



Revista Latinoamericana de Población

ISSN: 2175-8581

alap.revista@alapop.org

Asociación Latinoamericana de Población
Organismo Internacional

Belliard, Matías; Williams, Iván
Proyección estocástica de la mortalidad. Una aplicación de Lee-Carter en la Argentina
Revista Latinoamericana de Población, vol. 7, núm. 13, 2013, pp. 129-148
Asociación Latinoamericana de Población
Buenos Aires, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323830085006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Proyección estocástica de la mortalidad. Una aplicación de Lee-Carter en la Argentina

Stochastic mortality projection. An application of Lee-Carter in Argentina

Matías Belliard

Maestría en Demografía Social, Universidad Nacional de Luján

Iván Williams

Maestría en Demografía Social, Universidad Nacional de Luján

Resumen

El principal objetivo del presente artículo es poner a disposición proyecciones estocásticas de mortalidad para la República Argentina, así como presentar el modelo e interpretarlo. Las proyecciones de mortalidad disponibles en la actualidad fueron realizadas hace aproximadamente 10 años, con modelos determinísticos. La que aquí presentamos se apoya en el modelo desarrollado por Lee y Carter en 1992 y aplicado por una importante cantidad de países, instituciones y autores. En el estudio se utilizan datos de fallecimientos y población correspondientes al período 1980-2010, para luego generar tablas de mortalidad proyectadas estocásticamente hasta el año 2050. No menos importante es el detalle metodológico del modelo, la interpretación de las estimaciones y la discusión sobre los impactos que los resultados puedan tener.

Abstract

The main objective of this article is to provide stochastic mortality projections for Argentina, and present the model and its interpretation. Currently available mortality projections were made about 10 years ago, with deterministic models. This stochastic mortality projection is based on the model developed by Lee and Carter in 1992 and used by a significant number of countries, institutions and authors. The study used data on deaths and population for the period 1980-2010, and then generated stochastically mortality tables projected to 2050. Also important methodological detail of the model, the interpretation of the estimates and the discussion on the impacts these may have on various fields.

129

M. Belliard
e I. Williams

Palabras clave: tablas de mortalidad proyectadas, proyección estocástica de mortalidad, Lee-Carter.

Key words: life tables projected, stochastic mortality projection, Lee-Carter.

Introducción

Considerando los múltiples usos que tienen las proyecciones de población y de mortalidad a largo plazo, es llamativa la poca preocupación que se advierte en la Argentina respecto de su difusión. En la misma línea, resulta escasa la discusión académica referida a proyecciones de mortalidad tanto en su aspecto teórico/académico como empírico/aplicado. Dichas proyecciones constituyen un factor clave para estimar el aumento de los costos de pensiones, las primas de seguros relacionados con la supervivencia o con el fallecimiento de las personas y la asistencia sanitaria de los adultos mayores, entre otras temáticas de interés.

Recientemente, el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE, 2012) y la Organización de Naciones Unidas (ONU, 2004) divulgaron por primera vez proyecciones de población de largo plazo, el CELADE hasta el año 2100 y las Naciones Unidas hasta el año 2300. Según estas publicaciones, la proyección de esperanza de vida al nacer (EVN) de la Argentina para ambos sexos es la siguiente: 85.8 años de edad para 2100 y 98.6 años de edad para hombres y 101 años para mujeres para el año 2300. Es importante destacar que en los citados trabajos solo se publicó el nivel de mortalidad y que no se incluyen las tablas respectivas. Las últimas tablas de mortalidad que dio a conocer el CELADE (2010) alcanzan hasta el año 2020.

En el ámbito académico internacional, especialmente entre demógrafos y biólogos, existen ciertas discrepancias con respecto a cuáles serán los escenarios futuros en lo relativo a las tendencias de la mortalidad. Algunos postulan la existencia de un límite para la EVN (Fries, 1980; Olshansky, Carnes y Cassel, 1990), visión que fue aceptada mayoritariamente por organismos internacionales y nacionales para sus proyecciones de población –aunque, con el transcurso de los años, han ido ampliando dicho límite.

Por el contrario, otros autores, apoyados en datos empíricos, esperan avances sin establecer límites para la EVN. Oeppen y Vaupel (2002) argumentan que en el último siglo y medio la EVN ha aumentado 2.5 años por década y postulan, como escenario razonable, la continuidad de esta tendencia. Para los autores, la constante alza observada en la EVN y el corrimiento de los límites propuestos por diversos investigadores confirman la opinión de que, por ahora, no pareciera estar cerca ningún límite. Robine y Vaupel (2002) observan que la edad máxima al fallecimiento ha sido una constante biológica: alrededor de 100-110 años –aunque, durante los últimos años del siglo xx, ese tope parece haber sido superado en al menos 10 años, pues la máxima edad al fallecimiento observada con datos confiables se eleva a 122 años.

En este sentido, es importante marcar que la situación demográfica de los países no es homogénea y que, si bien las variables demográficas poseen movimientos relativamente suaves y moderadamente previsibles en el tiempo (dejando de lado, por supuesto, el componente migratorio), es muy baja la probabilidad de que las estimaciones futuras coincidan con el valor proyectado en forma determinística. Para subsanar estos inconvenientes es que surgen los modelos estocásticos. Estos permiten estimar una nube de valores de la que se espera que contenga –con un determinado grado de confianza– los valores futuros de las variables demográficas en cuestión.

En este breve trabajo nos proponemos proyectar las tablas de mortalidad y, como consecuencia, la esperanza de vida para la población argentina, bajo un modelo estocástico desarrollado por Lee y Carter (1992). A diferencia de las proyecciones del CELADE y del INDEC, que se basan en modelos puramente determinísticos (Pujol, 1984; INDEC, 2004; CELADE, 2010), el modelo de Lee-Carter se caracteriza por agregar un componente estocástico que intenta capturar el comportamiento de la mortalidad en el tiempo y otros dos componentes que permiten explicar la relación existente entre el nivel y la estructura de la mortalidad, los tres en una única expresión matemática.

El modelo de Lee-Carter ha sido muy difundido en la literatura demográfica y actuarial, tanto teórica como aplicada. En cuanto a su aplicación, existe una importante evidencia empírica que muestra su efectividad en países como los Estados Unidos (Carter y Lee, 1992) –donde se aplicó en proyecciones referidas al equilibrio del sistema de seguridad social–, en los países que conforman el G7 (Tuljapurkar, Li y Boe, 2000), en Suecia (Wang, 2007), en Chile (Lee y Rofman, 1994) y en otros (Boot *et al.*, 2006).

El presente trabajo abarca esta introducción y tres secciones: una sección metodológica, donde se presenta detalladamente el modelo utilizado y la fuente de datos que permite nutrirlo; una segunda sección, donde se exponen los resultados producto de la aplicación del modelo para la Argentina; y un último apartado en el que se desarrollan las consideraciones generales. Adicionalmente, se incluye un anexo estadístico con los resultados del modelo y las tablas de mortalidad proyectadas.

