



ALAP 2020

IX Congreso de la Asociación
Latinoamericana de Población



9 a 11 diciembre

EL ROL DE LOS ESTUDIOS DE POBLACIÓN TRAS LA PANDEMIA DE COVID-19 Y
EL DESAFÍO DE LA IGUALDAD EN AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

*Lina María Sánchez Cespedes¹, Glenn Harry Amaya Cruz², Marcela Pantoja Echeverri³ y Juan
Sebastián Oviedo Mozo⁴; Departamento Administrativo Nacional de Estadística - Colombia^{1,2,3,4},
lmsanchezc@dane.gov.co¹, ghamayac@dane.gov.co², mpantojae@dane.gov.co³,
jsoviedom@dane.gov.co⁴*

**Estimación de las curvas de mortalidad a nivel subnacional:
Colombia 2017**

Introducción

Las proyecciones de población en Colombia se hacen a nivel departamental, cabecera y resto (urbano y rural). Esto dificulta aún más el cálculo de las curvas de mortalidad. Por tanto, el objetivo del artículo es exponer paso a paso el procedimiento que el equipo del DANE llevó a cabo para estimar cada curva de mortalidad por departamento, cabecera-resto¹ y sexo. Este procedimiento se divide en dos partes. La primera parte estima las curvas de mortalidad para la cabecera, y la segunda para el resto. La estimación en cabecera constó de tres pasos y la de resto de un paso:

CABECERA

1. Estimación de las mx y las qx por sexo, edad simple y departamento a partir del Registro de Estadísticas Vitales considerando el factor de corrección del Censo Nacional de Población y Vivienda 2018 (CNPV-2018). Este factor se calculó con la pregunta que informa si una muerte cuenta o no con registro de defunción.
2. Se realizaron dos tipos de suavizamiento sobre los valores estimados en el paso 1: A. Heligman-Pollard basado en el artículo original de 1980. Este suavizamiento se hizo considerando y sin considerar los outliers. B. Se llevó a cabo el procedimiento propuesto por Alexander et al. (2017) "A Flexible Bayesian Model for Estimating Subnational Mortality". Este método se propuso inicialmente para corregir el subregistro, pero no se obtuvieron los resultados esperados; sin embargo, se observó que suavizaba el patrón. En conclusión, se compararon tres curvas: dos de Heligman-Pollard y una del Bayesiano. El criterio de elección de la curva final fue la que obtuviera la mínima sumatoria de los errores al cuadrado.

¹ La cabecera departamental hace referencia a un área geográfica definida por un perímetro urbano, mientras que el área resto se refiere a zonas geográficas donde las viviendas se encuentran dispersas en el terreno. Para más información, consultar:

https://www.dane.gov.co/files/inf_geo/4Ge_ConceptosBasicos.pdf

3. En cuanto a la mortalidad infantil, esta se estimó por dos métodos: a. directo ajustado por el subregistro de la pregunta de registro de defunción, y b. el método indirecto de Brass. Este último método se implementó a partir de los Censos de 1993, 2005 y 2018, obteniéndose la curva de decrecimiento de la q_0 desde 1985. La familia de tabla de vida para cada departamento se determinó considerando el consumo de leche materna durante el primer año, como aconseja el Capítulo 31 de “Tools for Demographic Estimation”. Esta información fue tomada de la Encuesta Nacional de Situación Nutricional 2015. La escogencia de la q_0 final se basó en el ranking histórico de los departamentos.

RESTO

1. Debido a que el subregistro en el área rural no fue captado correctamente por la pregunta del registro de defunción del CNPV-2018 – obteniéndose en algunos casos una menor mortalidad que en la cabecera-, se estimaron modelos logísticos de probabilidad de morir en 2017 uniendo las bases de personas vivas y fallecidas del CNPV-2018. Así, se obtuvo el factor $qx(\text{rural})/qx(\text{urbano})$ por sexo y departamento. Este factor se utilizó para calcular las qx rurales a partir de las curvas de las cabeceras (paso 5).

Finalmente, las curvas estimadas con el anterior procedimiento se compararon con las estimadas por dos métodos demográficos: el método de la ecuación del equilibrio del crecimiento de Brass (The Brass Growth Balance Method) y el método del equilibrio del crecimiento generalizado (The Generalized Growth Balance Method). Se obtuvo que las curvas estimadas a partir del segundo método, el cual tiene en cuenta la migración, fueron similares a las estimadas por el método implementado por el DANE.

1. PARTE I: Estimación de las curvas de mortalidad de las cabeceras departamentales

La primera parte del documento expone la metodología utilizada para estimar las curvas de mortalidad de las cabeceras departamentales. Esto incluye la descripción de los métodos demográficos y estadísticos utilizados, además de los resultados obtenidos.

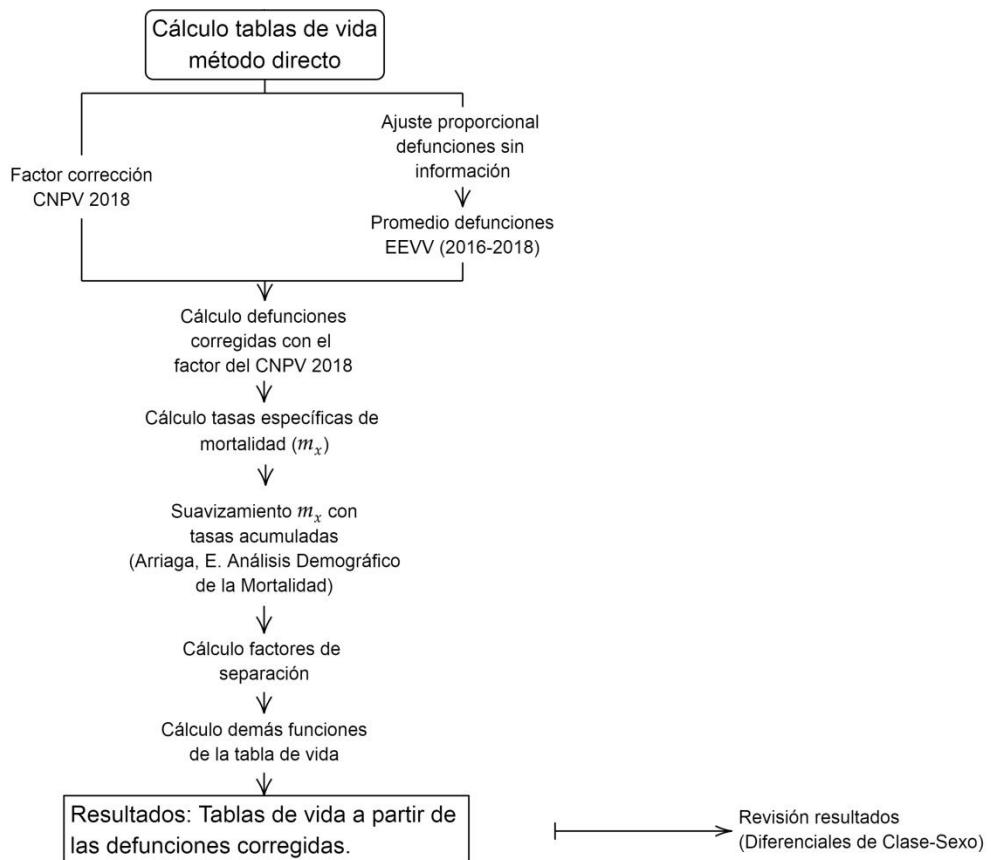
1.1 Estimación de las tablas de vida a nivel departamental a partir de las defunciones corregidas

La Figura 1 muestra el algoritmo que se utilizó para estimar las tablas de vida a nivel departamental. El primer paso fue repartir proporcionalmente las defunciones que tenían ausencia de información para cada uno de estos tres años: 2016, 2017 y 2018. Por ejemplo, si las observaciones no tenían la información de edad, estas se repartían proporcionalmente considerando la distribución de ésta variable dentro del departamento y el sexo. Posteriormente, se hizo el promedio de las defunciones de los tres años, con el fin de obtener el número de defunciones para 2017.

