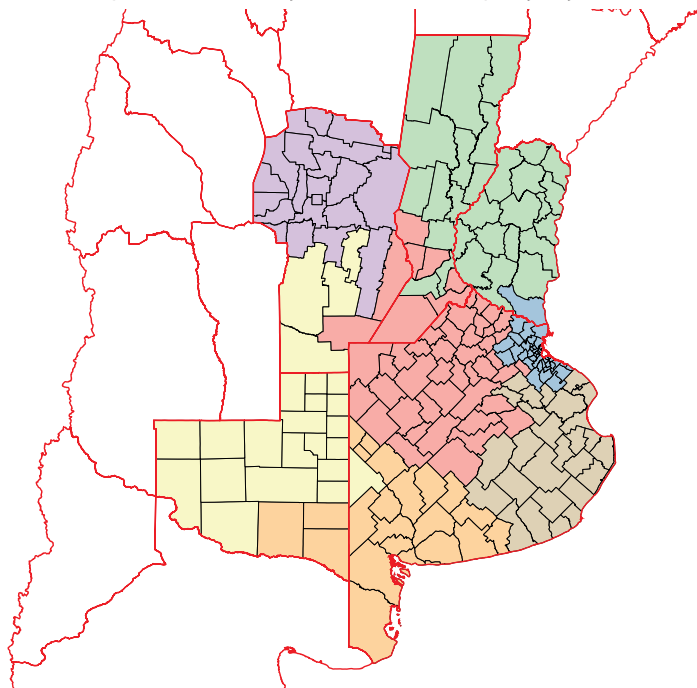
### *Métodos de estimación*

Aunque generalmente Argentina se clasifica como un país con buenas estadísticas vitales (JASPERS; ORELLANA, 1994; LUY, 2010; PALLONI; PINTO; BELTRÁN-SÁNCHEZ, 2016; PALLONI; PINTO-AGUIRRE, 2011), se asumió que los niveles de cobertura de defunciones son también de buena calidad a nivel subnacional y subprovincial. Sin embargo, 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— estaría dado por el patrón de casos omitidos en cada jurisdicción. Como ya se mencionó, este segundo componente del error no se abordará en este trabajo debido a que no se conoce información sistematizada sobre su distribución por áreas pequeñas. Con respecto al primero, vale decir que existen fenómenos con un pequeño número de *experimentos* que tienen una mayor variación en sus estimaciones, por lo que requiere un tratamiento especial para reflejar, en nuestro caso, el riesgo de mortalidad subyacente (BRILLINGER, 1986). Teniendo todo esto cuenta, por lo tanto, se utilizaron tres métodos diferentes de estimación, que se diferencian en la forma en que las áreas menores “toman prestada” información del área mayor que las contiene.

Antes de su aplicación, se hizo una segmentación geográfica en siete regiones (Gráfico 2) con la que se redefinieron áreas mayores con departamentos contiguos, buscando mayor similitud interna y más diferenciación entre sí con un indicador *proxy* del nivel de salud de las poblaciones, para lo que se tomó la variable NBI (indicador de pobreza multidimensional) (véase Anexo metodológico para más detalles) y 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 menor de variación relativa interna.

<sup>4</sup> Primero se elaboró un gráfico de conectividad entre los centroides departamentales 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 hizo 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 por no haber suficientes casos. Esa es la razón para establecer umbrales mínimos de población o áreas menores resultantes en cada parte mayor, de veinte departamentos el elegido en este caso.

**GRÁFICO 2**  
Regionalización de departamentos de la región pampeana



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC (2015) y DEIS (2016).

Los tres métodos se describen brevemente a continuación. El método empírico bayesiano se caracteriza por mejorar la eficiencia estadística de los estimadores de las tasas de mortalidad por edad, disminuyendo la varianza en los casos de jurisdicciones pequeñas (EFRON; 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. 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.

Considerando un grupo de edad de cinco años, en un área  $i$ , se supone que la distribución de muertes es un proceso de Poisson, con una media esperada de  $E(d_{x,4}^i | m_{x,4}^i) = N_{x,4}^i m_{x,4}^i$ , donde  $N$  son las exposiciones y  $m$  la tasa de mortalidad, ambos para edades entre  $x$  y  $x+4$  años cumplidos.

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 *idd* generados a partir de  $m_{x,4}$ . La esperanza condicionada de

$\hat{m}_{x,4}^i$  es  $E_m(E(\hat{m}_{x,4}^i / m_{x,4}^i) / m_{x,4}^i) = E_m(m_{x,4}^i) = m_{x,4}$  (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  $\hat{m}_{x,4}^i$  se puede expresar como la suma de la varianza de las tasas esperadas y la esperanza de las varianzas:  $V_m(E(\hat{m}_{x,4}^i / m_{x,4}^i)) + E_m(V(\hat{m}_{x,4}^i / m_{x,4}^i)) = V_m(\hat{m}_{x,4}^i) + E_m(\frac{\hat{m}_{x,4}^i}{N_{x,4}^i}) = V_m(m_{x,4}^i) + \frac{m_{x,4}^i}{N_{x,4}^i}$ . Esto 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  $\hat{m}_{x,4}^i$  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 con Robbins (1983):

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

Nuevamente, es empírico, porque  $m_{x,4}$  se estima por método de momentos con  $\bar{m}_{x,4}^i$ , 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:

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

Vista 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 la 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 antes descrito.

Los cálculos hechos en este trabajo se aplicaron a edades de cero, uno a cuatro y quinquenales hasta el grupo de edad abierta de ochenta años. El desarrollo se hizo 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 segundo método aplicado se basó en un modelo de mortalidad relacional llamado *Tool for Projecting Age-Specific rates using Linear Splines* (TOPALS) (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 de mortalidad. Una ventaja contra el enfoque *logit* de Brass es que TOPALS es menos sensible al elegir el estándar. Gonzaga y Schmetmann (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. Una aproximación similar fue aplicada en un análisis reciente de la evaluación de la mortalidad adulta entre áreas menores para el caso de Brasil (QUEIROZ *et al.*, 2020).

Específicamente, el vector de tasas de mortalidad en el área pequeña  $m^1(\alpha) = m^* \star \exp^{\alpha B_x}$  es una función de los *nodos spline*  $\alpha$ , que son las edades en las que se evaluará el desvío respecto al patrón estándar, donde  $m^*$  es 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  $\log(L(m_x N_x | D_x)) = \sum_{v_x} [-m_x N_x + D_x \ln(m_x) + D_x \ln(N_x) - \ln(D_x!)]$ , 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 las edades que se consideren más determinantes en la definición de los perfiles de mortalidad, para luego minimizar el *log-likelihood*:

$$Q(\alpha) = \sum_{v_x} [-m(\alpha)_x N_x + D_x \ln(m(\alpha)_x)] - \sum_{k=0}^5 (\alpha_k - \alpha_{k+1})^2$$

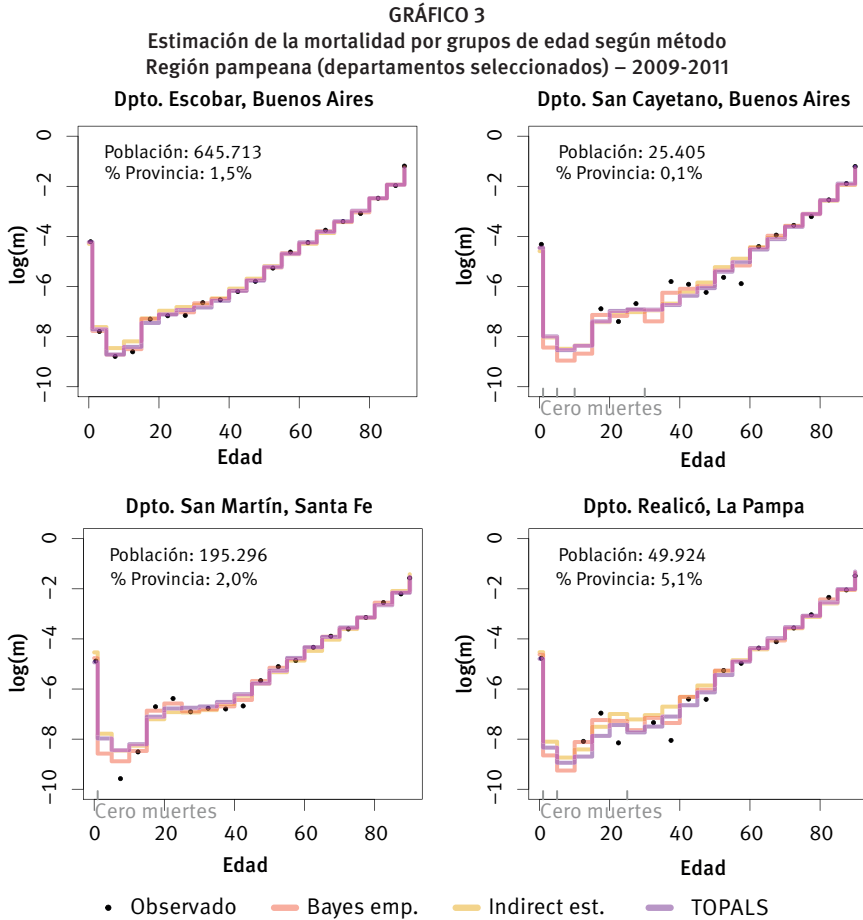
El método empírico bayesiano es particularmente apropiado en áreas pequeñas de pocos casos, variaciones regionales significativas, altas correlaciones entre los componentes y relaciones espaciales conocidas (ASSUNÇÃO *et al.*, 2005). En el caso de la regresión TOPALS, su aplicación es más una técnica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

En tercer y último lugar, se aplicó el método de estandarización indirecta —quizás uno de los primeros enfoques propuestos para resolver estos problemas (ARRIAGA, 2011)—, que se basa en cambiar solo el nivel del área mayor (respetando su estructura por edad) para replicar las muertes totales observadas del área menor que se está estimando. Podría catalogarse como el más restrictivo de los modelos relacionales, ya que no 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 años como grupo abierto final, en todos los departamentos de la región pampeana —excepto La Matanza y aquellos en CABA, como se mencionó previamente—. 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, se hizo una modificación al método original, según lo planteado

por Wilson (2018) y considerando edades quinquenales tomando nodos en los grupos 0, 5-9, 20-24, 40-44 y 60-64. En el Gráfico 3 se observan cuatro ejemplos seleccionados de ajuste para los tres métodos.