Metodología y fuente de datos

Metodología

El modelo desarrollado por Lee y Carter (1992) para caracterizar las tasas de mortalidad, fue el siguiente:

$$m_{x,t} = e^{\alpha_x + \beta_x K_t + E_{x,t}}$$

donde:

α_x refiere a la estructura de la mortalidad durante todo el período de estudio;

K_t implica el comportamiento tendencial (o nivel) de la mortalidad en el tiempo;

β_x da una medida de la fuerza con la que esa situación general (K_t) afecta a cada grupo específico de edad;

$E_{x,t}$ es un término de error que depende del tiempo y la edad, el cual se supone ruido blanco (proceso estocástico estacionario de esperanza igual a cero, varianza constante y covarianzas nulas) e implica las influencias no capturadas por el modelo.

Este modelo se denomina modelo bivariable debido a que intervienen la variable edad (enfoque transversal) y la variable tiempo (que unida a la anterior permite un enfoque longitudinal).¹

Para facilitar la estimación de los parámetros, se linealiza la expresión anterior:

$$\ln m_{x,t} = \alpha_x + \beta_x K_t + E_{x,t}$$

Los autores Lee y Carter (1992) detallaron dos condiciones sobre los parámetros tales que la solución que provenga de la optimización otorgue una solución única, ya que algunas combinaciones lineales resultarían en iguales resultados de $\ln m_{x,t}$ (Cairns *et al.*, 2009). Estas son:

$$\sum_{\forall x} \beta_x = 1 \quad \text{y} \quad \sum_{\forall t} K_t = 0$$

La conclusión inmediata de lo anterior es que el parámetro α_x resulta, en el promedio, de $\ln m_{x,t}$ para cada grupo de edad (dado el supuesto sobre la esperanza de $E_{x,t}$). En general, cabe esperar solo valores positivos de β_x , debido a que cambios en el nivel no producen efectos de signo diferente entre distintas edades.

La estimación no puede realizarse a través de un modelo de regresión usual ya que, como bien señalan los autores, no existe una variable regresora observable. Estos proponen, una vez obtenida la estimación de

$$\alpha_x \quad (a_x = \overline{\ln m_{x,t}})$$

a partir de la minimización de

$$\sum [\ln m_{x,t} - (\alpha_x + \beta_x K_t)]^2,$$

utilizar el método Singular Value Decomposition (SVD) para las estimaciones de los parámetros restantes (Betzuen, 2010).

En este trabajo se utilizará uno de los métodos propuestos por Wilmoth (1993), el cual se basa en una estimación del modelo por máxima verosimilitud.² En trabajos previos, se ha mostrado que este método reporta más estabilidad para el caso de la Argentina (Andreozzi y Blaconá, 2011) y contempla la presencia de heterocedasticidad (Wilmoth, 1993; Brouhns, Denuit y Vermunt, 2002), algo necesario si se considera que las tasas de edades más altas tienen menos defunciones y, por lo tanto, mayor variabilidad.

1 Para los actuarios y demógrafos, estos conceptos son de especial interés, ya que la asociación de cada momento t con la estructura x constante genera unívocamente una tabla de mortalidad, obteniéndose así cohortes “reales” a partir de tablas dinámicas.

2 El otro método consiste en una optimización similar a la mencionada antes pero ponderada por las defunciones observadas, ya que la función \ln trae como consecuencia que grupos con pocas defunciones tengan el mismo peso en la mortalidad general que grupos con mayor densidad (Wang, 2007). Ambos métodos tienen también la ventaja, según Wilmoth, de permitir tasas nulas, las cuales pueden presentarse a ciertas edades si la estimación forma parte de un estudio por causas de muerte.

El modelo en cuestión consiste en suponer una distribución Poisson en la variable número de defunciones por edad del período t [D_{xt}], siendo su parámetro definido por

$$\lambda_{xt} = m_{xt} L_{xt},$$

con L_{xt} representando los expuestos al riesgo (que λ_{xt} dependa de x y t permite que las varianzas no sean iguales).

La función de verosimilitud que se plantea tiene como principal supuesto que las observaciones son independientes y están idénticamente distribuidas, o sea que las defunciones de un año no dependen de las anteriores y que todas quedan definidas por una idéntica distribución con sus respectivos parámetros. Siendo $d_{x,t}$ las defunciones observadas, la probabilidad conjunta será:

$$L = \prod_{\forall x, \forall t} \frac{e^{-\lambda_{x,t}} \lambda_{x,t}^{d_{x,t}}}{d_{x,t}!}$$

Y aplicando logaritmo resulta:

$$l = \sum_{\forall x, \forall t} [d_{x,t} \ln \lambda_{x,t} - \lambda_{x,t} - \ln(d_{x,t}!)]$$

En el caso del modelo que nos importa, el parámetro de la Poisson será

$$e^{ax + bx kt} L_{xt},$$

donde, al maximizar l , se obtengan los estimadores a_x , b_x y k_t . La resolución de las derivadas parciales igualadas a cero (ecuaciones normales) se opera por métodos iterativos.

Una vez estimados los parámetros con la trayectoria pasada, se trata de encontrar un modelo autorregresivo que ajuste k_t y permita luego proyectar las tasas suponiendo constante la estructura de mortalidad obtenida.³ Los autores observaron una tendencia lineal decreciente en el período estudiado, por lo que la elección del modelo autorregresivo debía considerar este comportamiento. Fue escogido un modelo ARIMA (0,1,0), donde el campo central indica la diferenciación necesaria para trabajar con un proceso estacionario (en este caso $d=1$, por su carácter lineal). De esta forma se planteó:

$$k_t - k_{t-1} = A + \varepsilon_t$$

donde:

A es el cambio anual promedio entre los niveles del índice k sucesivos, y

ε_t es el error asociado a cada t , el cual se supone tiene una distribución normal con media 0, desvío constante y covarianzas nulas.

En la incorporación de este modelo ARIMA al modelo general de proyección de la mortalidad, se encuentra implícita la idea subyacente de que se espera que el nivel de

3 Uno de los supuestos más fuertes del modelo es que la velocidad con que cambia la mortalidad por edad es constante (b), habiendo evidencias de que no siempre es así (Lee, 2000).

la mortalidad quede explicado mayormente por la experiencia pasada (en particular, por la inmediatamente anterior, y no de manera determinante por factores explicativos externos), y así continúe esa tendencia.

La proyección de las tasas de mortalidad se logra haciendo

$$m_{x,t+s} = e^{ax+bxy+sk}$$

donde se construyen intervalos de confianza para k , el cual transmite su aleatoriedad a las tasas de mortalidad por edad estimadas a cada momento, para luego obtener las esperanzas de vida y sus intervalos.

Fuente de datos

Para estimar las tasas de mortalidad por edad, son necesarios datos de fallecimientos (numerador) y de población expuesta a riesgo (denominador) en el período bajo estudio. El presente trabajo toma como período base para proyectar la mortalidad el intervalo 1980-2010, dado que están disponibles datos digitalizados y se cuenta con una ventana de al menos 30 años, según las recomendaciones del modelo (Lee y Carter, 1992). Los datos referidos responden a dos fuentes de información diferentes en cuanto a lo institucional, a la forma de registración y al objeto de estudio.