Los factores de corrección de las defunciones se calcularon con base en la pregunta 26 del CNPV-2018: ¿Cuantas personas que eran miembros de este hogar fallecieron en el 2017? Para cada una de las personas fallecidas se preguntaba por el sexo, la edad, y si se había expedido el certificado de defunción. El factor de corrección se estimó para cuatro grupos de edad: 0, 1-14, 15-64 y 65 años y más. La fórmula que se utilizó fue:

$$\text{Factor de corrección} = \frac{\text{Se expidió certificado} + \text{No se expidió certificado}}{\text{Se expidió certificado}}$$

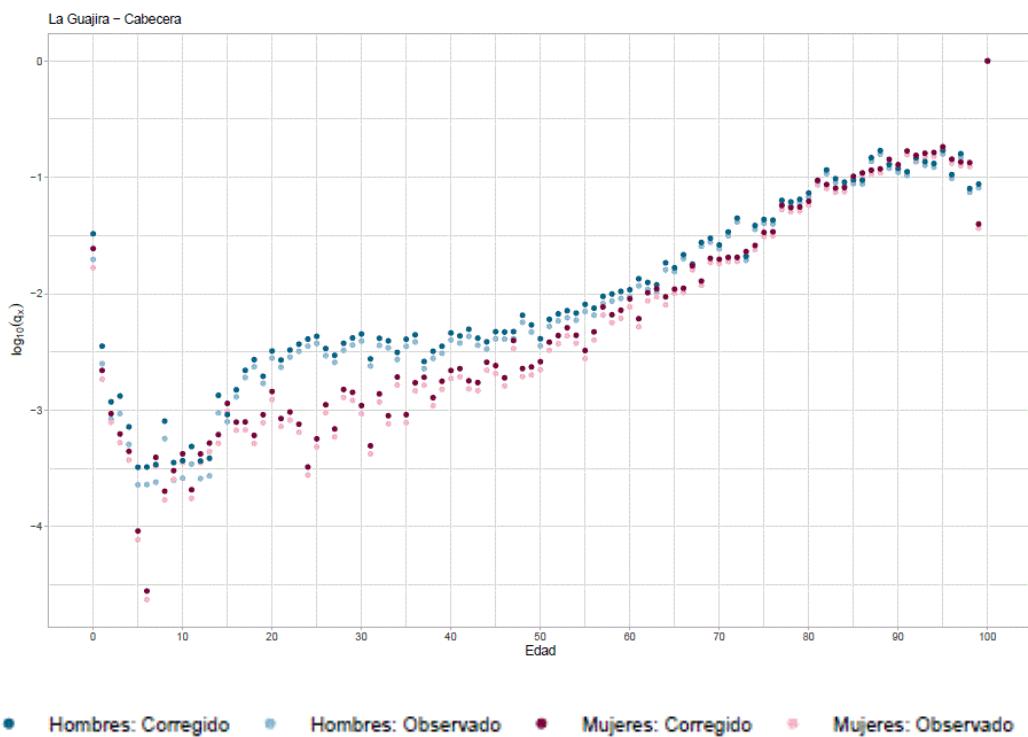
Figura 1 Algoritmo para el cálculo de las tablas de vida a nivel departamental a partir de las defunciones corregidas



Fuente: Dirección de Censos y Demografía, DANE

Al tener el número de defunciones para 2017 y el factor de corrección del CNPV-2018, se calculó el número de defunciones corregidas por edad al multiplicar ambas estimaciones. Luego se estimaron las m_x . Estas m_x se suavizaron con el método de tasas acumuladas de Arriaga (2011). Por último, se calcularon los factores de separación y el resto de las funciones de la tabla de vida. La Figura 2 muestra las q_x estimadas para La Guajira, considerando y sin considerar los factores de corrección del Censo.

Figura 2 Probabilidad de morir a la edad x, qx, para la cabecera de La Guajira estimado con las defunciones corregidas y sin corregir con el factor del Censo 2018