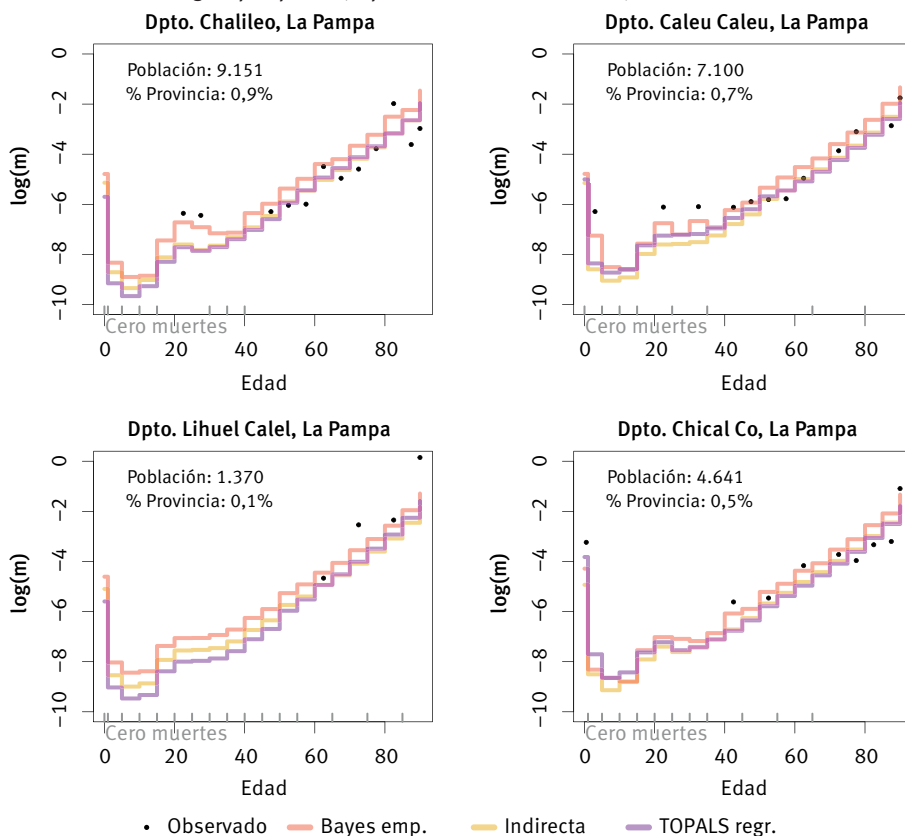


Fuente: Elaboración propia en base a INDEC (2013, 2015) y DEIS (2016).

Los departamentos donde se reportan las mayores diferencias entre los métodos son aquellos con pocas celdas distintas a cero. Son los casos de menor población (Gráfico 4), Lihuel Calel, Chalileo, Caleu Caleu y Chical Co (con aproximadamente 1.300, 7.000, 9.000 y 4.600 personas en 2010), todos de la provincia de La Pampa. El método bayesiano presenta menor suavizado, lo que otorga un poco más de ponderación a lo observado. Al comprar los resultados de cada método, se observa una clara correlación (Gráfico 1 del Anexo): 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). Las principales diferencias se deben a que el método bayesiano empírico tiende a tomar *siempre* alguna información sobre el patrón de edad, suponiendo una correlación entre edades contiguas

dato el comportamiento global del área mayor. En los dos restantes métodos, el patrón es de mayor incidencia en las estimaciones finales.

**GRÁFICO 4**  
**Estimaciones de mortalidad de los departamentos con mayores diferencias entre métodos**  
**Región pampeana (departamentos seleccionados) – 2009-2011**



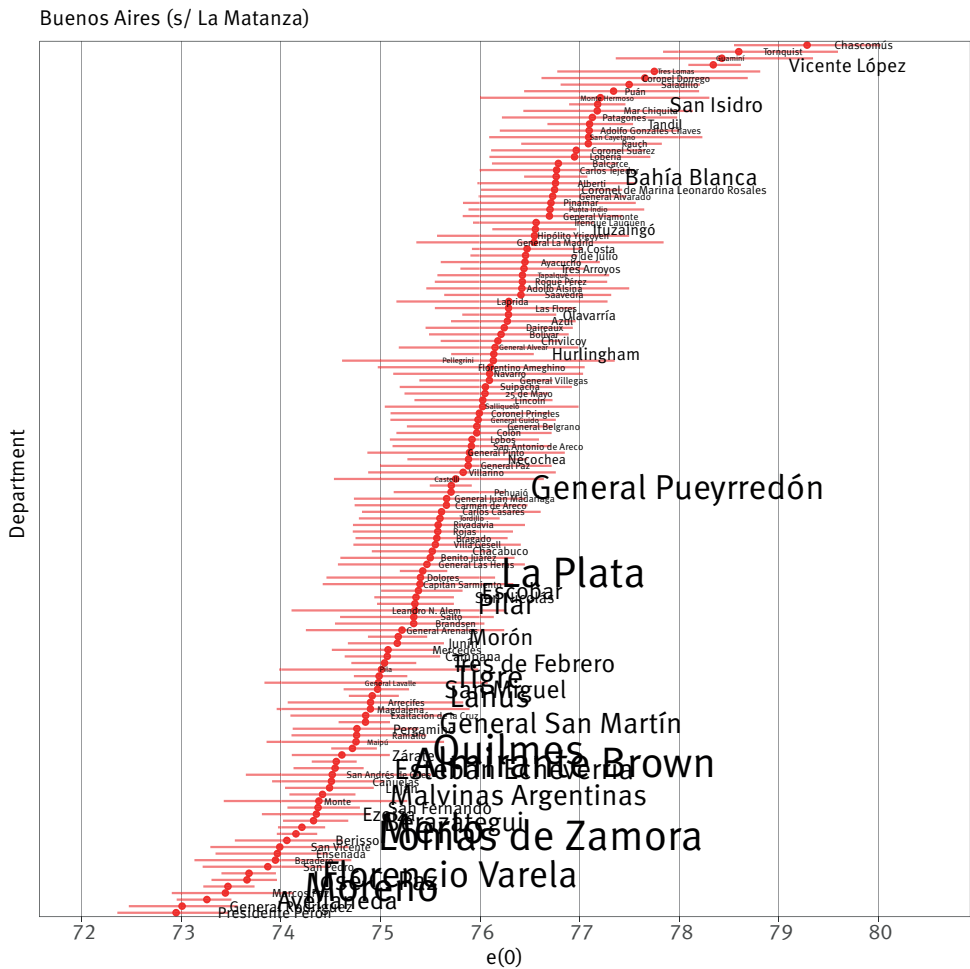
Fuente: Elaboración propia en base a datos censales, de INDEC (2015) y DEIS (2016).

Por otro lado, se siguió el procedimiento de evaluación de consistencia empleado por Gonzaga y Schmetmann (2016) para relacionar las defunciones del área mayor con las obtenidas mediante la agregación de las estimaciones para las áreas menores, en este caso las siete regiones (Gráfico 2 del Anexo). Si bien los promedios de diferencias relativas son 0,3%, 0,3%, -0,1% para los métodos indirecto, bayesiano y TOPALS, logrando un buen ajuste global, se destaca mayor variabilidad en el segundo y el tercero y un patrón singular en el primero que sugiere un sesgo específico en algunos grupos de edad.

En el Gráfico 5 se consideraron los resultados del método bayesiano empírico porque presenta un escenario de menor rango (distancia entre máximos y mínimo valor) de estimaciones entre departamentos (Gráfico 1 del Anexo). Próximos trabajos deberán utilizar técnicas de simulación para llegar a conclusiones más sólidas, a pesar de lo cual en la

Tabla 1 se muestran las estimaciones medias de los tres métodos, por departamento. Para tener en cuenta la aleatoriedad, se aplicó 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. En el Gráfico 5 se muestran las estimaciones en el intervalo de 95% para cada departamento en la provincia de Buenos Aires y, en los gráficos 3 a 6 del Anexo, se pueden visualizar las restantes provincias trabajadas.

**GRÁFICO 5**  
**Estimaciones e intervalos de confianza de esperanza de vida al nacer según departamentos (método bayesiano empírico)**  
**Buenos Aires – 2009-2011**



Se observa en el resto de las provincias (en el Anexo) que el ancho del intervalo se encuentra relacionado con el peso poblacional, que es una de las principales ventajas de los métodos estadísticos trabajados (bayesiano y TOPALS). Por ejemplo, en el caso de Córdoba, mientras que el departamento de Calamuchita poseía un promedio de años de vida al nacer de entre 77 y 78.3 años, el de Sobremonte fue de entre 73 y 75 años, es decir, dos años de diferencia considerando los límites inferiores y superiores, respectivamente.

La Tabla 1 presenta un resumen de los resultados por provincias en el área bajo estudio que 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 Fe, con un rango de 3,4 similar a Córdoba, pero con una varianza mayor para un promedio menor.

**TABLA 1**  
Estimaciones promedio de esperanza de vida por provincia según número total de departamentos (n), varianza y rango  
Región pampeana – 2009-2011

Provincia	$e^0$ (1)	N	Varianza (1)	CV (%)	Rango	Menor $e_0$	Mayor $e_0$
Buenos Aires (2)	75,7	134	1,4	1,5	6,3	72,9	79,3
Córdoba	76,1	27	0,6	1,1	3,5	74,1	77,6
Entre Ríos	75,1	18	0,5	1,0	2,2	73,7	75,9
La Pampa	76,9	23	0,4	0,9	2,7	75,5	78,2
Santa Fe	75,4	20	1,1	1,4	3,5	73,3	76,8

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC (2015) y DEIS (2016).

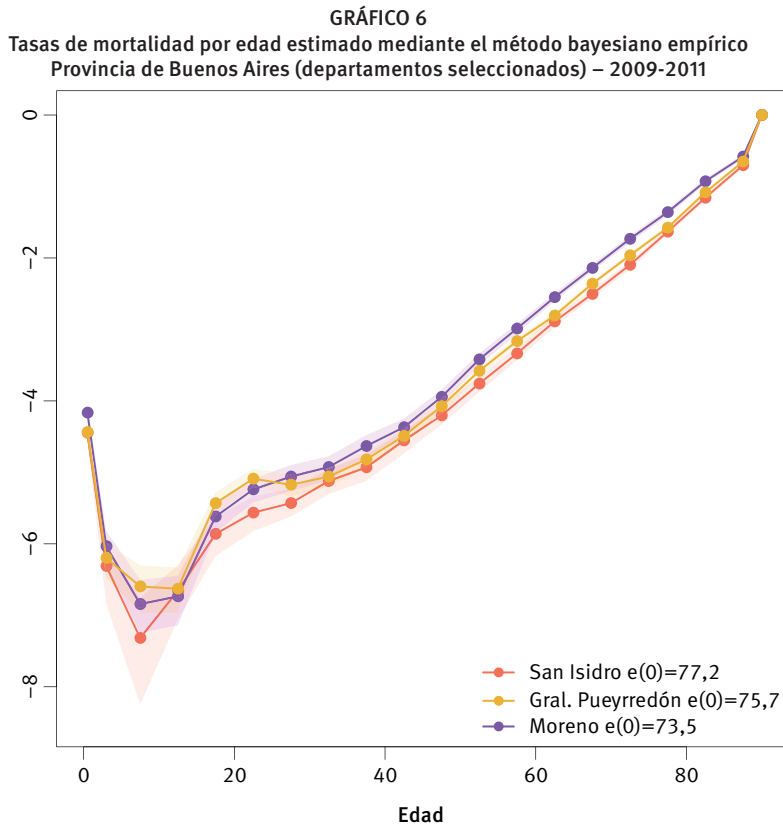
(1) El promedio y la varianza no están ponderados por población.