Los datos de población que se utilizan son los provistos por el INDEC en sus proyecciones de población. Dado que es necesario disponer de la población por edad y año calendario desde 1980 hasta 2010 y que en las proyecciones de población se corrige una diversa gama de problemas que suelen presentarse en los censos nacionales de población (ONU, 1955; Chackiel y Macció, 1979; Massa, 1997; Massa y Bassarky, 2003), es que se elige su uso en lugar de los censos.

En línea con la decisión previa, se utilizaron datos publicados por el INDEC (2004) con algunos arreglos. En la citada publicación, se proveen efectivos de población según sexo y año calendario desde 1950 hasta 2015 y las estructuras poblacionales por edad, sexo y quinquenio. Por ello, para establecer los efectivos de población por año calendario, edad y sexo fue necesario interpolar linealmente las estructuras de población quinquenales provistas, para luego aplicarles el volumen de población publicado según sexo y año calendario.

Los datos de las defunciones son procesados, consistidos y difundidos por la Dirección de Estadísticas e Informes de Salud (DEIS) dependiente del Ministerio de Salud de la República Argentina. Los fallecimientos son informados y registrados de forma continua a través de los certificados de defunción, cumplimentados (con fines estadísticos) por un profesional que certifica la defunción cumpliendo las recomendaciones dadas por la Organización Mundial de la Salud (OMS). La cantidad de defunciones utilizadas en el trabajo, segmentadas por grupos de edad y sexo, fue solicitada a la Dirección de Estadísticas e Información de Salud, aunque se corroboró que poseen similares cantidades que las publicadas en los anuarios de estadística vitales referentes a los años de estudio. Respecto del nivel de cobertura y de la calidad de las estadísticas vitales, existen distintos trabajos que destacan que el sistema nacional posee, al menos dentro del contexto

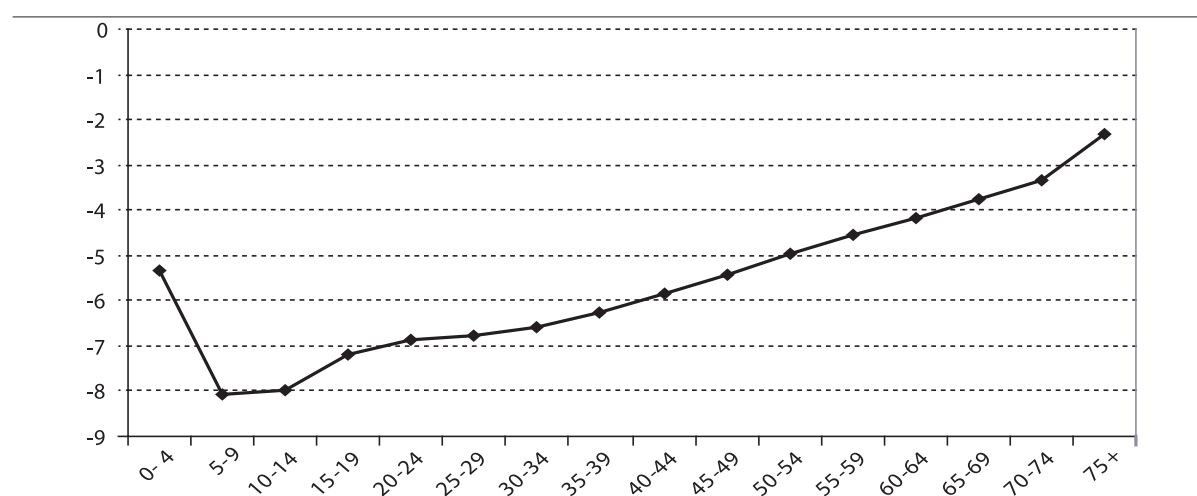
latinoamericano, un nivel aceptablemente bueno durante el período de estudio (CEPAL, 2010 y OPS, 2007), lo que permite otorgarle confianza a la estimación de las tasas de mortalidad.

Estimación y proyección

Las tasas de mortalidad con las que se trabajará corresponden a grupos quinquenales de edad, con excepción del último grupo abierto final referente a mayores de 75 años. El método utilizado en el presente estudio, como se indicó en la sección metodológica, fue el de estimación por máxima verosimilitud. En el Anexo estadístico del presente trabajo y en los siguientes párrafos se expondrán los valores obtenidos producto de la estimación del modelo desarrollado por Lee y Carter (1992).

En el Gráfico 1 es posible observar cómo el parámetro a_x captura el patrón típico que presenta la mortalidad por edades en la Argentina (Grushka, 2010; Belliard y Grushka, 2009). Puede verse una rápida reducción de la mortalidad en edades infantiles (menores a diez años) y una destacada influencia en edades jóvenes de los fallecimientos producidos por causas externas (accidentes y violencia, sobre todo en el caso masculino). Luego, se destaca un crecimiento exponencial de la mortalidad de adultos mayores.

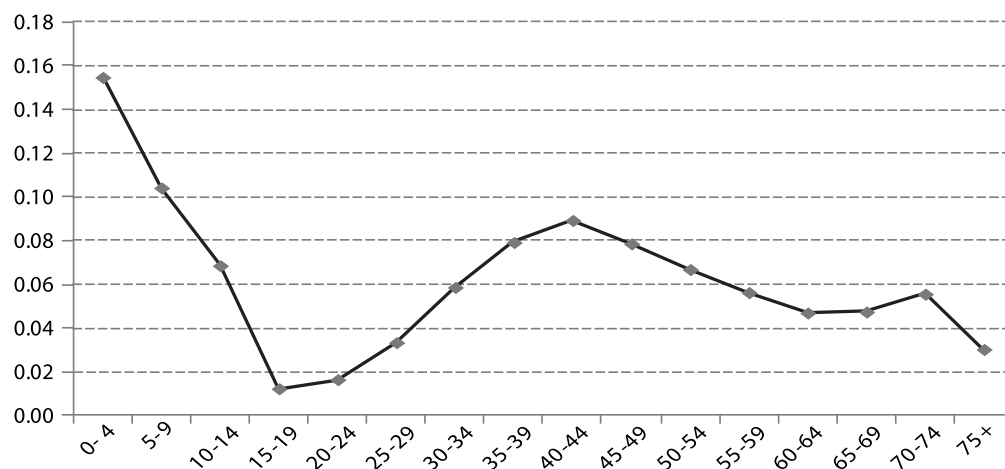
Gráfico 1
Estimador de α_x . Ambos sexos. Argentina. Años 1980-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 1 del Anexo estadístico.

Al estimar el parámetro b_x y observar su comportamiento, se manifiesta el impacto que tienen los cambios en los niveles generales de mortalidad sobre cada grupo de edad, notándose una importante diferencia por grupo (Gráfico 2).

Gráfico 2
Estimador de b_x . Ambos sexos. Argentina. Años 1980-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 1 del Anexo estadístico.