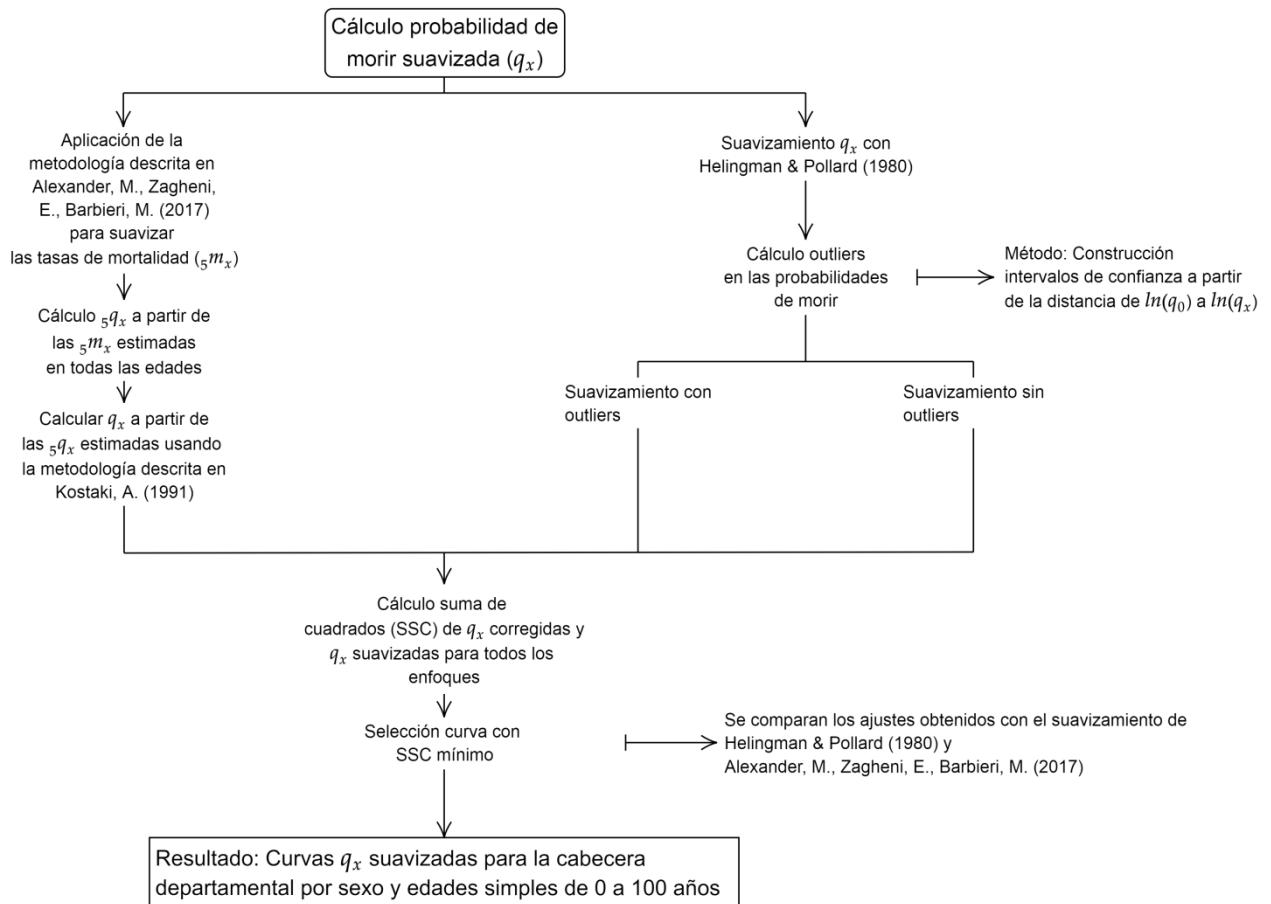


Fuente: CNPV-2018, Dirección de Censos y Demografía, DANE

1.2 Suavizamiento y estimación del patrón

El segundo paso, después de estimar la tabla de vida con las defunciones corregidas, fue suavizar y estimar el patrón de la mortalidad. Para esto se usaron dos métodos: “The age pattern of mortality” propuesto por L. Hellingman y H.J. Pollard en 1980 y el método propuesto por Alexander et al. (2017) “A Flexible Bayesian Model for Estimating Subnational Mortality”. Este método se propuso inicialmente para corregir el subregistro, pero no se obtuvieron los resultados esperados; sin embargo, se observó que podía servir para suavizar el patrón. De hecho, al comparar ambos métodos se concluyó que tienen lógicas similares, ya que Hellingman- Pollard estima el patrón a partir de tres funciones matemáticas y el Bayesiano con base en tres componentes principales. La Figura 3 muestra el algoritmo del procedimiento de suavizamiento.

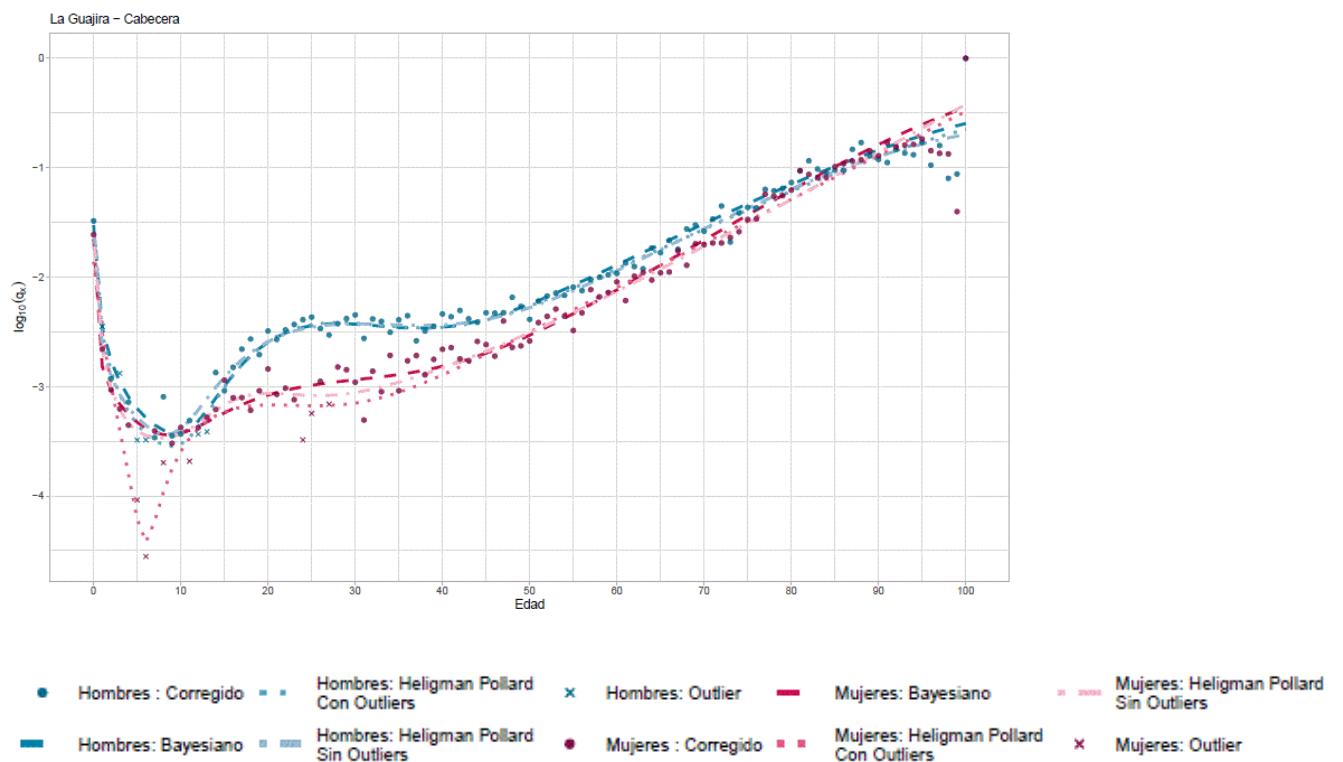
Figura 3 Algoritmo del suavizamiento y estimación del patrón de la mortalidad



Fuente: Dirección de Censos y Demografía, DANE

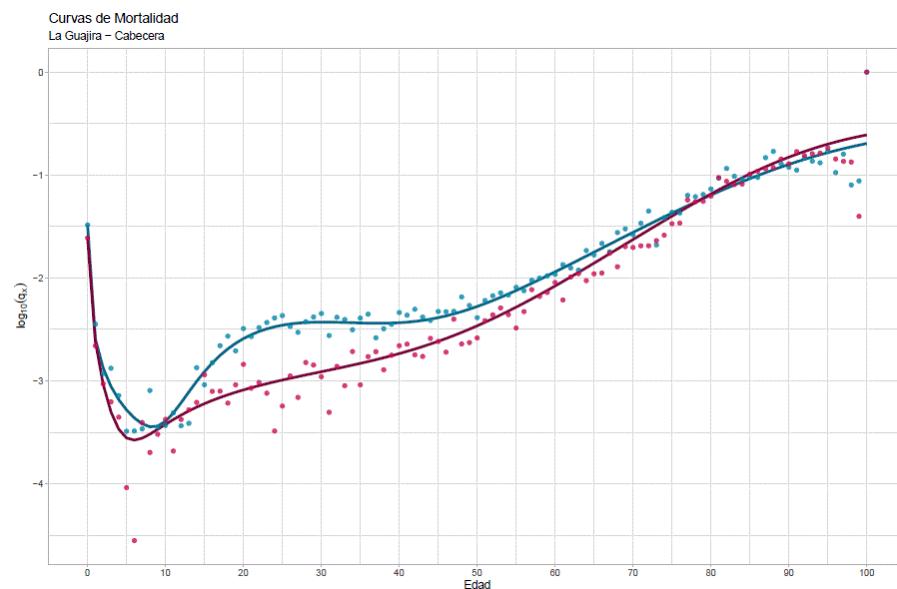
La Figura 3 muestra que el método de Alexandra et al. (2017) se hizo sobre quinquenios. Posteriormente, se estimaron las q_x quinqueniales, y estas se extendieron a edades simples a través de la metodología descrita por Kostaki (1991). En resumen, se compararon tres curvas: dos de Heligman-Pollard y una del Bayesiano. El criterio de elección de la curva final fue la minimización de la sumatoria de los errores al cuadrado. La Figura 4 muestra el ajuste de las tres curvas para La Guajira, y la Figura 5 la curva seleccionada.