(2) Buenos Aires no incluye La Matanza.

## La provincia de Buenos Aires

¿Qué nos permiten decir las estimaciones? En la Tabla 1 se mostró la gran heterogeneidad de la provincia (considerando 133 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 (como resultó también de la regionalización según NBI que se observa en el Gráfico 2). Para inspeccionar un poco el significado de los resultados, en el Gráfico 6 se describen tres jurisdicciones con exposición significativa y ubicadas a lo largo de la distribución (Gráfico 5): San Isidro, General Pueyrredón y Moreno.





Fuente: Elaboración propia en base a INDEC (2015) y DEIS (2016).

Si comparamos la mediana de las tasas por edad (línea principal), 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 cuarenta años, por lo que probablemente este sea un patrón de mortalidad para tener en cuenta. 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, General 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 en los que se pueden ensayar comparaciones jerárquicas entre las tres jurisdicciones tomadas son aquellos en los que los polígonos no se solapan: mortalidad infantil, mortalidad adulta mayor a 45 años y, particularmente, el grupo de 15 a 24 años entre San Isidro y General Pueyrredón, caracterizado este último por una sobremortalidad en la juventud.

## Conclusiones

Los hallazgos empíricos reportados en este artículo contribuyen no solo a la investigación sobre la mortalidad en general, sino también a la mortalidad en áreas pequeñas de Argentina. En este artículo aplicamos, comparamos y contrastamos los resultados de tres metodologías que enfocan las posibilidades y ofrecen alternativas para investigar la mortalidad en áreas menores en diferentes regiones de América Latina, lo que aporta a lo estudiando en otros países como Brasil y Ecuador.

En general, la atención de la literatura suele centrarse en los aspectos epidemiológicos y de salud pública de la mortalidad, cuyos objetos de estudio son el total país, las principales regiones geográficas o departamentos muy específicos. Por ello, es necesario hacer estudios que investiguen la variación de la mortalidad no solo en el tiempo, sino también en el espacio, y en particular en áreas menores, las menos conocidas. En este artículo observamos que la transición epidemiológica en Argentina no tiene un patrón lineal y unidireccional, y que es bastante heterogénea entre las regiones y dentro de ellas. Además, argumentamos que los estudios adicionales deberían prestar atención a las desigualdades sociales y regionales en la mortalidad. En este sentido, este trabajo ayuda a comprender la transición sanitaria en el país y puede tener impactos positivos en las políticas locales de salud pública.

Tanto en el plano del marco teórico sobre diferenciales de mortalidad, como en la construcción de indicadores, los antecedentes de estimación en áreas pequeñas son escasos en Argentina. Se decidió comenzar con la región pampeana por su participación poblacional en total país. Se aplicaron tres métodos para estimar la estructura y el nivel de mortalidad y se aplicaron verificaciones de consistencia previas para identificar grandes problemas. Las principales diferencias entre los métodos se explican porque el bayesiano empírico tiende a tomar siempre alguna información sobre el patrón de edad del área menor, pero a su vez con cierta menor consistencia en lo agregado. Los resultados indican que la provincia de Buenos Aires fue la que presentó mayor dispersión, seguida por las de Córdoba y Santa Fe. Se ensayó un análisis comparativo dentro de Buenos Aires mediante la caracterización de tres departamentos y cuantificando diferentes perfiles de mortalidad, aunque con reparos estadísticos.

La limitación principal de esta propuesta es que se desconoce el nivel de cobertura de las áreas menores, aspecto que puede ser específico en cada provincia, dada la organización federal de los sistemas de registro. Se analizaron datos desconocidos en el registro de defunciones y se hicieron 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, con foco en los departamentos de gran volumen debido a las propiedades estadísticas de los métodos (procedimiento detallado en el Anexo). El costo no fue menor: se dejó afuera de la estimación al departamento más grande del país y a la CABA, y tampoco se desagregó por sexo. Deben hacerse correcciones sobre los

datos a partir de información externa si se deciden incorporar en futuras investigaciones que apliquen al período considerado.

Como limitación metodológica adicional se destaca que provincias con muchos departamentos de poca población serán artificialmente más similares en la mortalidad suavizada, dado que serán más parecidos al área mayor, como en el caso de La Pampa. De allí que se pueda pensar que su dispersión estimada pueda ser menor a la subyacente.

En investigaciones ulteriores serán necesarios otros análisis. Así, por un lado, para hacer una comparación metodológica robusta podrían simularse perfiles de mortalidad según tablas modelo en diferentes escalas y patrones de omisión, incorporando al análisis otros desarrollos recientes. Por otro lado, el censo de población próximo permitirá hacer este ejercicio dando pautas para apoyar o no la hipótesis de convergencia señalada en la introducción. ¿Qué diferencias se pueden llegar a encontrar si se hacen imputaciones a las variables tales como sexo y se analiza de acuerdo con esta variable? A futuro, la posibilidad de extender el análisis a todo el país abre una línea de indagación relevante para el estudio de la heterogeneidad en la mortalidad.

En la búsqueda de información sobre heterogeneidad intraprovincial en la mortalidad hay decisiones que tomar en cuanto al numerador y al denominador de las tasas por edad, ya que hay un límite en lo que se pueda concluir con la información disponible, pero resulta necesario alertar sobre aquellas áreas con menor esperanza de vida. Este puede ser un punto de partida para definir prioridades en el diseño de políticas locales de salud y dar pie a futuras investigaciones que aporten tanto sobre la calidad de datos como a los aspectos metodológicos en el tratamiento de áreas menores.

## Referencias

ALEXANDER, M.; ZAGHENI, E.; BARBIERI, M. A flexible bayesian model for estimating subnational mortality. *Demography*, v. 54, n. 6, p. 2025-2041, 2017.

ARRIAGA, E. **Análisis demográfico de la mortalidad**. Córdoba: Universidad Nacional de Córdoba, 2011.

ASSUNÇÃO, R. M.; SCHMERTMANN, C. P.; POTTER, J. E.; CAVENAGHI, S. M. Empirical bayes estimation of demographic schedules for small areas. *Demography*, v. 42, n. 3, p. 537-58, Aug. 2005. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/4147361>.

ASSUNÇÃO, R. M.; NEVES, M. C.; CAMARA, G.; DA COSTA FREITAS, C. Efficient regionalization techniques for socio-economic geographical units using minimum spanning trees. *International Journal of Geographical Information Science*, v. 20, n. 7, p. 797-811, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1080/13658810600665111>.

BEER, J. A new relational method for smoothing and projecting age-specific fertility rates: TOPALS. *Demographic Research*, v. 24, p. 409-54, Mar. 2011. Disponible en: <https://www.demographic-research.org/volumes/vol24/18/default.htm>.

BENNETT, N. G.; HORIUCHI, S. Mortality estimation from registered deaths in less developed

countries. **Demography**, v. 21, n. 2, p. 217-33, 1984. DOI: <https://doi.org/10.2307/2061041>.

BILAL, U. *et al.* Life expectancy and mortality in 363 cities of Latin America. **Nature Medicine**, v. 27, n. 3, p. 463-470, 2021. DOI: [10.1038/s41591-020-01214-4](https://doi.org/10.1038/s41591-020-01214-4).

BILAL, U.; ALAZRAQUI, M.; CAIAFFA, W. T.; LOPEZ-OLMEDO, N.; MARTINEZ-FOLGAR, K.; MIRANDA, J. J.; DIEZ-ROUX, A. V. Inequalities in life expectancy in six large Latin American cities from the SALURBAL study: an ecological analysis. **The Lancet Planetary Health**, v. 3, n. 12, e503-e510, 2019. DOI: [https://doi.org/10.1016/S2542-5196\(19\)30235-9](https://doi.org/10.1016/S2542-5196(19)30235-9).

BIVAND, R. Spatial dependence: weighting schemes, statistics and models [R package spdep version 1,1-2]. **Comprehensive R Archive Network (CRAN)**, 2019. Disponible en: <https://cran.r-project.org/web/packages/spdep/index.html>.

BOLEDA, M. Evolución de la mortalidad argentina en el contexto regional: la situación del noroeste argentino. *In*: OTERO, H. N.; VELÁSQUEZ, G. (ed.). **Poblaciones argentinas**. Estudios de demografía diferencial. Tandil: PROPIEP (IEHS-CIG). 1997. p. 95-121.

BORGES, G. M. Health transition in Brazil: regional variations and divergence/convergence in mortality. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 33, n. 8, 2017. Disponible en: [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).

BORGES, G. Teorías y medidas de convergencia demográfica: una aplicación a nivel subnacional en América Latina. **Notas de Población**, n. 106, p. 37-64, 2018.

BRAMAJO, O. N.; GRUSHKA, C. O. Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina, 2015-2016. El rol del ingreso previsional. **Revista Latinoamericana de Población**, v. 14, n. 26, p. 46-69, 2019. DOI: [10.31406/relap2020.v14.i1.n26.3](https://doi.org/10.31406/relap2020.v14.i1.n26.3).

BRILLINGER, D. R. The natural variability of vital rates and associated statistics. **Biometrics**, v. 42, n. 4, p. 693-734, 1986. Disponible en: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/3814721>.

CAMISA, Z. C. **Tabla abreviada de mortalidad de la region pampeana de la Republica Argentina 1946-1948**; precedida de un analisis critico de las estadisticas basicas. Santiago, Chile: Celade, 1964 (Serie C – Celade, n. 23). Disponible en: [repec.org.https://econpapers.repec.org/paper/ecrcol048/8246.htm](https://repec.org/https://econpapers.repec.org/paper/ecrcol048/8246.htm).

CASTRO, M. C. Spatial demography: an opportunity to improve policy making at diverse decision levels. **Population Research and Policy Review**, v. 26, n. 5-6, p. 477-509, 2007. DOI: [10.1007/s11113-007-9041-x](https://doi.org/10.1007/s11113-007-9041-x).

COHEN, B.; PRESTON, S. H.; CRIMMINS, E. M. **International differences in mortality at older ages: dimensions and sources**. National Academies Press, 2011.

DEIS. Ministerio de Salud de la Nación. **Estadísticas vitales**. Información básica. Buenos Aires, 2016. Disponible en: <http://www.deis.msal.gov.ar/wp-content/uploads/2016/09/Estadisticasvital2016.pdf>.