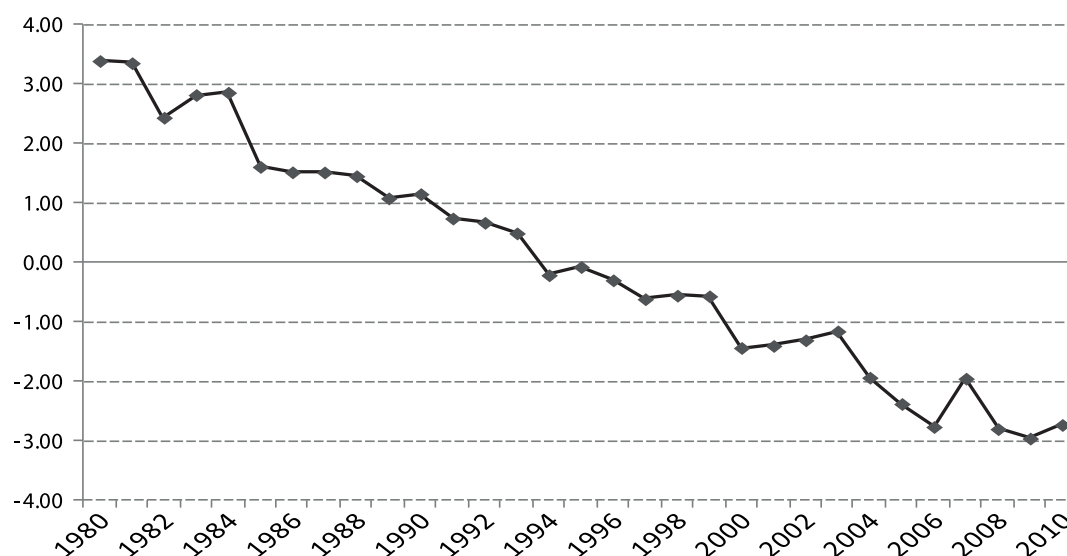
Nótese que en las edades tempranas la reducción de la mortalidad tuvo un impacto importante, aunque disminuye rápidamente hasta tener un mínimo en los 15-19; por su parte, en las edades adultas el impacto de la reducción fluctúa: para los adultos jóvenes crece, presentando un pico relativo en el rango 40-44; luego decrece en las edades posteriores, aunque con alguna oscilación.

Los grupos de edades inferiores a 15 años y los comprendidos entre los 30 y 60 años vieron reducir sus tasas de mortalidad más del 30% durante el período 1980-2010.

Llama la atención lo que sucede con b_x en las edades jóvenes. Si suponemos, por un momento, el fenómeno de mortalidad en los jóvenes por causas externas (violencia, accidentes) como exógeno a la evolución general de la mortalidad, podríamos decir que la dependencia del índice general k es menor en esta franja etaria por presentar una mortalidad que contrarresta con mucha fuerza al avance sanitario, tecnológico y de atención primaria de la salud (entre otros factores que mejoran las condiciones de sobrevivencia general dada por k), en comparación con las demás edades. Si quitáramos este efecto, quizás la relación de b respecto de la edad tendría un comportamiento decreciente más claro.

Por último, al observar que los valores de k en el tiempo son claramente decrecientes, aunque con pequeñas perturbaciones, esto deja en evidencia (y confirma lo sabido) que la población argentina ha disminuido su mortalidad general durante el período de estudio (INDEC, 2004). Adicionalmente, el comportamiento observado de la serie induce a pensar que podría modelarse correctamente con una función lineal decreciente que incluya un componente aleatorio (Gráfico 3).

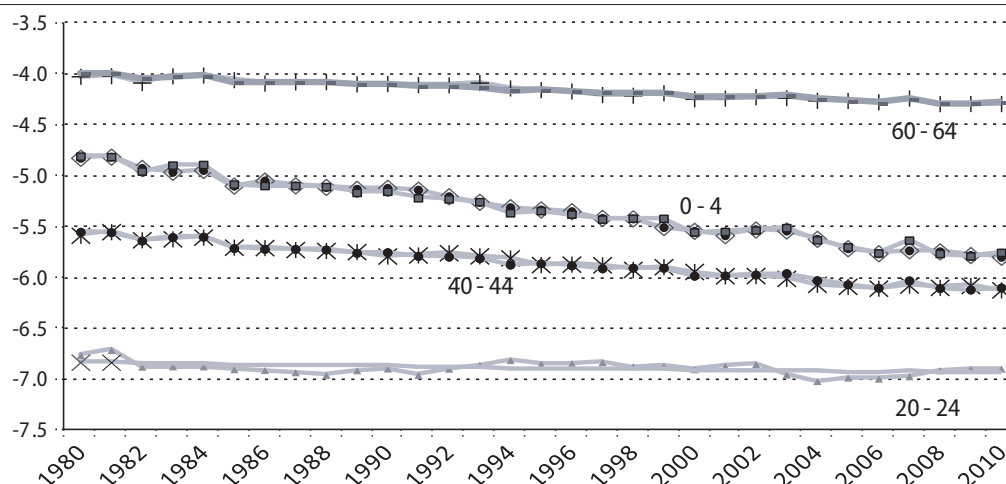
Gráfico 3
Estimador de k_t . Ambos sexos. Argentina. Años 1980-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 2 del Anexo estadístico.

Para evaluar el nivel general del ajuste de la función que modela las tasas de mortalidad en el tiempo, conforme al trabajo original de Lee y Carter (1992), deben considerarse los ratios de varianzas explicadas para cada edad como una medida de la bondad del ajuste. Mientras que este porcentaje resulta muy satisfactorio para la mayor parte de las edades, en las comprendidas entre los 15 y 29 años cumplidos la bondad del ajuste (medido por R^2) no superó el 50%. Sin embargo, como se señaló, el ajuste global es del 81% y llegaría al 95% si se excluyera al grupo con más variabilidad, el grupo abierto final de 75 y más años (Lee-Carter, 1992, p. 663) (Gráfico 4).

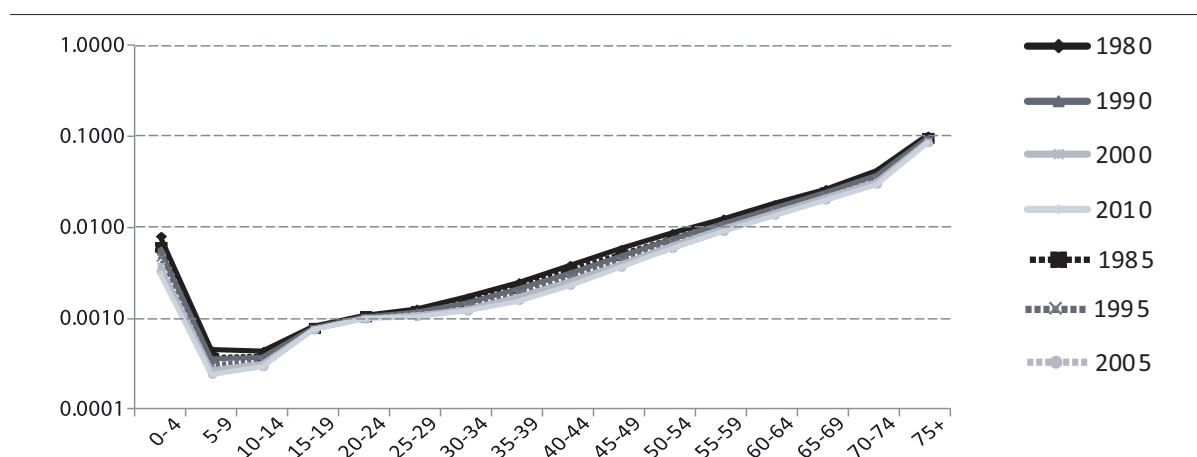
Gráfico 4
Logaritmo de las tasas de mortalidad y ajuste. Edades seleccionadas. Ambos sexos. Argentina. Años 1980-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Tabla 1, 2 y 3 del Anexo estadístico, de la DEIS y del INDEC.