Figura 4 Comparación de los métodos de suavizamiento de la curva de qx por edad para La Guajira



Fuente: CNPV-2018, Dirección de Censos y Demografía, DANE

Figura 5 Probabilidades de morir a la edad x, qx, curva seleccionada para La Guajira

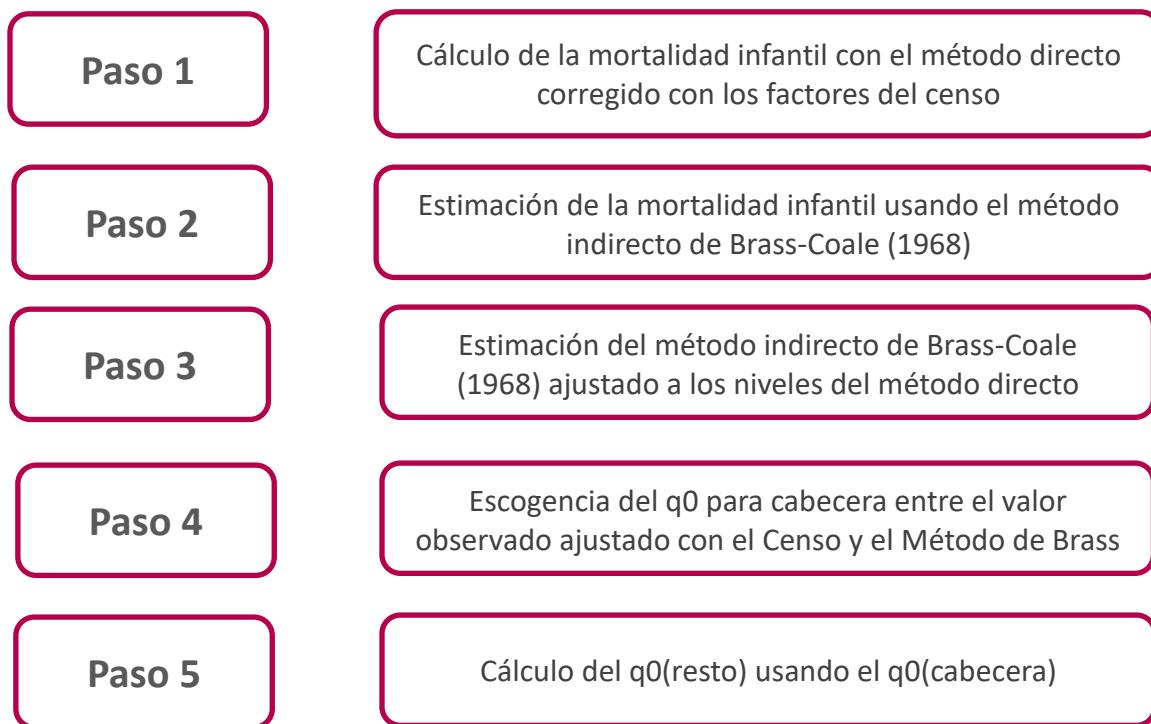


Fuente: CNPV-2018, Dirección de Censos y Demografía, DANE

1.3 Estimación de la mortalidad infantil en 2017

La estimación de la mortalidad infantil se hizo siguiendo los pasos ilustrados en la Figura 6. Los pasos 1, 2 y 3 se realizaron tanto para cabecera y resto en el nivel departamental. Así como en el cálculo de la mortalidad de mayores de 0, los resultados del resto no fueron consistentes, presentando niveles de mortalidad menores a los de las cabeceras o valores extremadamente altos. Debido a esto, solo los resultados de cabecera de los pasos 1, 2 y 3 se tuvieron en cuenta. Por esto, en el paso 4 se escogió el valor más adecuado para la cabecera de los departamentos entre los obtenidos por los métodos directo corregido e indirecto ajustado, pasos 1 y 3 respectivamente. Posteriormente, en el paso 5, se calcularon los valores del resto a partir de los de cabecera usando modelos de probabilidad logísticos. Cada uno de los pasos se detalla a continuación.

Figura 6 El paso a paso de la estimación de la mortalidad infantil en el nivel departamental – Cabecera/Resto



Fuente: Dirección de Censos y Demografía, DANE

Paso 1: Cálculo de la mortalidad infantil con el método directo corregido con los factores del censo

Esto se explicó en detalle en la Sección 1.1

Paso 2: Estimación de la mortalidad infantil usando el método indirecto de Brass-Coale (1968)

El procedimiento que se llevó a cabo para estimar la mortalidad infantil a partir del método indirecto de Brass-Coale (1968) fue el descrito por Kennet Hill (2013) en el libro *Tools for Demographic Estimations*. Este procedimiento se llevó a cabo para los cuatro últimos censos, 1985, 1993, 2005 y 2018. No obstante, solo los resultados de los últimos tres se consideraron, debido a que en estos preguntaron por separado la sobrevivencia de los hijos y las hijas. Las preguntas que se utilizaron fueron:

1. *¿Ha tenido algún hijo o hija que haya nacido vivo?*

Sí ¿Cuántos hombres? ¿Cuántas mujeres?

No

2. *¿De los hijos e hijas, que nacieron vivos(as), de... ¿cuántos están vivos actualmente?*

Cuántos? ¿Cuántos hombres? ¿Cuántas mujeres?

No sabe

3. *¿Cuál es el mes y año del último hijo e hija nacido vivo o viva?*

Las estimaciones se realizaron con las observaciones válidas de estas tres preguntas. Es decir, aquellas que tenían la información completa. Por tanto, las mujeres que respondieron que tenían hijos en la primera pregunta pero respondieron que no sabían cuántos de ellos estaban vivos en la segunda no

fueron incluidas. Esta es una de las advertencias de Hill (2013), ya que la inclusión de estas mujeres sobreestimaría la probabilidad de morir. En el caso colombiano esta sobreestimación sería de alrededor de 2 puntos porcentuales para cada año.

Para estimar la probabilidad de morir durante el primer año de vida, ${}_1q_0$, se necesitan los siguientes insumos de acuerdo a Hill (2013):

${}_5N_x$: Número de mujeres agrupadas en quinquenios de edad

${}_5CEB_x$: Número de niños nacidos vivos para cada grupo quinquenal

${}_5CS_x$: Número de niños nacidos vivos que han sobrevivido hasta el día del Censo para cada grupo quinquenal

${}_5fx$: Tasa específica de fecundidad a la edad x

Adicionalmente, para escoger la tabla de vida modelo por departamento, se usaron como insumos el indicador de la lactancia materna continua al año de vida, L_D , y las ${}_1q_0$ y ${}_4q_1$ reportadas por las Encuestas de Demografía y Salud 2010 y 2015. Sin embargo, por la consistencia de la información, el principal criterio fue la lactancia materna continua al año de vida. Este indicador es la proporción de niños y niñas de 12 a 15 meses de edad que fueron amamantados durante el día anterior a la Encuesta, y se calculó con la *Encuesta Nacional de Situación Nutricional 2015*.