EFRON, B.; MORRIS, C. Empirical bayes on vector observations: an extension of Stein's method. **Biometrika**, v. 59, n. 2, p. 335-347, 1972. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/2334578>.

FENELON, A. Geographic divergence in mortality in the United States. **Population and Development Review**, v. 39, n. 4, p. 611-634, 2013.

FRANÇA, E. B. *et al.* Cause-specific mortality for 249 causes in Brazil and states during 1990-2015: a systematic analysis for the global burden of disease study 2015. **Population Health Metrics**, v. 15, article 39, 2017. DOI: [10.1186/s12963-017-0156-y](https://doi.org/10.1186/s12963-017-0156-y).

FREIRE, F. H. M. de A.; QUEIROZ, B. L.; GONZAGA, M. SOUZA, F. Mortality estimates and construction of life tables for small areas in Brazil, 2010. *In*: POPULATION ASSOCIATION OF

AMERICA – ANNUAL MEETING. **Proceedings** [...]. San Diego, 2015.

GERI, M.; LAGO, F.; MOSCOSO, N. Bonos demográficos en Argentina, 1960-2015. **Estudios Demográficos y Urbanos**, v. 33, n. 1, p. 225-252, 2018.

GONZAGA, M. R.; SCHMERTMANN, C. P. 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**, v. 33, n. 3, p. 629-652, 2016.

GRAGNOLATI, M.; ROFMAN, R.; APELLA, I.; TROIANO, S. **As time goes by in Argentina**: economic opportunities and challenges of the demographic transition. World Bank Publications, 2015.

GRUSHKA, C. O. Casi un siglo y medio de mortalidad en la Argentina... **Revista Latinoamericana de Población**, v. 8, n. 15, p. 93-118, Julio/Diciembre 2014. Disponible en: <http://revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/14/13>.

GRUSHKA, C. O. Demographic panorama in Argentina. *In*: GRAGNOLATI, M.; ROFMAN, R.; APELLA, I.; TROIANO, S. (ed.). **As time goes by in Argentina**: economic opportunities and challenges of the demographic transition. World Bank Publications, 2015. p. 39-70.

GRUSHKA, C.; BAUM, D.; SANI, L. Vivir y morir en las comunas de la Ciudad de Buenos Aires: un estudio de diferenciales. **Población de Buenos Aires**, año 10, n. 18, p. 33-44, 2013.

INDEC. **Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad 2008-2010: total del país y provincias**. Buenos Aires: Indec, 2013. (Serie Análisis Demográfico, n. 37).

INDEC. **Estimaciones de población por sexo, departamento y año calendario 2010-2025**. Buenos Aires: Indec, 2015. (Serie Análisis Demográfico, n. 38).

GARETH, J.; WITTEN, D.; HASTIE, T.; TIBSHIRANI, R. **An introduction to statistical learning**: with applications in R. Springer Publishing Company, Incorporated, 2014.

JASPERS, D.; ORELLANA, H. Evaluación del uso de las estadísticas vitales para estudios de causas de muerte en América Latina. **Notas de Población**, n. 60, p. 47-77, 1994.

KAZTMAN, R. **La medición de las necesidades básicas insatisfechas en los censos de población**. Centro Latinoamericano de Demografía, 1995.

KIBELE, E. U.; KLÜSENER, S.; SCHOLZ, R. D. Regional mortality disparities in Germany. **KölnerZeitschrift für Soziologie Sozialpsychologie**, v. 67, n. 1, p. 241-270, 2015.

LIMA, E. E. C. de; QUEIROZ, B. L. 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**, v. 30, n. 8, p. 1721-1730, 2014. Disponible em: <https://doi.org/https://dx.doi.org/10.1590/0102-311X00131113>.

LONGFORD, N. T. Multivariate shrinkage estimation of small area means and proportions. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)**, v. 162, n. 2, p. 227-245, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-985X.00132>.

LONGFORD, N. T. **Missing data and small-area estimation** – modern analytical equipment for the survey statistician. Springer, 2005. Disponible en: <https://www.springer.com/gp/book/9781852337605>.

LUY, M. A classification of the nature of mortality data underlying the estimates for the 2004 and 2006 United Nations World Population Prospects. **Comparative Population Studies**, v. 35, n. 2, p. 73-100, 2010.

MANZELLI, H. Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina. **Revista**

**Latinoamericana de Población**, v. 8, n. 14, p. 129-163, 2014. Disponible en: <http://revistarelap.org/index.php/relap/article/view/98/120>.

MARSHALL, R. J. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. **Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)**, v. 40, n. 2, p. 283-294, 1991. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/2347593>.

MATTHEWS, S. A.; PARKER, D. M. Progress in spatial demography. **Demographic Research**, n. 28, p. 271-312, 2013.

MESLÉ, F.; VALLIN, J. Historical trends in mortality. *In*: ROGERS, R. G.; CRIMMINS, E. M. (ed.). **International handbook of adult mortality**. Springer Netherlands ed., 2014. v. 2, p. 9-47.

MIECH, R.; PAMPEL, F.; KIM, J.; ROGERS, R. G. The enduring association between education and mortality: the role of widening and narrowing disparities. **American Sociological Review**, n. 76, p. 913-34, 2011.

MOULTRIE, T. *et al.* **Tools for demographic estimation**. Paris: International Union for the Scientific Study of Population, 2013.

NACIONES UNIDAS. **La Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible: una oportunidad para América Latina y el Caribe (LC/G.2681-P/Rev.3)**. Santiago, 2018.

OEPPEN, J.; VAUPEL, J. W. Broken limits to life expectancy. **Science**, v. 296, p. 1029-1031, 2002. Disponible en: <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=edsjsr&AN=edsjsr.3076677&lang=es&site=eds-live>.

OMS. **Estadísticas sanitarias mundiales 2012**. Suiza: Organización Mundial de la Salud. Ginebra, 2012. Disponible en: [http://www.who.int/gho/publications/world\\_health\\_statistics/2012/es/](http://www.who.int/gho/publications/world_health_statistics/2012/es/).

ONU. **Model life tables for developing countries** New York: United Nations, 1982. (Population Studies, n. 77).

OTERO, H.; VELÁSQUEZ, G. Mortalidad diferencial en la provincia de Buenos Aires en la década de los ochenta. Análisis territorial y factores socio-económicos. *In*: OTERO, H.; VELÁSQUEZ, H. (ed.). **Poblaciones argentinas**. Estudios de demografía diferencial. Tandil: Propiep (IEHS-CIG), 1997.

OTERO, H. (ed.). **Historia de la Provincia de Buenos Aires**. Población, ambiente y territorio. Buenos Aires: UNIPE-Edhasa, 2012.

PALLONI, A.; PINTO-AGUIRRE, G. Adult mortality in Latin America and the Caribbean. *In*: ROGERS, R. G.; CRIMMINS, E. M. (ed.). **International handbook of adult mortality**. Springer Netherlands, 2011. p. 101-132.

PALLONI, A.; PINTO, G.; BELTRÁN-SÁNCHEZ, H. **Estimation of life tables in the Latin American Data Base (LAMBdA)**: adjustments for relative completeness and age misreporting. United Nations Expert Group Meeting, 2016. Disponible en: [http://www.un.org/en/development/desa/population/events/pdf/expert/26/notes/Palloni\\_2016\\_Est-of-life-in-LAMBdA.pdf](http://www.un.org/en/development/desa/population/events/pdf/expert/26/notes/Palloni_2016_Est-of-life-in-LAMBdA.pdf).

PELÁEZ, E.; ACOSTA, L. Educación y mortalidad diferencial de adultos: Provincia de Córdoba, República Argentina. **Papeles de Población**, v. 17, n. 70, p. 9-31, 2011. Disponible en: [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1405-74252011000400002&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252011000400002&lng=es&tlng=es).

PERALTA, A.; BENACH, J.; BORRELL, C.; ESPINEL-FLORES, V.; CASH-GIBSON, L.; QUEIROZ, B. L.; MARÍ-DELL'OLMO, M. Evaluation of the mortality registry in Ecuador (2001-2013) – social and geographical inequalities in completeness and quality. **Population Health Metrics**, v. 17, n. 1, article 3, 2019. DOI:10.1186/s12963-019-0183-y.

PERALTA, A.; BENACH, J.; ESPINEL-FLORES, V.; GOTSSENS, M.; BORRELL, C.; MARÍ-DELL'OLMO, M. Studying geographic inequalities in mortality in contexts with deficient data sources: lessons from Ecuador. **Epidemiology**, v. 31, n. 2, p. 290-300, 2020.

PRESTON, S.; COALE, A. J.; TRUSSELL, J.; WEINSTEIN, M. Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable. **Population Index**, v. 46, p. 179-202, 1980. DOI: <https://doi.org/10.2307/2736122>.

PRESTON, S. H. The changing relation between mortality and level of economic development. **Population Studies**, v. 29, n. 2, p. 231-248, 1975. DOI: <https://doi.org/10.2307/2173509>.

QUEIROZ, B. L.; LIMA, E. E. C.; FREIRE, F. H. M. A.; GONZAGA, M. R. Temporal and spatial trends of adult mortality in small areas of Brazil, 1980-2010. **Genus**, v. 76, n. 1, article 36, 2020. DOI:10.1186/s41118-020-00105-3.

RAMÍREZ, M. Mortalidad por edad, sexo y causas de muerte en países subdesarrollados. El caso de la provincia de Formosa en el noroeste argentino. *Revista Geográfica*, v. 126, p. 145-166, 1999.

RAO, J. N. K.; MOLINA, I. **Small area estimation**. Wiley, 2015.

RAU, R.; SCHMERTMANN, C. P. District-level life expectancy in Germany. **Deutsches Ärzteblatt International**, v. 117, p. 29-30, 2020.

RAU, R.; SOROKO, E.; JASILIONIS, D.; VAUPEL, J. W. Continued reductions in mortality at advanced ages. **Population and Development Review**, v. 34, n. 4, p. 747-768, 2008. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/25434738>.

RILEY, J. C. The timing and pace of health transitions around the world. **Population and Development Review**, v. 31, n. 4, p. 741-764, 2005. Disponible en: <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=edsjsr&AN=edsjsr.3401524&lang=es&site=eds-live>.

ROBBINS, H. Some thoughts on empirical bayes estimation. **The Annals of Statistics**, v. 11, n. 3, p. 713-23, 1983. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/224063>.

ROFMAN, R. Diferenciales de mortalidad adulta en Argentina. **Notas de Población**, v. 22, n. 59, p. 73-91, 1994.

SACCO, N.; BORGES, G. ¿Converge la fecundidad en Brasil y Argentina? Un enfoque desde las desigualdades. **Revista Brasileira de Estudos de População** v. 35, n. 1, 2018.

SACCO, N. ¿Cuánto vivieron los nacidos a fines del siglo XIX y cuánto vivirán los nacidos a fines del siglo XX? **Notas de Población**, n. 103, p. 73-100, 2016.