De acuerdo con lo indicado previamente –reflejado en el Gráfico 4–, el ajuste del modelo se consideró aceptable. Algo interesante que permite la metodología de Lee-Carter es establecer un modelo de tablas de mortalidad suavizado para el período estudiado (1980-2010) (Gráfico 5).

Gráfico 5
Tasas de mortalidad suavizadas según Lee-Carter. Ambos sexos. Argentina.
Años 1980-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 3 del Anexo estadístico.

Entonces, el paso siguiente es especificar el modelo que permite proyectar el valor del parámetro k , y así obtener la proyección de las tasas de mortalidad futuras por edad. Como se señaló, el descenso presenta una tendencia lineal que da la pauta de lo adecuado de utilizar un modelo ARIMA (0,1,0). La especificación obtenida a través del modelador experto del software SPSS fue la siguiente:

$$k_t = k_{t-1} + (-0.20383) + e_t$$

$$R^2 = 0.9442,$$

siendo los desvíos estimados: $DS(\hat{A}) = 0.0796$; $DS(e) = 0.4362$.

El paquete estadístico puede brindar los intervalos de confianza de k , y con ellos se procede a proyectar las tasas de mortalidad y las esperanzas de vida con sus respectivos intervalos de confianza, aunque, tal como señalan Lee y Rofman (1994), la aleatoriedad de las proyecciones no proviene, bajo los supuestos del modelo, solamente de la variable k . Se supone que la estimación de a_x y b_x aporta errores que se vuelven insignificantes a medida que el horizonte se aleja. Además, según los autores, está comprobado que esta modelización soluciona satisfactoriamente los problemas asociados al comportamiento del error de k , tales como la autocorrelación y la no-normalidad, importantes para verificar los supuestos de e y generar los intervalos de confianza.

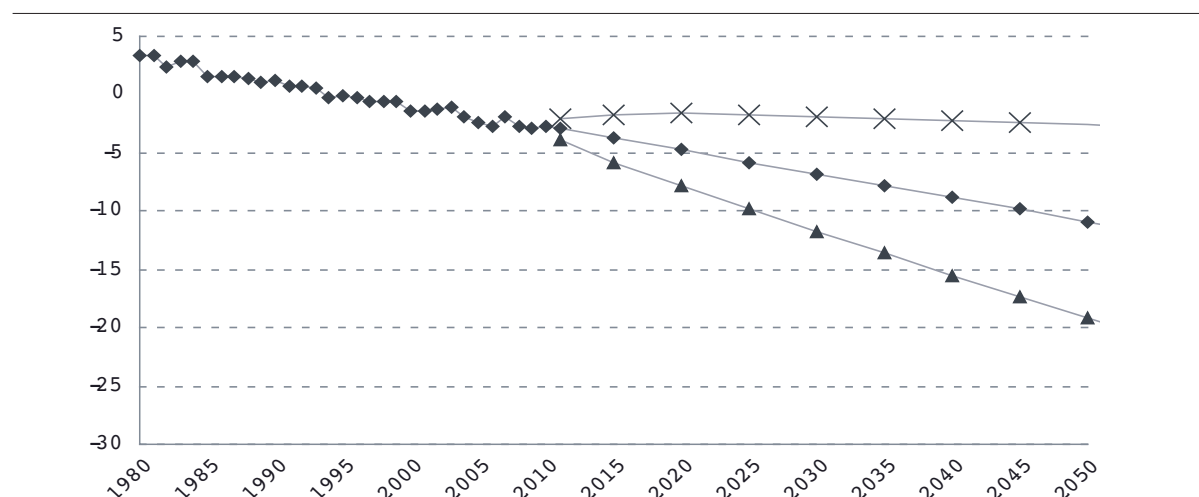
Al analizar los desvíos puntuales para cada proyección anual de k , se consideró que ambos desvíos (el del error y el de la constante) son independientes, por lo que su influencia conjunta es aditiva y depende del lapso del período a proyectar, en tanto que es creciente

a medida que el horizonte se aleja (Lee y Rofman, 1994). De esta manera, el desvío estimado del parámetro k_{2010+s} será calculado como

$$\sqrt{s * DS(\varepsilon)^2 + (s * DS(\hat{A}))^2}$$

el que permitirá generar los intervalos con un 95% de confianza (Gráfico 6).

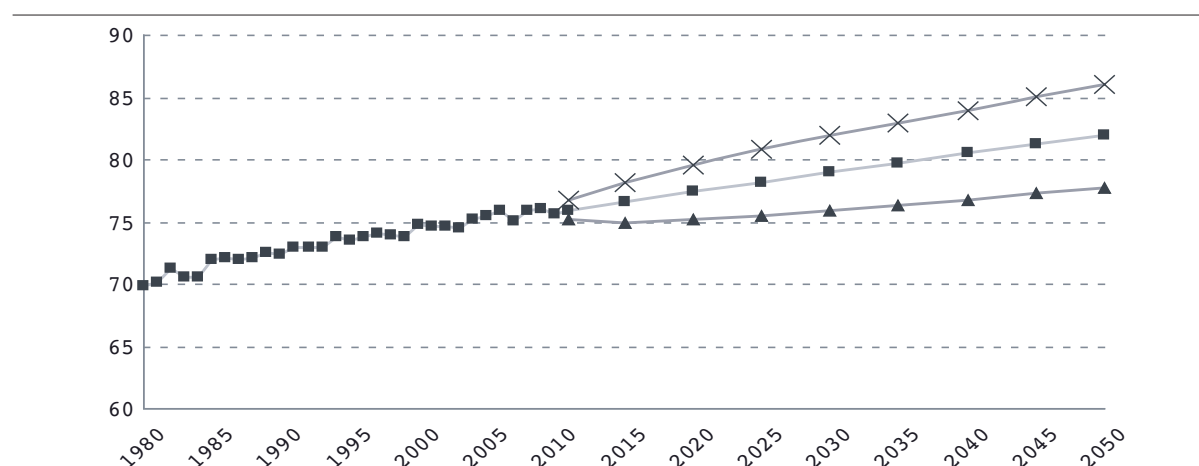
Gráfico 6
Proyección de k_t e intervalos de confianza. Ambos sexos. Argentina.
Años 1980-2050



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 2 del Anexo estadístico.

El modelo de Lee-Carter replica, en las edades futuras, el comportamiento o ganancia observada por grupos de edades durante el período de estudio. Luego, a partir de las tasas por grupos quinquenales de edad proyectadas, es posible generar las tablas de mortalidad proyectadas y las esperanzas de vida al nacimiento que surgirán de cada tabla de mortalidad (Gráfico 7).