El Capítulo 31 de *Tools for Demographic Estimations* explica que en las poblaciones donde la lactancia materna es una práctica común y el destete ocurre a una edad tardía (12 meses o más), se espera que la mortalidad en la niñez sea relativamente alta en comparación a la infantil. Esto se debe a que la leche materna previene la desnutrición y las enfermedades infecciosas. Por tanto, después del destete el niño está menos protegido y es más probable que muera.

La Figura 7 ilustra el algoritmo del cálculo de la probabilidad de morir en el primer año y en los primeros 5 años de vida. La información de entrada son los insumos que se explicaron anteriormente: ${}_5N_x$, ${}_5CEB_x$, ${}_5CS_x$, ${}_5PD_x$, ${}_5fx$ y L_D . El primer paso es el cálculo de la proporción de niños muertos para cada grupo quinquenal, ${}_5PD_x$.

Luego se calcula el número promedio de niños nacidos por mujer en cada grupo quinquenal, ${}_5PD_x$. Después se estima la edad media de la fecundidad, m . Posteriormente se selecciona la tabla de vida a partir de la L_D ; este paso se explicará en detalle en la sección siguiente. Cada tabla de vida tiene unos parámetros asociados para calcular el nq_0 para cada ${}_5PD_x$ y para estimar el tiempo de referencia $t(x)$. Los parámetros del primer cálculo son $a(x,j)$, $b(x,j)$, $c(x,j)$ y $d(x,j)$. Por su parte, los parámetros para el tiempo de referencia son $e(x,j)$, $f(x,j)$ y $g(x,j)$. Por último, con base en $Y^S(1)$ y $Y^S(5)$ que son la transformaciones logit de las tablas de vida estándar, se convierte cada estimación de nq_0 en una estimación de $1q_0$ y de $5q_0$.²

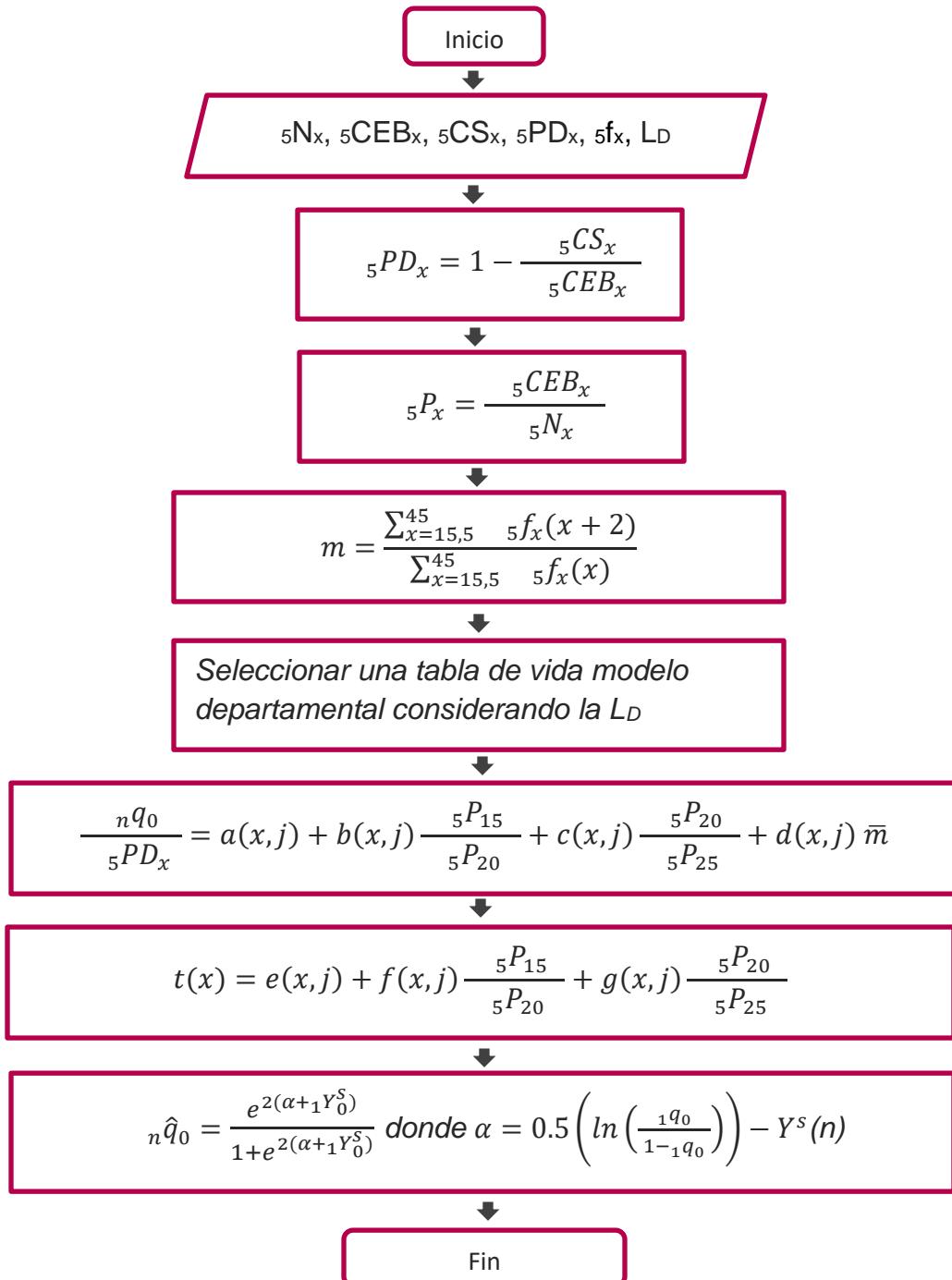
Escogencia de la tabla de vida modelo

Las tablas de vida modelo proveen una descripción sucinta de los aspectos más relevantes de la mortalidad, mostrando los cambios en la probabilidad de morir en función de la edad. Las tablas usadas en las proyecciones y retroproyecciones 2020 son las referenciadas en *Tools for Demographic Estimations*. Estas son las de Princeton (Norte, Sur, Este y Oeste) y las de las Naciones Unidas (General, América Latina, Chile, Sur de Asia y Lejano Oriente). La

Figura 8 presenta la $1q_4$ versus la $1q_0$ estimadas con los últimos tres censos de acuerdo a cada uno de los modelos para Colombia.

² $Y^S(x) = 0.5 \left(\ln \left(\frac{1-l^S(x)}{l^S(x)} \right) \right)$, donde $l^S(x)$ es el número de sobrevivientes a la edad x .