SCHMERTMANN, C. P.; GONZAGA, A. R. Bayesian estimation of age-specific mortality and life expectancy for small areas with defective vital records. **Demography**, v. 55, n. 4, p. 1363-1388, 2018.

SOARES, R. R. **On the determinants of mortality reductions in the developing world**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2007. (NBER Working Paper, 12837).

TSIMBOS, C.; KALOGIROU, S.; VERROPOULOU, G. Estimating spatial differentials in life expectancy in Greece at local authority level. **Population Space and Place**, v. 20, n. 7, p. 646-663, 2014.

UNIVERSITY OF CALIFORNIA, B. U.; MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH. Human Mortality Database. Disponible en: [www.mortality.org](http://www.mortality.org); or [www.humanmortality.de](http://www.humanmortality.de); [www.mortality.org](http://www.mortality.org); or [www.humanmortality.de](http://www.humanmortality.de).

VEGA, A. V.; TORCIDA, S.; VELÁZQUEZ, G. A. Análisis de la evolución de la tasa de mortalidad infantil en los departamentos de Argentina: 1994-2003. **Salud Colectiva**, v. 2, n. 3, p. 237-247, 2006.



VELÁZQUEZ, G. **¿Por qué algunos viven más que otros?** Desigualdades geo-sociales de la mortalidad. El caso del Partido de Tandil (Buenos Aires). Tandil: FCH, UNICEN, 1997.

WILMOTH, J. R.; DENNIS, M. Social differences in older adult mortality in the United States: questions, data, methods, and results. *In*: ROBINE, J.-M.; CRIMMINS, E. M.; HORIUCHI, S.; YI, Z. (ed.). **Human longevity, individual life duration, and the growth of the oldest-old population**. Dordrecht: Springer Netherlands, 2007. p. 297-332.

WILSON, T. Evaluation of simple methods for regional mortality forecasts. **Genus**, v. 74, n. 1, p. 1-22, 2018.

WRZYCA, T.; BAUDISCH, A. How life expectancy varies with perturbations in age-specific mortality. **Demographic Research**, v. 27, p. 365-376, 2012. Disponible en: <https://www.demographic-research.org/volumes/vol27/13/default.htm>.

## Sobre los autores

*Nicolas Sacco* es Profesor Asistente en Sociología y Demografía del Departamento de Sociología y Criminología y Coordinador de la Maestría y Especialización en Demografía Aplicada, en la Universidad Estatal de Pennsylvania. Fue Investigador Postdoctoral en el Instituto de Investigación en Población en esa misma universidad e Investigador Postdoctoral en Demografía del Centro de Desarrollo y Planificación Regional (Cedeplar), de la Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil (2017-2018).

*Iván Williams* es Actuario por la Universidad de Buenos Aires con una Maestría en Demografía Social en la Universidad Nacional de Luján. Actualmente se encuentra desarrollando su tesis de doctorado en la Universidad de Buenos Aires, la cual comenzó con una estadía en el Max Planck Institute for Demographic Research en Rostock Alemania.

*Bernardo Lanza Queiroz* es Ph.D en Demografía de la Universidad de California, Berkeley. Profesor del Departamento de Demografía de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG) e investigador de Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) de la UFMG.

## Dirección para correspondencia

*Nicolas Sacco*

505 Oswald Tower, University Park  
16802 – Pennsylvania, Estados Unidos

*Iván Williams*

Av. Córdoba, 2122  
C1113 – Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina

*Bernardo Lanza Queiroz*

Av. Presidente Antônio Carlos, 6627, Pampulha  
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

## Resumo

*Estimativas de esperança de vida ao nascer em áreas menores da região pampeana*

Para determinar o nível e as diferenças de mortalidade entre os departamentos da Argentina para o período de 2009 a 2011, aplicamos e comparamos as estimativas de expectativa de



vida ao nascer na região pampeana. Usamos três métodos de suavização: uma abordagem bayesiana, uma abordagem de tabela de vida relacional e uma abordagem indireta para os níveis de mortalidade, em 218 departamentos da região. Os resultados permitem ordenar os departamentos das províncias de acordo com a sua esperança de vida (com intervalos de confiança estatísticos) e calcular indicadores de desigualdade intraprovincial. Constatamos que a província de Buenos Aires foi a que apresentou maior dispersão medida pela amplitude e coeficiente de variação. O artigo contribui para a discussão e aplicação de modelos alternativos para estimar a mortalidade em nível local e oferece a possibilidade de analisar os padrões espaciais essenciais para a compreensão dos resultados demográficos individuais relacionados às características geográficas e socioeconômicas associadas, bem como uma ferramenta para orientar planos de desenvolvimento e alocação de recursos.

**Palavras-chave:** Mortalidade. Áreas menores. Região pampeana.

## Abstract

### *Estimates of life expectancy at birth in minor areas of the Pampean region*

To determine the level and differences in mortality among departments of Argentina between 2009 and 2011, we applied and compared estimates of life expectancy at birth in the Pampean Region. We used three smoothing methods: a Bayesian approach, a relational life table approach, and an indirect approach to mortality levels, in 218 departments of the region. The results allow ordering the departments of the provinces according to life expectancy (with statistical confidence intervals) and calculating indicators of intraprovincial inequality. We found that the province of Buenos Aires was the one with the highest dispersion measured by the range and the coefficient of variation. The article contributes to the discussion and application of alternative models to estimate mortality at the local level and provides the possibility of analyzing spatial patterns essential to understanding the individual demographic outcomes related to associated geographic and socioeconomic characteristics, as well as a tool to guide development plans and allocate resources.

**Keywords:** Mortality. Subnational areas. Pampean region.

Recibido para publicación en 05/05/2020

Aceptado para publicación en 14/05/2021

**Anexo**

**TABLA 1**  
**Muertes registradas con departamento de residencia desconocido, según provincias**  
**Región pampeana – 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

Fuente: Elaboración propia en base a DEIS (2016).

**TABLA 2**  
**Distribución de defunciones registradas y ocurridas**  
**Región pampeana – 2009-2011**

Año de registro	Año de ocurrencia						En porcentaje
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	
2009	0,94	99,06	-	-	-	-	
2010	-	0,79	99,21	-	-	-	
2011	-	-	1,12	98,88	-	-	
2012	-	-	-	1,13	98,87	-	
2013	-	-	-	-	1,29	98,71	

Fuente: Elaboración propia en base a DEIS (2016).

**TABLA 3**  
**Departamentos con mayor porcentaje de información desconocida, según edad y sexo**  
**Región pampeana – 2009-2011**

		En porcentaje	
Departamento	Edad	Departamento	Sexo
General Alvear	2,2	General Pueyrredón	7,3
Leandro N. Alem	1,9	Vicente López	5,6
General La Madrid	1,8	Quilmes	3,8
General Pinto	1,6	Coronel Dorrego	3,7
Las Flores	1,6	Ituzaingó	3,1
Maipú	1,6	San Andrés de Giles	2,5
Florentino Ameghino	1,4	Bahía Blanca	2,4
Salliqueló	1,4	General San Martín	2,3
Castelli	1,2	San Miguel	2,2
Pellegrini	1,2	La Plata	2,1

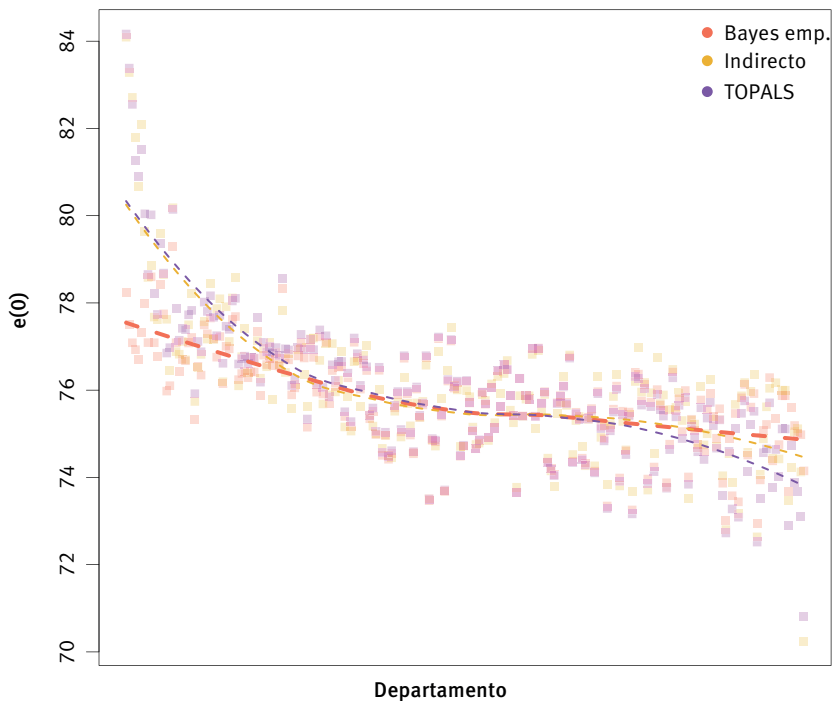
Fuente: Elaboración propia en base a DEIS (2016).

**TABLA 4**  
**Diferencias entre la esperanza de vida calculada con datos no ajustados y estimaciones oficiales**  
**Región pampeana (excluye provincia de Buenos Aires) – 2009-2011**

Provincia	Propia	INDEC	Dif. (%)
Córdoba	76,05	75,75	0,39
Entre Ríos	75,20	74,98	0,30
La Pampa	76,95	76,20	0,98
Santa Fe	75,36	75,10	0,34

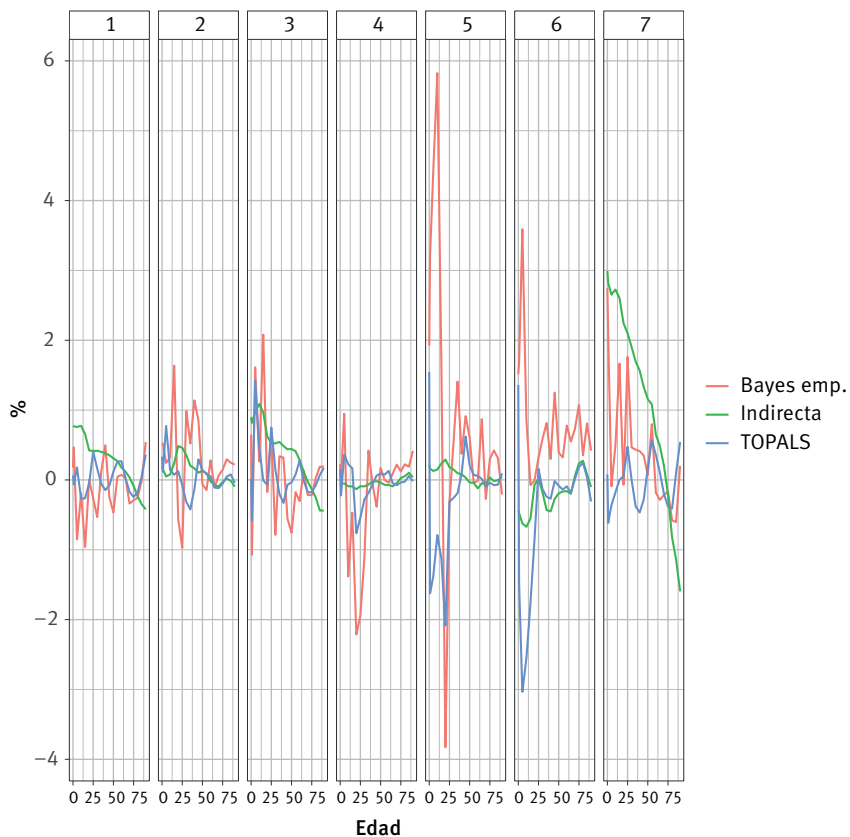
Fuente: Elaboración propia.