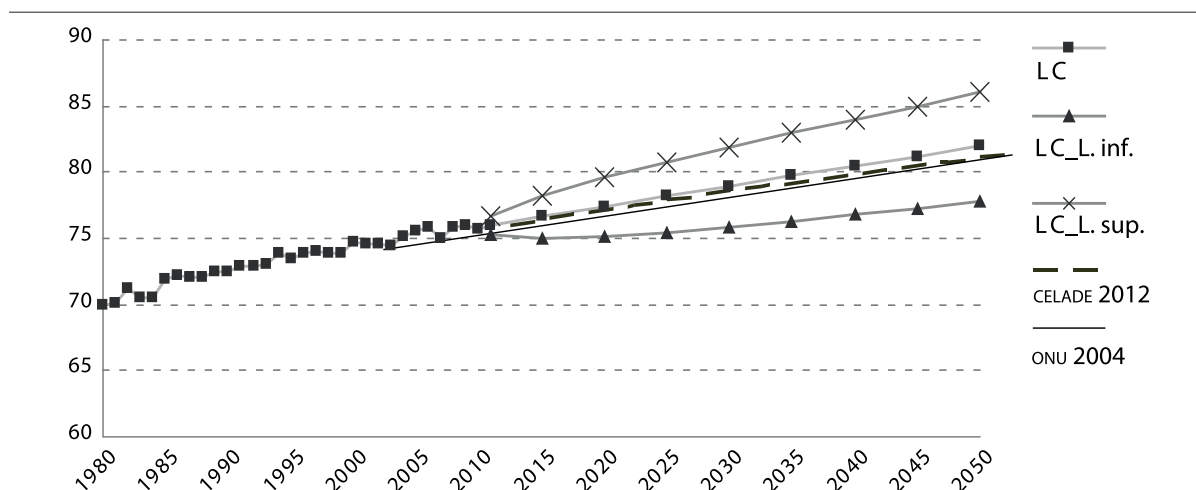
Gráfico 7
Esperanza de vida al nacer proyectada e intervalos de confianza. Ambos sexos. Argentina.
Años 1980-2050



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 5 del Anexo estadístico.

Finalmente, conviene evaluar el resultado obtenido comparándolo con las proyecciones realizadas por la CEPAL (2012) y por la ONU (2004) (Gráfico 8).

Gráfico 8
Esperanza de vida al nacer histórica y proyectada e intervalos de confianza. Comparación con proyecciones del CELADE y de la ONU. Ambos sexos. Argentina. Años 1980-2050



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tabla 5 del Anexo estadístico, del CELADE (2012) y de la ONU (2004).

Se puede notar que las proyecciones del CELADE y de la ONU, si bien son contenidas por el intervalo de confianza, se encuentran un poco por debajo de la esperada según el modelo Lee-Carter, diferencia esta que se acrecienta levemente a medida que extendemos el horizonte de análisis. Como ya se mencionó, responden a metodologías de proyección diferentes, cuya eficacia podremos evaluar comparativamente con el transcurso del tiempo.⁴

140

Año 7
Número 13
Julio/
diciembre
2013

Comentarios finales

Los resultados obtenidos permiten contar con la proyección de la esperanza de vida y de tablas de mortalidad para la Argentina en el período 2011-2050. Según las proyecciones realizadas, se calcula una esperanza de vida al nacer de 82 años para 2050, es decir, un incremento de 6.3 años respecto de la esperanza de vida al nacer observada en 2010. Por su parte, de mantenerse las mejoras pasadas, la probabilidad de sobrevivir a los primeros 5 años de vida se espera que aumente un 1% en igual lapso.

Desde la óptica social, económica e individual, vivir más tiempo o que menor cantidad de niños fallezcan en edades prematuras resulta, en sí mismo, un hecho de gran importancia. Pero la utilidad de los resultados presentados también debe medirse en función de sus posibles aplicaciones.

4 Adicionalmente, con motivo de la comparación, debería considerarse que en el presente trabajo no se suavizaron los datos de mortalidad de la serie histórica, puesto que esto no era un objetivo del estudio.

En este sentido, la proyección de la esperanza de vida y de las tablas de mortalidad tiene implicaciones directas sobre el cálculo de primas y rentas vitalicias en la industria de seguros. Si se consideran tablas dinámicas o de cohorte para la cotización de seguros de muerte, las primas disminuirían su nivel ampliando la capacidad de colocación en el mercado, producto de considerar en la cotización las posibles reducciones futuras en el riesgo de muerte.

Es importante tener en cuenta el caso del seguro de vida, en el que las ganancias proyectadas en la esperanza de vida relativizarán durante el resto de la etapa pasiva la capacidad adquisitiva periódica del capital con el que se compra la renta (permaneciendo constante la edad de retiro); así también, a la vez, estaría siendo encarecida la prima debido a las mejoras proyectadas en la supervivencia, con lo cual ambos efectos redundarían en un problema comercial y técnico (en lo que se refiere a mantener en términos reales la renta proveniente de las tablas estáticas actuales).

En la seguridad social, la utilización de los presentes valores afecta las estimaciones proyectadas de egresos en concepto de pensiones por fallecimiento y jubilaciones. En el primer caso, no solo concierne a la cantidad esperada de altas por año sino también al monto esperado a pagar, ya que el beneficiario supérstite tendrá una mortalidad esperada futura reflejada por tablas como las que se presentan en el presente estudio.

Con respecto al sistema jubilatorio y de planes de pensión (Antolin, 2007), el aumento esperado en la duración de la vida puede servir para planificar cambios progresivos con el objetivo de mantener el financiamiento de años ganados en la longevidad (dichos cambios no deben ser necesariamente paramétricos, del tipo aumentar la edad jubilatoria –regresivos para un ya problemático mercado de trabajo–, sino que tal vez podrían incluir medidas que cambien el carácter contributivo y le den a la cuestión una visión social que vaya más allá de la relación años aportados-años cobrados).

Para finalizar, a nivel metodológico, uno de los principales méritos del modelo es que incorpora el análisis de nivel y estructura de mortalidad, permitiendo una fácil proyección estocástica de la mortalidad. A diferencia de otros modelos, donde cada edad tiene un factor de mejora en su mortalidad independientemente de la situación demográfica general, aquí los avances dependen del comportamiento de mortalidad conjunta.