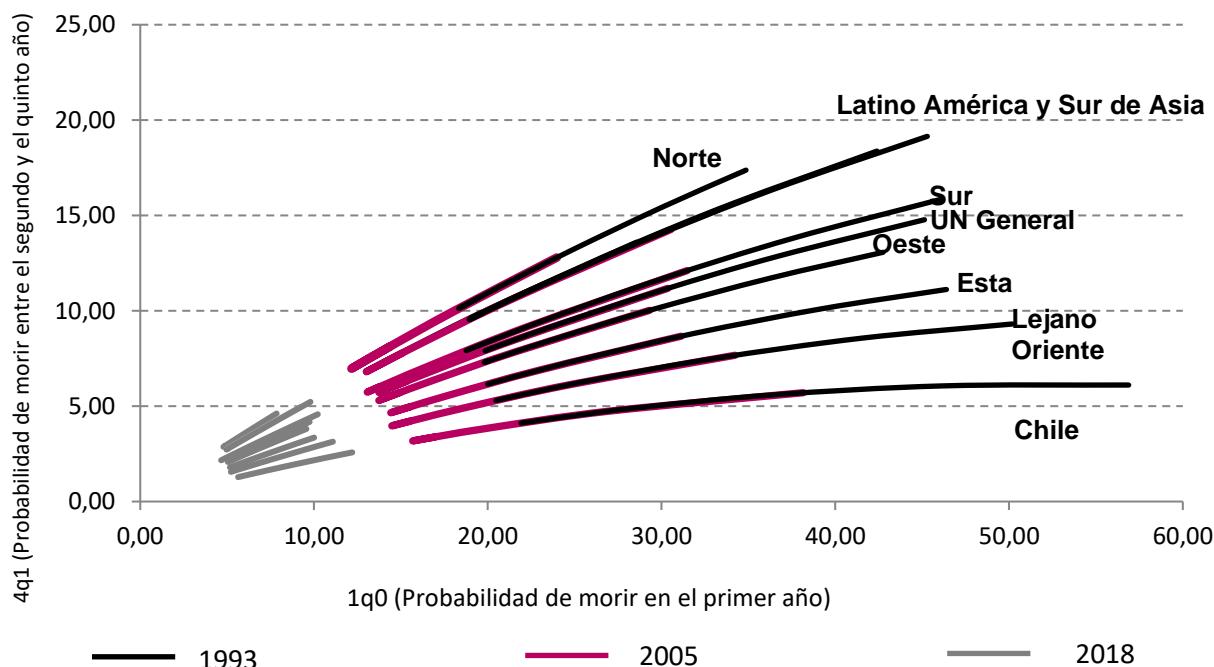
Figura 7 Algoritmo para calcular la probabilidad de morir en el primer año (n=1) y en los primeros 5 años (n=5) de vida



Nota: ${}_1q_0$: probabilidad de morir durante el primer año de vida, ${}_5q_0$: probabilidad de morir durante los primeros 5 años de vida, ${}_5N_x$: número de mujeres agrupadas en quinquenios de edad, ${}_5CEB_x$: número de niños nacidos vivos para cada grupo quinquenal, ${}_5CS_x$: número de niños nacidos vivos que han sobrevivido hasta el día del Censo para cada grupo quinquenal , ${}_5PD_x$: proporción de niños nacidos vivos que han muerto por grupo quinquenal, $Y^s(n)$ son transformaciones logit de las tablas de vida estándar y L_D : lactancia materna continua al año de vida.

Según *Tools for Demographic Estimations*, y como se explicó antes, en una población donde la lactancia es una práctica común y donde el destete ocurre a una edad relativamente tardía, 12 meses o más, es razonable esperar que la 4q₁ sea relativamente alta en comparación con la 1q₀. En estos casos, es probable que la mortalidad en la infancia esté bien representada por el estándar de Princeton North o General de la ONU. En cambio, en poblaciones donde la lactancia ha sido abandonada por una proporción alta de mujeres se espera que la 1q₀ sea relativamente alta en comparación a la 4q₁. En estas condiciones el modelo Este de Princeton o el de Chile de las Naciones Unidas pueden representar la mortalidad infantil. Así, basados en el indicador de lactancia materna continua al año de vida se establecieron unos rangos para cada tabla modelo, ver Tabla 1. Estos rangos no fueron una condición estricta para escoger la tabla de vida modelo, pero sirvieron para saber aproximadamente donde estaba ubicado cada departamento.

Figura 8 Resultados de las estimaciones del 1q₀ y 4q₁ con los Censos de 1993, 2005 y 2018 para Colombia



Fuente: Censos de 1993, 2005 y 2018, Dirección de Censos y Demografía, DANE

Aunque, *Tools for Demographic Estimations* también indica que las condiciones higiénicas también son importantes, no se cuenta con un indicador. Por este motivo, y para tener más criterios de elección, basados en las curvas nacionales presentadas en la Figura 8, se establecieron unos rangos para la relación 4q₁/1q₀. Estos rangos se presentan en la tercera columna de la Tabla 1.

Tabla 1 Criterios para escoger las tablas de vida modelo

Familia	Lactancia continua al primer año	4q ₁ /1q ₀
Princeton North	[80-100]	(0.46, 1)
Latin America or South Asia	[70-80)	(0.38, 0.46]
UN General or South	[60-70)	(0.32, 0.38]
West	[40-60)	(0.27, 0.32]
Far East	[30-40)	(0.21, 0.27]
East	[20-30)	(0.14, 0.21]
Chile	[0-20)	[0, 0.14]

Fuente: Dirección de Censos y Demografía, DANE

Aunque el indicador principal para escoger la Tabla de vida modelo fue el de lactancia materna, también se consideraron criterios de contexto. Por ejemplo, a varios departamentos del Amazonas y de la Orinoquía, según la Tabla 1, les corresponde Princeton North. Sin embargo, esta familia describe el comportamiento de tres países nórticos: Noruega, Suecia e Islandia. Por considerarlos contextualmente diferentes a la Amazonía y Orinoquía colombiana, se escogió la tabla modelo más cercana a la realidad de estas regiones, pero que a su vez la mortalidad postinfantil fuera relativamente alta en comparación a la mortalidad infantil, tal como ocurre con la familia Princeton North. La tabla de vida que se escogió fue la de Latino América. La familia que se eligió por departamento se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2 Escogencia de la Tabla de vida modelo por departamento