**GRÁFICO 1**  
Estimaciones de esperanza de vida al nacer por departamentos, según metodología  
Región pampeana



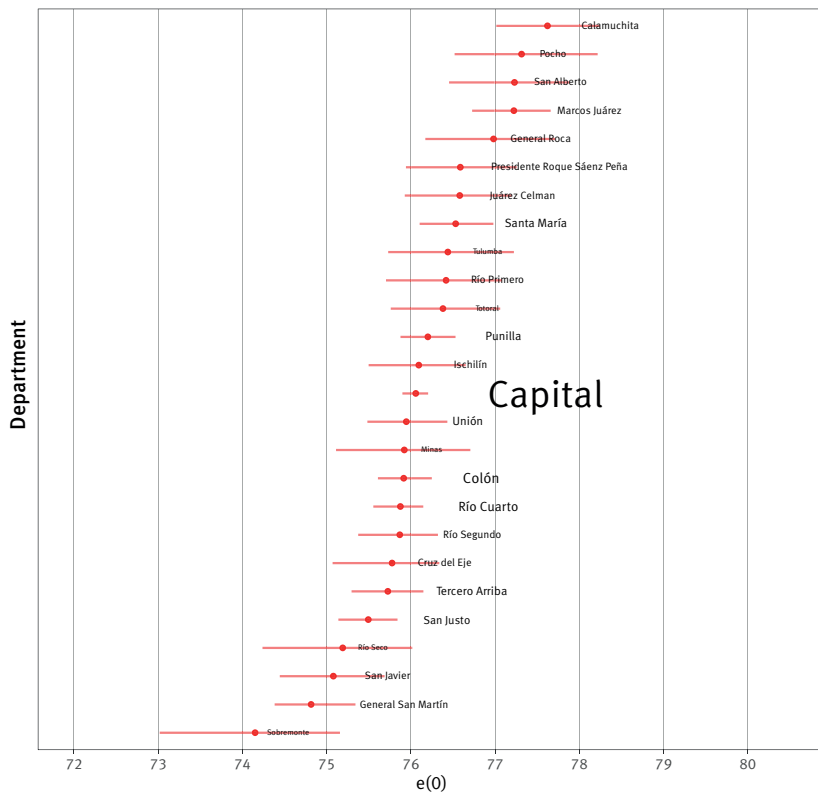
Fuente: Elaboración propia.

**GRÁFICO 2**  
Defunciones esperadas respecto a registradas en áreas mayores definidas. Diferencias relativas en porcentaje



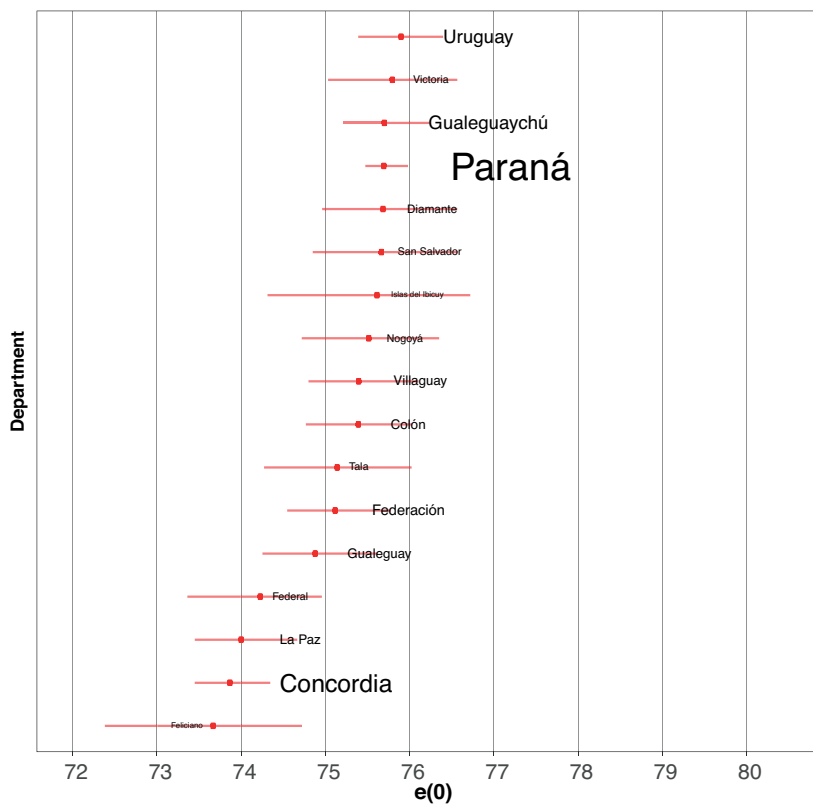
Fuente: Elaboración propia.

**GRÁFICO 3**  
**Estimaciones e intervalos de confianza de esperanza de vida al nacer, según departamentos (método bayesiano empírico)**  
**Córdoba – 2009-2011**



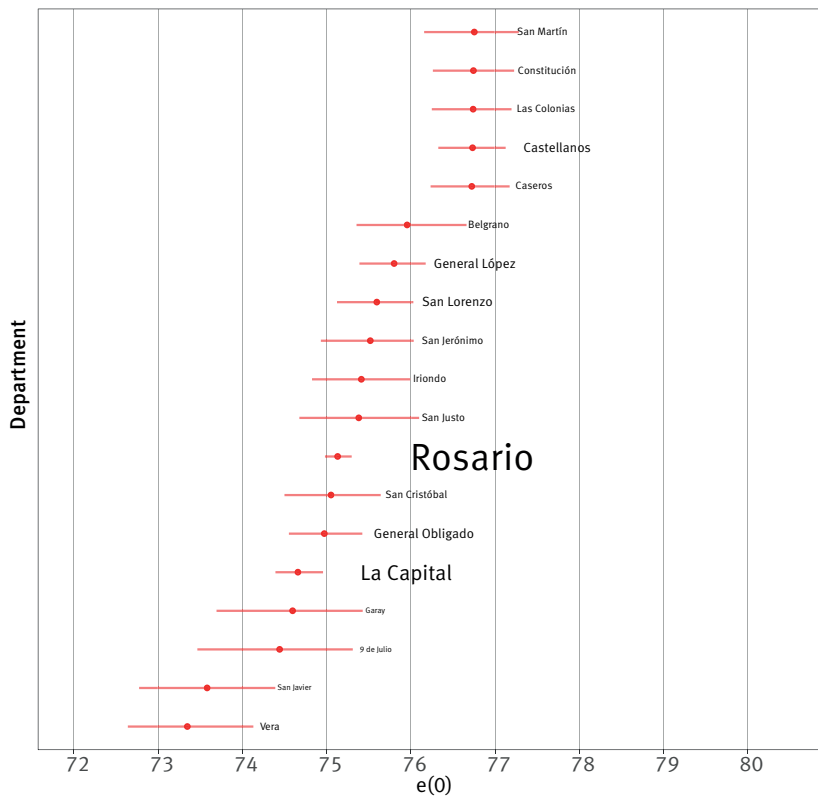
Fuente: Elaboración propia..

**GRÁFICO 4**  
**Estimaciones e intervalos de confianza de esperanza de vida al nacer, según departamentos (método bayesiano empírico)**  
**Entre Ríos – 2009-2011**



Fuente: Elaboración propia

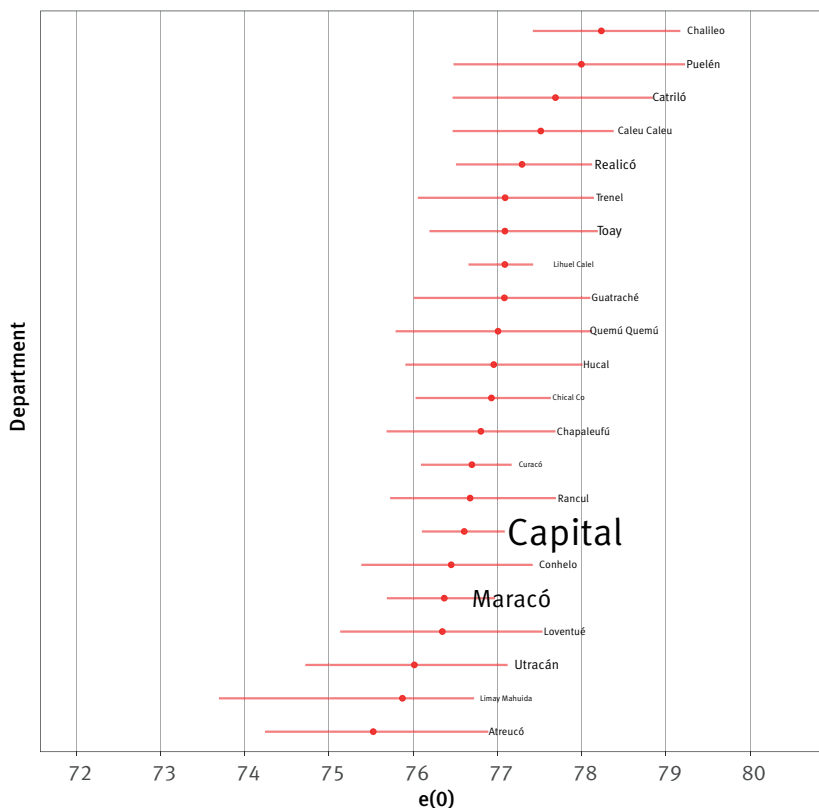
**GRÁFICO 5**  
**Estimaciones e intervalos de confianza de esperanza de vida al nacer, según departamentos (método bayesiano empírico)**  
**Santa Fe – 2009-2011**



Fuente: Elaboración propia.