Bibliografía

- ANDREOZZI, L. y M. T. Blaconá (2011), "Estimación y pronóstico de las tasas de mortalidad y la esperanza de vida en la República Argentina", en *Anales de las Decimosextas Jornadas "Investigaciones en la Facultad de Ciencias Económicas y Estadística"*, Rosario: Universidad Nacional de Rosario, en <www.fcecon.unr.edu.ar>.
- ANTOLIN, P. (2007), *Longevity risk and private pensions*, OECD Publishing, OECD Working Papers on Insurance and Private Pensions núm. 3.
- BELLIARD, M. y C. Grushka (2009), "Nuevas tablas actuariales para Argentina 2000-2001", en *Actas de las X Jornadas Nacionales y Latinoamericanas Actuariales*, Buenos Aires: CMA/FCE/UBA.
- BETZUEN, A. (2010), "Un análisis sobre las posibilidades de predicción de la mortalidad futura aplicando el modelo Lee-Carter", en *Anales del Instituto de Actuarios Españoles*, núm. 16, Madrid: Instituto de Actuarios Españoles, pp. 111-140.
- BOOT, H., R. Hyndman, L. Tickle y P. De Jong (2006), "Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extensions", en *Demographic Research*, vol. 15, pp. 289-310.
- BROUHNS, N., M. Denuit y J. Vermunt (2002), "A Poisson log-bilinear regression approach to the construction of projected life tables", en *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 31 (3), Elsevier, pp. 373-393.
- CAIRNS, A. J. G., D. P. Blake, K. Dowd, G. Y. Coughlan y D. Epstein (2009), "A quantitative comparison of stochastic mortality models using data from England & Wales and the United States", en *North American Actuarial Journal*, vol. 13, núm. 1, Illinois: Society of Actuaries.
- CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA (CELADE) (2010), *Mortalidad*, Santiago de Chile: Organización de las Naciones Unidas, Observatorio Demográfico núm. 9.
- (2012), *Proyecciones de población a largo plazo*, Santiago de Chile: Organización de las Naciones Unidas, Observatorio Demográfico núm. 11.
- CHACKIEL, J. y G. Macció (1979), *Evaluación y corrección de datos demográficos. VII. Técnicas de corrección y ajuste de la mala declaración de la edad*, Santiago de Chile: CELADE, Serie B-Nº 39d.
- COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (CEPAL) (2010), *Los Censos de 2010 y la salud. Informe del Seminario-Taller*, Santiago de Chile: Organización de las Naciones Unidas, Serie de Seminarios y Conferencias núm. 59.
- FRIES, J. F. (1980), "Aging, natural death, and the compression of morbidity", en *Journal of Medicine*, 303(3), New England: Massachusetts Medical Society, pp. 130-135.

- GRUSHKA, C. (2010), “¿Cuánto vivimos? ¿Cuánto viviremos?”, en Dirección General de Estadística y Censos (DGEYC) (Alfredo Lattes, coord.), *Dinámica de una ciudad: Buenos Aires 1810-2010*, Buenos Aires: Dirección General de Estadística y Censos, Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC) (2004), *Estimaciones y proyecciones de población. Total del país. 1950-2015*, Buenos Aires: INDEC, Serie Análisis Demográfico núm. 30.
- LEE, R. D. (2000), “The Lee-Carter Method for Forecasting Mortality, with Various Extensions and Applications”, en *North American Actuarial Journal*, vol. 4, núm. 1, Illinois: Society of Actuaries, pp. 80-91.
- LEE, R. D. y L. Carter (1992), “Modeling and forecasting the time series of US mortality”, en *J. Am. Stat. Assoc.*, 87, pp. 659-671.
- LEE, R. D. y R. Rofman (1994), “Modelación y Proyección de la Mortalidad en Chile”, en *Notas de Población*, XXII, núm. 59, Santiago de Chile: CEPAL, pp. 182-213, junio.
- MASSA, C. M. (1997), “Evaluación de la declaración de la edad a partir de los datos de los Censos Nacionales de Población y Vivienda de 1980 y 1991”, en INDEC, *Evaluación de la calidad de datos y avances metodológicos*, Serie J, núm. 2, Buenos Aires: INDEC.
- MASSA, C. M. y L. Bassarky (2003), *Evaluación de la declaración de la edad en el Censo Nacional de 2001*, Buenos Aires: INDEC, DNES y P/ DEP/PAD/DT núm. 143. (Mimeo).
- OEPPE, J. y J. W. Vaupel (2002), “Broken limits to life expectancy”, en *Science*, 296, Washington D.C.: American Association for the Advancement of Science, pp. 1029-1031.
- OLSHANSKY, S. J., B. A. Carnes y C. Cassel (1990), “In search of Methuselah: Estimating the upper limits to human longevity”, en *Science*, 250, Washington D.C.: American Association for the Advancement of Science, pp. 634-640.
- ORGANIZACIÓN DE LAS NACIONES UNIDAS (ONU) (1955), *Manual II. Métodos para evaluar la calidad de los datos básicos destinados a los cálculos de población*, Nueva York: ONU, ST/ SOA/Serie A, Estudios sobre Población núm. 23.
- (2004), *World Population to 2300*, Nueva York: ONU.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD (OPS) (2007), *Situación de las estadísticas vitales, de morbilidad y de recursos y servicios en salud de los países de las Américas*, Buenos Aires: OPS, Reunión de Directores de Estadística de los países.
- PUJOL, J. M. (1984), “Procedimientos de proyecciones de la mortalidad utilizados por CELADE”, en CELADE, *Métodos para proyecciones demográfica de CELADE*, Santiago de Chile: CELADE, pp. 87-120.
- ROBINE, J. y J. Vaupel (2002), “Emergence of supercentenarians in low-mortality countries”, en *North American Actuarial Journal*, vol. 6, núm. 3, Illinois: Society of Actuaries.

TULJAPURKAR, S., N. y C. Boe (2000), "A universal pattern of mortality decline in the G7 countries", en *Nature*, vol. 405, pp. 789-792.

WANG, J. Z. (2007), *Fitting and Forecasting Mortality for Sweden: Applying the Lee-Carter Model*, tesis de Maestría, Suecia: Dept. of Mathematical Statistics, Stockholm University.

WILMOTH, J. R. (1993), *Computational Methods for Fitting and Extrapolating the Lee-Carter Model of Mortality Change*, Berkeley: Department of Demography, University of California, Technical Report.

Anexo estadístico

Tabla 1
Estimación de a_x y b_x (MLE). Ambos sexos.
Años 1980-2010. Argentina

Grupo de edad	a_x	b_x
0- 4	-5.32977	0.15480
5-9	-8.09048	0.10424
10-14	-7.98434	0.06864
15-19	-7.17484	0.01239
20-24	-6.88746	0.01654
25-29	-6.78249	0.03350
30-34	-6.58034	0.05874
35-39	-6.26181	0.07929
40-44	-5.85294	0.08936
45-49	-5.41015	0.07866
50-54	-4.95740	0.06691
55-59	-4.55077	0.05637
60-64	-4.15337	0.04704
65-69	-3.76425	0.04749
70-74	-3.33758	0.05565
75+	-2.33686	0.03036

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información suministrada por la DEIS y el INDEC.

Tabla 2
Estimación y proyección del índice k_t
para el período 1980-2050 al 95% (ARIMA).
Ambos sexos. Argentina

Año (t)	k_t	LI(k_t)	LS(k_t)
1980	3.3891		
1985	1.6099		
1990	1.1526		
1995	-0.0726		
2000	-1.4326		
2005	-2.3742		
2010	-2.7264		
2011	-2.9298	-3.7990	-2.0607
2015	-3.7452	-5.8103	-1.6800
2020	-4.7643	-7.8865	-1.6422
2025	-5.7835	-9.8393	-1.7277
2030	-6.8027	-11.7392	-1.8661
2035	-7.8218	-13.6105	-2.0332
2040	-8.8410	-15.4641	-2.2179
2045	-9.8602	-17.3061	-2.4143
2050	-10.8793	-19.1398	-2.6189

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información suministrada por la DEIS y el INDEC.