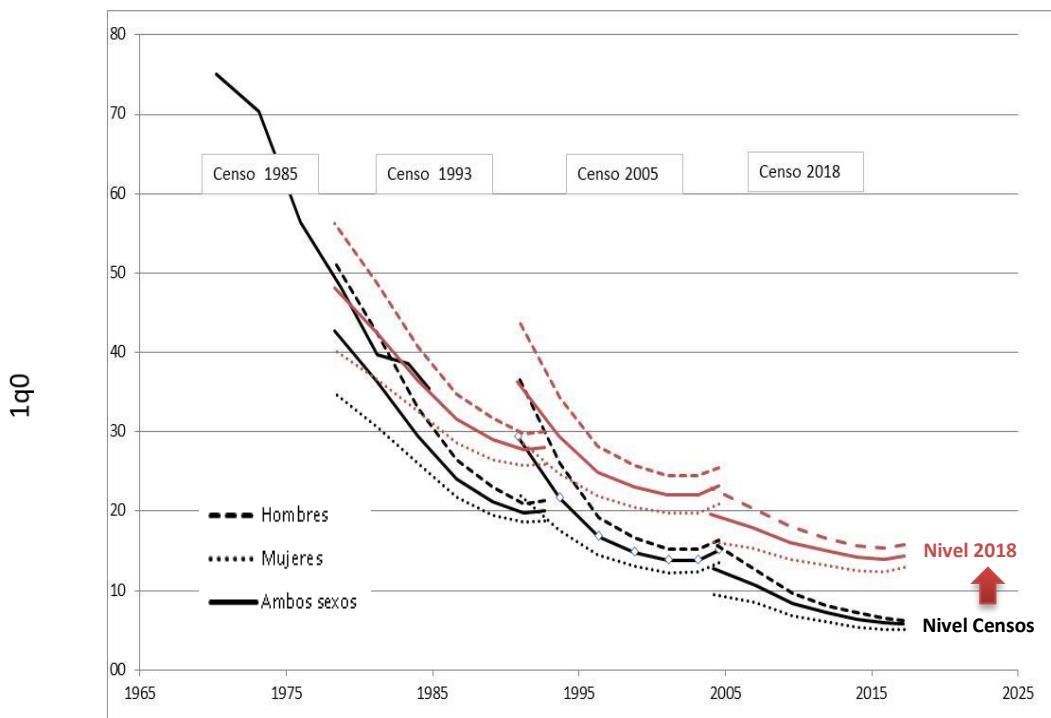
Departamento	Lactancia materna continua al año de vida - ENSIN 2015 ^a			ENDS 2010 ^b				ENDS 2015 ^b				Tabla modelo final
	Valor	CV	Tabla modelo	1q0	4q1	4q1/1q0	Tabla modelo	1q0	4q1	4q1/1q0	Tabla modelo	
Antioquia	41.6	17.3	Oeste	14	4	0.29	Oeste	14	2	0.14	Chile	Oeste
Atlántico	49.3	18.7	Oeste	19	4	0.21	Lejano Oriente	17	3	0.18	Este	Oeste
Bogotá	39.1	23.0	Lejano Oriente	19	2	0.11	Chile	15	1	0.07	Chile	Chile
Bolívar	33.8	17.5	Lejano Oriente	25	3	0.12	Chile	14	2	0.14	Chile	Oeste
Boyacá	74.3	14.1	Latino América	15	4	0.27	Lejano Oriente	12	3	0.25	Lejano Oriente	Oeste
Caldas	16.2	54.3	Lejano Oriente	11	0	0	Chile	10	0	0	Chile	Chile
Caquetá	80.3	11.3	Norte	19	2	0.11	Chile	15	4	0.27	Lejano Oriente	Latino América
Cauca	59.9	14.9	Sur	19	5	0.26	Lejano Oriente	16	7	0.44	Latino América	Sur
Cesar	60.5	19.7	Sur	26	5	0.19	Este	25	3	0.12	Chile	Sur
Córdoba	48	16.5	Oeste	22	4	0.18	Este	18	3	0.17	Este	Oeste
Cundinamarca	58.7	16.4	Oeste	13	3	0.23	Lejano Oriente	10	1	0.1	Chile	Oeste
Chocó	32.9	21.9	Lejano Oriente	34	14	0.41	Latino América	27	8	0.3	Oeste	Latino América
Huila	60	16.3	Sur	26	7	0.27	Oeste	14	2	0.14	Chile	Oeste
La Guajira	44.7	14.5	Oeste	32	18	0.56	Norte	46	15	0.33	Sur	Latino América
Magdalena	53.2	24.6	Oeste	16	3	0.19	Este	22	4	0.18	Este	Oeste
Meta	81	11.6	Norte	18	3	0.17	Este	4	2	0.5	Norte	Sur
Nariño	89.4	5.7	Norte	19	6	0.32	Oeste	16	3	0.19	Este	Latino América
Norte de Santander	61.2	15.2	UN General	17	2	0.12	Chile	17	5	0.29	Oeste	Oeste
Quindío	72	11.8	Latino América	17	8	0.47	Norte	13	0	0	Chile	Oeste
Risaralda	30.9	38.8	Lejano Oriente	16	1	0.06	Chile	11	4	0.36	Sur	Oeste
Santander	72.2	12.9	Latino América	15	2	0.13	Chile	16	2	0.13	Chile	Oeste
Sucre	70.3	10.2	Latino América	17	5	0.29	Oeste	9	3	0.33	Sur	Sur
Tolima	55	24.7	Oeste	25	4	0.16	Este	12	5	0.42	Latino América	Oeste
Valle del Cauca	45.8	19.7	Oeste	14	2	0.14	Chile	11	3	0.27	Oeste	Oeste
Arauca	92.5	3.0	Norte	5	2	0.4	Latino América	22	2	0.09	Chile	Latino América
Casanare	34.4	14.2	Lejano Oriente	10	1	0.1	Chile	12	2	0.17	Este	Oeste
Putumayo	86.9	4.3	Norte	23	6	0.26	Lejano Oriente	36	0	0	Chile	Latino América
San Andrés y Providencia	81.8	9.0	Norte	15	3	0.2	Este	13	4	0.31	Oeste	Oeste
Amazonas	86.6	7.3	Norte	19	11	0.58	Norte	32	6	0.19	Este	Latino América
Guanía	87.2	8.6	Norte	17	10	0.59	Norte	15	1	0.07	Chile	Latino América
Guaviare	63.8	19.9	Sur	14	0	0	Chile	13	4	0.31	Oeste	Sur
Vaupés	87.7	10.9	Norte	14	4	0.29	Oeste	41	14	0.34	Sur	Latino América
Vichada	75.4	12.6	Latino América	22	4	0.18	Este	14	1	0.07	Chile	Latino América

Fuente: ^a Encuesta de Situación Nutricional para Colombia – ENSIN 2015. ^b Encuestas de Demografía y Salud – ENDS 2010 y 2015.

Paso 3: Estimación del método indirecto de Brass-Coale (1968) ajustado a los niveles del método directo corregido

La Figura 9 muestra los resultados del método indirecto de Brass-Coale para la estimación de la $1q_0$. Como se puede observar los cuatro censos indican claramente el patrón de la mortalidad infantil; por esta razón, en la retroproyección se respeta el patrón de los Censos. Por su parte, el nivel de la mortalidad infantil es inferior al esperado, y por esto, se decide tomar el nivel de la mortalidad infantil de 2017 que se estimó en el paso 1, como muestra la Figura 9.³

Figura 9 Resultados nacionales del Método Indirecto de Brass-Coale (1968) – Mortalidad infantil



Fuente: Censos de 1985, 1993, 2005 y 2018, Dirección de Censos y Demografía, DANE

Después de ajustar el nivel nacional, se estimó el número de defunciones necesarias para que el método de Brass-Coale diera este nivel de mortalidad infantil. Posteriormente, estas defunciones se distribuyeron en los departamentos

³ Para estimar la curva de $1q_0$ con el método de Brass-Coale se usaron los pesos por quinquenios que recomienda UNICEF, WHO, The World Bank and UN Population Division (2007)

de acuerdo al número de hijos muertos para cada grupo quinquenal. Con este nuevo nivel de hijos muertos se volvió a realizar el algoritmo de la Figura 7.

Paso 4: Escogencia del q0 para cabecera entre el valor observado ajustado con el Censo y el Método de Brass

En este paso se eligió el q0 (cabecera) para cada departamento teniendo en cuenta los rankings de estos en 1985, 1993 y 2005.

Paso 5: Cálculo del q0(resto) usando el q0(cabecera)

Este paso se explica en detalle en la Parte II o Sección 2.