**GRÁFICO 6**  
**Estimaciones e intervalos de confianza de esperanza de vida al nacer, según departamentos (método bayesiano empírico)**  
**La Pampa – 2009-2011**



Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 5**  
**Estimación de la esperanza de vida al nacer, según método**  
**Departamentos de la región pampeana – 2009-2010**

Provincias e Departamentos	Región	Esperanza de vida al nacer		
		BE	Ind	TOPALS
<b>Buenos Aires</b>				
25 de Mayo	2	76,0	76,1	76,1
9 de Julio	2	76,5	76,0	76,5
Adolfo Alsina	6	76,4	76,5	76,3
Adolfo Gonzales Chaves	5	77,1	77,1	77,2
Alberti	2	76,8	77,9	77,2
Almirante Brown	1	74,6	74,5	74,6
Arrecifes	2	74,9	74,7	74,7
Avellaneda	1	73,3	73,7	73,2
Ayacucho	2	76,5	77,1	76,6

(Continúa)

(Continuação)

Provincias e Departamentos	Región	Esperanza de vida al nacer		
		BE	Ind	TOPALS
Azul	2	76,3	75,9	76,3
Bahía Blanca	5	76,8	76,8	76,7
Balcarce	2	76,8	76,9	77,0
Baradero	2	73,9	74,1	73,5
Benito Juárez	2	75,5	75,4	75,4
Berazategui	1	74,3	74,3	74,3
Berisso	1	74,1	73,8	74,0
Bolívar	2	76,2	76,4	76,2
Bragado	2	75,6	75,9	75,5
Brandsen	1	75,3	75,7	75,9
Campana	7	75,1	75,2	75,1
Cañuelas	1	74,5	74,7	74,6
Capitán Sarmiento	2	75,4	75,2	75,5
Carlos Casares	2	75,6	76,0	75,2
Carlos Tejedor	2	76,8	77,6	77,7
Carmen de Areco	2	75,7	75,7	75,7
Castelli	2	75,8	76,0	75,7
Chacabuco	2	75,5	75,2	75,6
Chascomús	2	79,3	80,2	80,1
Chivilcoy	2	76,2	76,0	76,2
Colón	2	76,0	76,3	75,9
Cnel. de Marina L. Rosales	5	76,7	76,6	76,8
Coronel Dorrego	5	77,7	78,5	78,2
Coronel Pringles	5	76,0	75,8	75,8
Coronel Suárez	5	77,0	76,9	77,0
Daireaux	2	76,2	76,1	76,6
Dolores	2	75,4	75,3	75,2
Ensenada	1	74,0	73,7	73,9
Escobar	7	75,4	75,3	75,3
Esteban Echeverría	1	74,5	74,6	74,6
Exaltación de la Cruz	7	74,8	74,9	74,9
Ezeiza	1	74,4	74,4	74,3
Florencio Varela	1	73,7	73,7	73,7
Florentino Ameghino	2	76,1	76,4	77,0
General Alvarado	2	76,7	76,9	77,0
General Alvear	2	76,1	76,2	76,6
General Arenales	2	75,2	75,6	74,7
General Belgrano	2	76,0	75,9	76,0
General Guido	2	76,0	77,6	76,9
General Juan Madariaga	2	75,7	75,7	75,5
General La Madrid	5	76,5	76,9	76,7
General Las Heras	2	75,5	75,7	75,1
General Lavalle	2	75,0	74,1	73,1
General Paz	2	75,9	76,3	76,2
General Pinto	2	75,9	75,6	76,1
General Pueyrredón	2	75,7	75,7	75,7
General Rodríguez	1	73,0	72,8	72,7
General San Martín	7	74,8	74,8	74,9

(Continua)

(Continuação)

Provincias e Departamentos	Región	Esperanza de vida al nacer		
		BE	Ind	TOPALS
General Viamonte	2	76,7	76,8	76,9
General Villegas	2	76,1	76,0	76,2
Guaminí	5	78,4	79,6	79,4
Hipólito Yrigoyen	2	76,5	76,5	77,1
Hurlingham	7	76,1	76,2	76,0
Ituzaingó	7	76,6	76,6	76,8
José C. Paz	7	73,7	73,8	73,7
Junín	2	75,2	74,9	75,1
La Costa	2	76,5	76,7	76,5
La Plata	1	75,4	75,3	75,4
Lanús	1	74,9	74,8	74,9
Laprida	5	76,3	76,0	75,7
Las Flores	2	76,3	76,4	76,6
Leandro N. Alem	2	75,3	76,2	74,6
Lincoln	2	76,0	75,7	76,1
Lobería	2	76,9	77,1	77,4
Lobos	2	75,9	76,3	75,7
Lomas de Zamora	1	74,1	74,3	74,1
Luján	1	74,5	74,7	74,5
Magdalena	2	74,9	74,5	74,6
Maipú	2	74,8	74,4	74,0
Malvinas Argentinas	7	74,4	74,5	74,5
Mar Chiquita	2	77,2	77,2	77,7
Marcos Paz	1	73,4	73,2	73,1
Mercedes	7	75,1	75,2	74,9
Merlo	1	74,2	74,1	74,2
Monte	2	74,4	74,4	73,8
Monte Hermoso	5	77,2	78,2	77,8
Moreno	7	73,5	73,5	73,5
Morón	7	75,2	75,1	75,3
Navarro	2	76,1	76,3	76,1
Necochea	2	75,9	75,8	75,9
Olavarría	2	76,3	75,8	76,4
Patagones	5	77,1	77,4	77,2
Pehuajó	2	75,7	75,8	75,7
Pellegrini	5	76,1	76,2	75,8
Pergamino	2	74,8	75,6	74,6
Pila	2	75,0	75,1	73,7
Pilar	7	75,3	75,4	75,4
Pinamar	2	76,7	77,1	77,0
Presidente Perón	1	72,9	72,6	72,5
Puán	5	77,3	77,1	77,7
Punta Indio	2	76,7	77,1	77,4
Quilmes	1	74,7	74,7	74,7
Ramallo	2	74,8	74,7	74,6
Rauch	2	77,1	76,9	77,9
Rivadavia	2	75,6	75,4	75,5
Rojas	2	75,6	75,3	75,3

(Continua)

(Continuação)

Provincias e Departamentos	Región	Esperanza de vida al nacer		
		BE	Ind	TOPALS
Roque Pérez	2	76,4	76,8	76,7
Saavedra	5	76,4	76,2	76,3
Saladillo	2	77,5	77,6	78,0
Salliqueló	5	76,0	75,6	76,1
Salto	2	75,3	75,3	75,2
San Andrés de Giles	7	74,5	74,6	74,1
San Antonio de Areco	2	75,9	75,7	76,1
San Cayetano	5	77,1	77,0	77,3
San Fernando	7	74,4	74,5	74,3
San Isidro	7	77,2	76,9	77,2
San Miguel	7	75,0	75,0	75,0
San Nicolás	2	75,4	75,4	75,3
San Pedro	2	73,9	74,0	73,6
San Vicente	1	74,0	73,8	73,9
Suipacha	2	76,1	76,1	76,2
Tandil	2	77,1	76,7	77,2
Tapalqué	2	76,4	76,8	77,1
Tigre	7	75,0	75,0	75,1
Tordillo	2	75,6	74,2	74,7
Tornquist	5	78,6	78,9	80,0
Trenque Lauquen	2	76,6	75,8	76,8
Tres Arroyos	5	76,4	76,3	76,4
Tres de Febrero	7	75,0	74,9	75,1
Tres Lomas	5	77,7	78,6	78,7
Vicente López	7	78,3	77,8	78,6
Villa Gesell	2	75,5	75,0	75,4
Villarino	5	75,8	75,9	75,5
Zárate	7	74,6	74,6	74,5
<b>Córdoba</b>				
Calamuchita	4	77,6	78,1	78,0
Capital	4	76,1	76,1	76,1
Colón	4	75,9	75,7	76,0
Cruz del Eje	4	75,8	76,1	75,6
General Roca	6	77,0	77,2	77,2
General San Martín	6	74,8	74,7	74,9
Ischilín	4	76,1	76,4	76,0
Juárez Celman	6	76,6	76,4	76,6
Marcos Juárez	2	77,2	76,7	77,4
Minas	4	75,9	76,4	75,5
Pocho	4	77,3	82,1	81,5
Pte. Roque Sáenz Peña	2	76,6	76,5	76,9
Punilla	4	76,2	76,0	76,2
Río Cuarto	6	75,9	75,7	75,9
Río Primero	4	76,4	76,7	76,7
Río Seco	4	75,2	75,1	73,9
Río Segundo	4	75,9	75,5	75,9
San Alberto	4	77,2	78,1	77,7
San Javier	4	75,1	74,9	74,6

(Continua)

(Continuação)

Provincias e Departamentos	Región	Esperanza de vida al nacer		
		BE	Ind	TOPALS
San Justo	4	75,5	75,3	75,5
Santa María	4	76,5	76,2	76,7
Sobremonte	4	74,1	70,2	70,8
Tercero Arriba	4	75,7	75,9	75,6
Totoral	4	76,4	76,8	76,7
Tulumba	4	76,4	77,4	76,8
Unión	4	75,9	75,9	76,0
<b>Entre Ríos</b>				
Colón	3	75,4	75,1	75,4
Concordia	3	73,9	73,8	73,8
Diamante	3	75,7	75,9	75,8
Federación	3	75,1	75,2	75,1
Federal	3	74,2	74,5	74,1
Feliciano	3	73,7	73,5	72,9
Galeguay	3	74,9	75,2	74,8
Galeguaychú	3	75,7	75,5	75,7
Islas del Ibicuy	7	75,6	75,9	75,6
La Paz	3	74,0	73,5	73,8
Nogoyá	3	75,5	75,6	75,4
Paraná	3	75,7	75,5	75,7
San Salvador	3	75,7	75,8	75,7
Tala	3	75,2	75,6	75,3
Uruguay	3	75,9	75,7	76,0
Victoria	3	75,8	75,9	75,7
Villaguay	3	75,4	75,8	75,4
<b>La Pampa</b>				
Atreucó	6	75,5	75,9	75,4
Caleu Caleu	5	77,5	83,3	83,4
Capital	6	76,6	76,8	76,7
Catriló	6	77,7	78,6	78,1
Chalileo	6	78,2	84,1	84,2
Chapaleufú	6	76,8	77,0	77,1
Chical Co	6	76,9	81,8	81,3
Conhelo	6	76,4	77,0	76,5
Curacó	6	76,7	80,7	80,9
Guatraché	6	77,1	77,5	77,7
Hucal	5	77,0	76,8	76,9
Lihuel Calel	5	77,1	82,7	82,6
Limay Mahuida	6	75,9	76,0	75,1
Limay Mahuida	6	75,9	76,0	75,1
Loventué	6	76,3	76,8	76,9
Maracó	6	76,4	77,0	76,3
Puelén	6	78,0	79,6	80,0
Quemú Quemú	6	77,0	77,9	77,5
Rancul	6	76,7	76,7	77,4
Realicó	6	77,3	77,2	77,8
Toay	6	77,1	77,7	78,2
Trenel	6	77,1	78,6	78,7
Utracán	6	76,0	76,8	75,9

(Continúa)

(Continuação)

Provincias e Departamentos	Región	Esperanza de vida al nacer		
		BE	Ind	TOPALS
<b>Santa Fe</b>				
9 de Julio	3	74,4	74,7	74,4
Belgrano	2	76,0	76,1	76,1
Caseros	3	76,7	76,4	76,9
Castellanos	3	76,7	76,3	76,8
Constitución	2	76,7	76,7	76,8
Garay	3	74,6	74,7	74,4
General López	2	75,8	75,9	75,8
General Obligado	3	75,0	75,2	75,0
Iriondo	2	75,4	75,4	75,4
La Capital	3	74,7	74,8	74,7
Las Colonias	3	76,7	76,4	76,9
Rosario	2	75,1	75,3	75,1
San Cristóbal	3	75,1	75,3	74,9
San Javier	3	73,6	73,9	73,3
San Jerónimo	3	75,5	75,3	75,4
San Justo	3	75,4	75,4	75,4
San Lorenzo	3	75,6	75,5	75,7
San Martín	2	76,8	77,2	76,9
Vera	3	73,3	73,8	73,3

Fuente: elaboración propia.