Tabla 3
Tabla de mortalidad estimada según modelo Lee-Carter. Ambos sexos.
Sobrevivientes a edades exactas [l_x]. Argentina. Años 1980-2010

Edad exacta (x)	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
5	96,052	96,984	97,048	97,606	98,055	98,358	98,490
10	95,829	96,816	96,887	97,480	97,927	98,228	98,381
15	95,614	96,621	96,722	97,322	97,783	98,082	98,239
20	95,189	96,261	96,382	96,967	97,417	97,737	97,867
25	94,639	95,777	95,894	96,454	96,927	97,285	97,372
30	94,002	95,235	95,387	95,829	96,364	96,834	96,879
35	93,183	94,567	94,752	95,154	95,707	96,290	96,327
40	92,021	93,558	93,812	94,248	94,876	95,566	95,595
45	90,308	92,006	92,385	92,929	93,634	94,485	94,550
50	87,745	89,702	90,204	90,837	91,725	92,737	92,945
55	84,085	86,209	86,910	87,734	88,777	89,996	90,414
60	78,938	81,435	82,102	83,309	84,558	85,947	86,503
65	72,159	74,662	75,521	77,006	78,689	80,072	80,767
70	62,769	66,144	66,758	68,548	70,643	72,198	72,928
75	50,571	54,115	55,519	57,387	59,909	61,574	62,572

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Tablas 1 y 2 de este Anexo estadístico.

146

Año 7
Número 13
Julio/
diciembre
2013

Tabla 4.a
Tabla de mortalidad proyectada según modelo Lee-Carter. Ambos sexos.
Sobrevivientes a edades exactas [l_x] (media). Argentina. Años 2011-2050

Edad exacta (x)	2011	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
5	98,472	98,652	98,848	99,015	99,158	99,281	99,385	99,475	99,551
10	98,361	98,550	98,756	98,932	99,084	99,213	99,325	99,420	99,502
15	98,224	98,420	98,635	98,819	98,978	99,115	99,233	99,334	99,422
20	97,862	98,061	98,279	98,467	98,630	98,771	98,893	98,998	99,090
25	97,388	97,592	97,817	98,012	98,182	98,329	98,458	98,570	98,669
30	96,889	97,106	97,345	97,555	97,739	97,901	98,044	98,169	98,281
35	96,325	96,566	96,836	97,075	97,286	97,473	97,640	97,789	97,922
40	95,599	95,884	96,205	96,491	96,746	96,974	97,179	97,363	97,528
45	94,548	94,904	95,307	95,668	95,993	96,285	96,548	96,785	97,000
50	92,885	93,337	93,854	94,321	94,744	95,128	95,477	95,794	96,083
55	90,239	90,818	91,485	92,096	92,655	93,167	93,637	94,069	94,466
60	86,288	87,017	87,866	88,652	89,380	90,055	90,681	91,263	91,803
65	80,578	81,468	82,517	83,501	84,423	85,288	86,100	86,863	87,579
70	72,840	73,928	75,225	76,456	77,623	78,731	79,782	80,779	81,725
75	62,620	63,985	65,630	67,208	68,723	70,174	71,564	72,895	74,168

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Tablas 1 y 2 de este Anexo estadístico.

Tabla 4.b
Tabla de mortalidad proyectada según modelo Lee-Carter. Ambos sexos.
Sobrevivientes a edades exactas [lx] (límite inferior). Argentina. Años 2011-2050

Edad exacta (x)	2011	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
5	98,248	98,169	98,223	98,325	98,445	98,570	98,695	98,815	98,929
10	98,127	98,044	98,100	98,206	98,332	98,464	98,595	98,721	98,841
15	97,981	97,896	97,954	98,064	98,194	98,331	98,467	98,598	98,723
20	97,616	97,530	97,588	97,700	97,832	97,970	98,109	98,243	98,370
25	97,136	97,048	97,107	97,221	97,357	97,499	97,641	97,779	97,911
30	96,623	96,530	96,593	96,713	96,856	97,006	97,157	97,305	97,446
35	96,030	95,928	95,997	96,130	96,288	96,455	96,625	96,790	96,950
40	95,254	95,135	95,215	95,370	95,556	95,753	95,953	96,151	96,342
45	94,121	93,974	94,073	94,265	94,495	94,741	94,991	95,238	95,479
50	92,345	92,161	92,285	92,526	92,817	93,128	93,447	93,765	94,076
55	89,555	89,323	89,480	89,784	90,152	90,550	90,959	91,370	91,775
60	85,437	85,150	85,343	85,721	86,180	86,679	87,196	87,718	88,237
65	79,549	79,205	79,436	79,890	80,446	81,054	81,688	82,334	82,981
70	71,596	71,183	71,461	72,007	72,680	73,421	74,200	74,998	75,803
75	61,077	60,569	60,910	61,585	62,421	63,347	64,327	65,340	66,369

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Tablas 1 y 2 de este Anexo estadístico.

Tabla 4.c
Tabla de mortalidad proyectada según modelo Lee-Carter. Ambos sexos.
Sobrevivientes a edades exactas [lx] (límite superior). Argentina. Años 2011-2050

Edad exacta (x)	2011	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
5	98,668	99,009	99,254	99,422	99,545	99,639	99,711	99,768	99,812
10	98,567	98,925	99,185	99,364	99,496	99,596	99,675	99,736	99,785
15	98,438	98,812	99,085	99,274	99,415	99,523	99,608	99,676	99,730
20	98,079	98,460	98,740	98,936	99,083	99,197	99,287	99,360	99,420
25	97,610	98,004	98,297	98,503	98,661	98,785	98,884	98,966	99,035
30	97,125	97,547	97,866	98,095	98,272	98,414	98,531	98,629	98,712
35	96,588	97,065	97,432	97,700	97,911	98,083	98,227	98,348	98,453
40	95,910	96,480	96,924	97,253	97,515	97,730	97,912	98,066	98,200
45	94,936	95,654	96,220	96,644	96,983	97,263	97,500	97,703	97,879
50	93,378	94,302	95,043	95,605	96,059	96,439	96,763	97,041	97,284
55	90,870	92,071	93,053	93,810	94,433	94,960	95,415	95,810	96,158
60	87,083	88,620	89,903	90,914	91,758	92,485	93,119	93,680	94,179
65	81,549	83,460	85,093	86,404	87,520	88,495	89,361	90,137	90,838
70	74,028	76,405	78,479	80,177	81,647	82,950	84,122	85,186	86,157
75	64,111	67,143	69,843	72,091	74,063	75,832	77,439	78,910	80,264

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Tablas 1 y 2 de este Anexo estadístico.

Tabla 5
Estimación y proyección de la esperanza de vida al nacer
1980-2050 al 95%. Ambos sexos. Argentina

Año (t)	$e(0)$	LI[$e(0)$]	LS[$e(0)$]
1980	69.9		
1985	71.9		
1990	72.4		
1995	73.5		
2000	74.8		
2005	75.5		
2010	75.7		
2011	76.0	75.2	76.7
2015	76.6	75.0	78.2
2020	77.4	75.2	79.6
2025	78.2	75.5	80.8
2030	79.0	75.9	81.9
2035	79.7	76.3	83.0
2040	80.5	76.8	84.0
2045	81.2	77.3	85.0
2050	82.0	77.8	86.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Tabla 4.a, 4.b y 4.c de este Anexo estadístico.