2. PARTE II: Estimación de las curvas de mortalidad de los restos departamentales

Como se explicó en la introducción los factores de corrección del Censo 2018 para el resto no fueron los suficientemente altos, obteniéndose menores probabilidades de morir que en cabecera. Lo que se deduce de este resultado es que una proporción considerable de personas en el resto no conocen la existencia del registro de defunciones. Sin embargo, lo que ellos sí saben es si algún miembro del hogar murió en el 2017. Partiendo de esta premisa se decidió estimar la probabilidad de morir a la edad x con el Censo, con el fin de obtener la razón $qx(\text{resto})/qx(\text{cabecera})$. Las variables independientes que se incluyeron en la estimación fueron el departamento, el sexo, la edad y el área de residencia (cabecera o resto). Los resultados finales de la mortalidad infantil para la cabecera y el resto departamental se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3 Probabilidad de morir en el primer año de vida por departamento para 2017

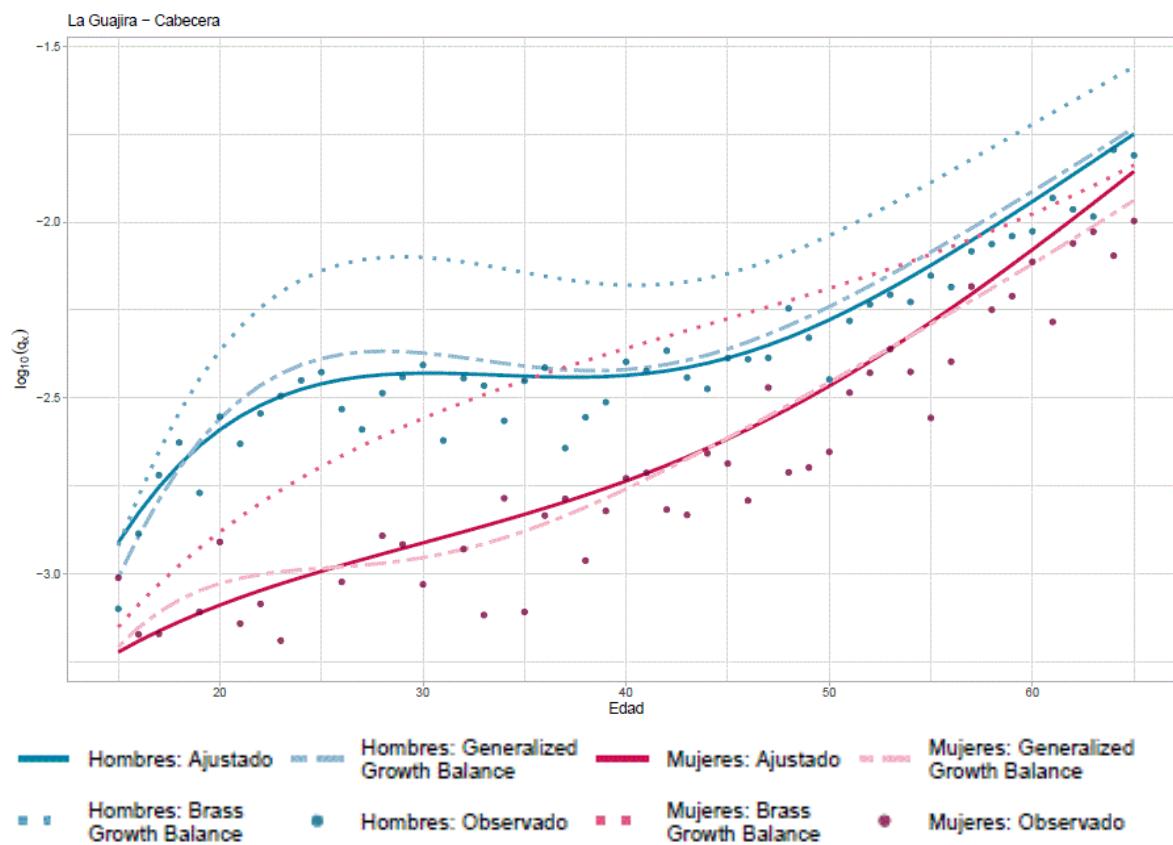
	Cabecera		Rural	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
05-Antioquia	12.26	9.87	15.93	12.83
08-Atlántico	11.55	9.01	15.03	11.74
11-Bogotá, D.C.	14.81	10.66	19.26	13.87
13-Bolívar	18.12	14.34	20.94	16.58
15-Boyacá	17.56	9.18	22.82	11.94
17-Caldas	13.00	10.33	16.89	13.44
18-Caquetá	23.33	12.08	26.95	13.96
19-Cauca	18.94	13.89	24.58	18.05
20-Cesar	20.36	19.13	23.52	22.11
23-Córdoba	24.01	18.75	27.74	21.66
25-Cundinamarca	15.35	10.90	19.96	14.18
27-Chocó	29.88	28.13	78.14	73.76
41-Huila	17.09	13.72	22.22	17.85
44-La Guajira	32.73	24.45	84.82	63.66
47-Magdalena	20.36	14.54	23.53	16.81
50-Meta	18.95	11.66	21.90	13.48
52-Nariño	19.68	15.61	22.74	18.04
54-Norte de Santander	17.04	12.00	19.69	13.87
63-Quindío	13.86	12.59	18.00	16.37
66-Risaralda	15.01	10.04	19.50	13.06
68-Santander	13.10	9.41	17.05	12.25
70-Sucre	17.15	11.83	19.82	13.67
73-Tolima	17.14	13.27	22.24	17.25
76-Valle del Cauca	13.13	9.20	17.06	11.97
81-Arauca	21.41	15.77	24.74	18.22
85-Casanare	17.71	12.87	22.98	16.72
86-Putumayo	28.56	22.95	32.97	26.50
88-Archipiélago de San Andrés	14.52	8.48	18.87	11.04
91-Amazonas	23.00	17.78	60.28	46.69
94-Guainía	27.42	18.61	71.39	48.64
95-Guaviare	29.35	18.14	33.89	20.96
97-Vaupés	30.87	25.30	81.02	66.53
99-Vichada	29.43	23.93	76.75	62.61

Fuente: Dirección de Censos y Demografía, DANE

3. Comparación de los resultados con otros métodos

Las curvas estimadas con el anterior procedimiento se compararon con las estimadas por dos métodos demográficos: el método de la ecuación del equilibrio del crecimiento de Brass (The Brass Growth Balance Method) y el método del equilibrio del crecimiento generalizado (The Generalized Growth Balance Method). Se obtuvo que las curvas estimadas a partir del segundo método, el cual tiene en cuenta la migración, fueron similares a las estimadas por el método implementado por el DANE. La Figura 10 muestra esta comparación para La Guajira.

Figura 10 Comparación de las curva de mortalidad estimada para La Guajira con la de otros métodos



Fuente: Censos 2005 y 2018. Dirección de Censos y Demografía, DANE

Bibliografía

Alexander, M., Zagheni, E & Barbieri, M. (2017) A Flexible Bayesian Model for Estimating Subnational Mortality. *Demography* (2017) 54:2025–2041. DOI 10.1007/s13524-017-0618-7

Arriaga, E. (2011). Análisis Demográfico de la Mortalidad. Universidad Nacional de Córdoba.

Heligman, L. y Pollard, J. (1980). The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 107(1), 49-80. <https://doi.org/10.1017/S0020268100040257>

Kostaki, A. (1991). The Heligman-Pollard formula as a tool for expanding an abridged life table. *Journal of Official Statistics*, 7(3), 311-323. <http://www.jos.nu/Articles/abstract.asp?article=73311>

Moultrie, T., Dorrington, RE., Hill, A., Hill, K., Timaeus, I., y Zaba, Basia. (2013). Tools for Demographic Estimation.

UNICEF, WHO, The World Bank and UN Population Division, 'Levels and Trends of Child Mortality in 2006: Estimates developed by the Inter-agency Group for Child Mortality Estimation', New York, 2007.