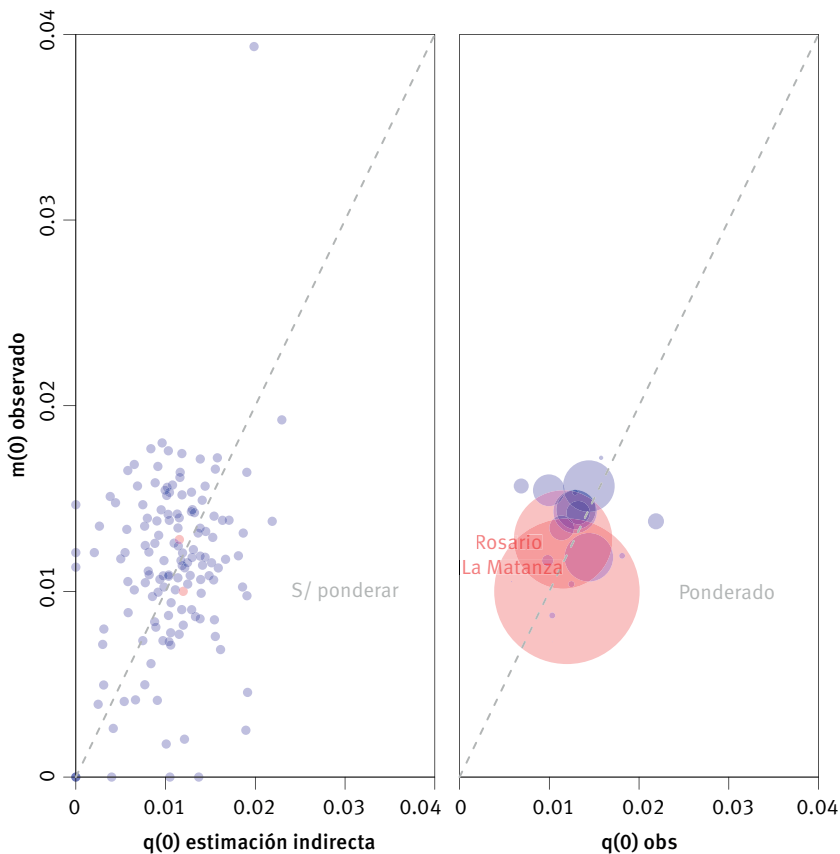
## Evaluación de consistencia

Los métodos demográficos indirectos de estimación de cobertura del registro de muertes son de compleja aplicación en poblaciones pequeñas, principalmente por la migración interna. A raíz de ello se han propuesto distintas estrategias metodológicas para resolver el problema de evaluación de cobertura de muertes en áreas menores (PRESTON *et al.*, 1980; BENNETT; HORIUCHI, 1984; SCHMERTMANN; GONZAGA, 2018; ALEXANDER; ZAGHENI; BARBIERI, 2017), distinguibles por el tipo de información auxiliar utilizada (o disponible). Con el fin de visualizar posibles distorsiones en los datos muerte o de población en las áreas menores definidas en este artículo, los departamentos, se hicieron dos ejercicios de evaluación:

1. Primero se estimó de forma indirecta la mortalidad infantil de acuerdo con el método de Brass y Coale (MOULTRIE *et al.*, 2013) aplicando las tablas modelo del patrón América Latina, elaboradas por la ONU (1982) con el fin de compararlas con la esperanza de vida elaborada según la metodología descrita en la sección anterior, según los datos vitales y censo (utilizando la edad promedio de la madre al nacimiento durante 2010 para cada provincia). Si bien esta estrategia pueda parecer poco precisa para poblaciones pequeñas, alcanza sin embargo a dar una idea sobre los potenciales problemas en los departamentos más poblados. Para dotar de mayor relevancia a la

consistencia en las áreas más pobladas, responsables del posible sesgo de suavizado de los procedimientos metodológicos —descriptas en la sección Datos y métodos—, en el Gráfico 7 se observan los puntos no ponderados (panel izquierdo) y ponderados poblacionalmente (panel derecho) de la estimación indirecta de las probabilidades de muerte ( $q_0$ ) según las tasas observadas de mortalidad al nacer ( $m_0$ ), durante el período y región bajo análisis, generando puntos que deberían colocarse cerca de la diagonal punteada. Se advierte que en la relación entre las  $m_0$  con respecto a la estimación indirecta de  $q_0$  no hay un sesgo perceptible en las áreas más mayores.

GRÁFICO 7  
Estimación indirecta de  $q_0$  y tasa de mortalidad  $m_0$  observada  
Departamentos de la región pampeana (excepto CABA – 2009-2011)



Fuente: Elaboración propia en base a datos censales 2010.

Nota: En este gráfico los puntos corresponden a decimales.

2. En segundo lugar, se comparó cada área menor (departamento) según el indicador censal de pobreza de NBI, elaborado por el INDEC, con respecto a la tasa de mortalidad general estandarizada a partir de la estructura por edad regional,

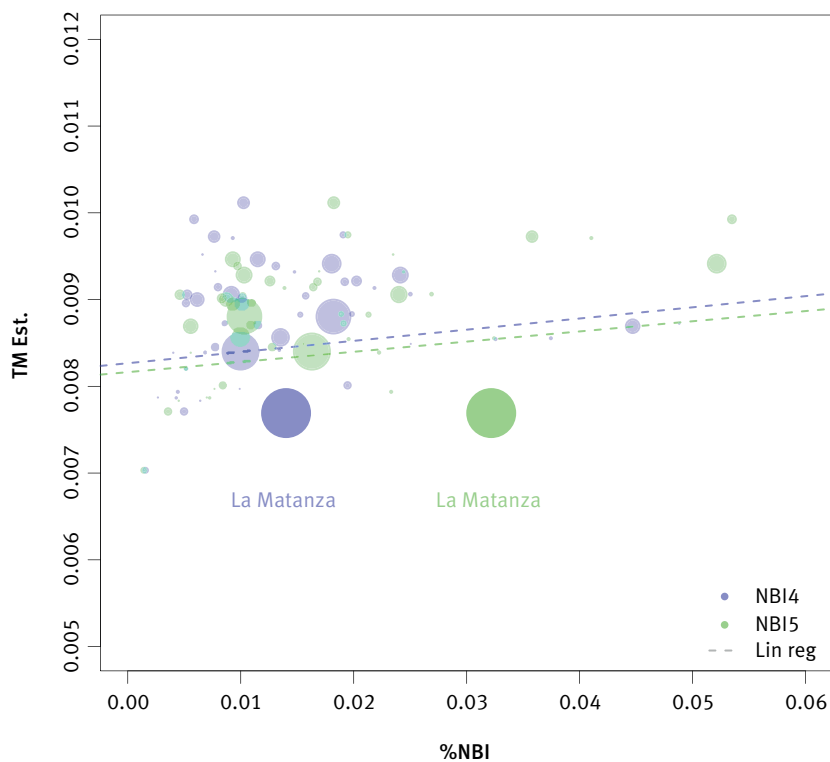
buscando una relación esperada entre pobreza y mortalidad, tal como se ha hecho en otros estudios (KAZTMAN, 1995; PRESTON, 1975; GRUSHKA, 2013). En el Gráfico 8 se muestran el NBI4 (porcentaje de hogares con niños en estado de inasistencia escolar) y el NBI5 (hogares con problemas de subsistencia —hogares con cuatro o más personas por miembro ocupado y que tienen un jefe que no ha completado el tercer grado de escolaridad primaria—), tal como lo hizo Rubén Kaztman (1995). Se destaca el departamento más grande de la región pampeana, La Matanza (contiene el 10,7% del total de población de la provincia de Buenos Aires), que posee una de las tasas de mortalidad estandarizadas más bajas, junto un índice de pobreza similar (NBI4) o mayor (NBI5) que el resto de los departamentos. Si bien en los subíndices de pobreza NBI1 (vivienda inconveniente), NBI2 (carencias sanitarias) y NBI3 (hacinamiento) no es tan perceptible esa diferencia, lo que denota esta relación es un problema de cobertura de población —ya señalado por el INDEC<sup>5</sup>—, en situación de pobreza, imposible de soslayar. Por ello, para este artículo, se decidió quitar el departamento La Matanza del área bajo estudio, debido a que las áreas con mayor densidad poblacional son de extrema relevancia a la hora de suavizar las menores. Sin excluir o corregir estos datos, su inclusión sesgaría los resultados del resto de las áreas menores de la región pampeana, por lo que se decidió que la definición de *región pampeana* excluyera al departamento La Matanza de la provincia de Buenos Aires (y como ya se mencionó, se sumó en tal estado a CABA).

Se hizo un chequeo adicional de la esperanza de vida al nacer para cada provincia (excepto Buenos Aires, por su no comparabilidad) a partir de los ejercicios anteriores y de la estimación oficial (INDEC, 2013). Los resultados dan una diferencia relativa (%) de 0,002, 0,39, 0,3, 0,98 y 0,34 para las provincias de Córdoba, Entre Ríos, La Pampa y Santa Fe (Tabla 4 de este Anexo). Ello da cuenta de que el trato de los datos de entrada resultó razonable, teniendo en cuenta el año de distancia en la referencia temporal y que no se aplicaron ajustes de cobertura en las defunciones, lo que pudo haber sido hecho en las cifras oficiales.

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



**GRÁFICO 8**  
**Tasa estandarizada de mortalidad y necesidades básicas insatisfechas, según departamentos**  
**Región pampeana – 2009-2011**



Fuente: Elaboración propia en base a datos censales, de INDEC (2015) y estadísticas vitales.

Nota: En este gráfico los puntos corresponden a decimales.