

POBLACIÓN Y DESARROLLO

Julio E. Romero-Prieto

Se agradecen los valiosos comentarios de Jaime Bonet, gerente del Banco de la República sucursal Cartagena, y de María Aguilera y Luis Armando Galvis, investigadores del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), a una versión preliminar de este capítulo. De igual forma, se agradecen los comentarios de los asistentes al IV Seminario Interno de Investigación de la Gerencia Técnica del Banco de la República, así como la asistencia de Ana María Estrada en la elaboración de este capítulo.

Colombia es un país de regiones donde existen diferencias notables en aspectos relacionados con el desarrollo de sus economías. La desigualdad regional ha sido un fenómeno persistente, pues las brechas en el desarrollo permanecieron durante la mayor parte del siglo XX (Bonet y Meisel, 2001). Asimismo, una parte no despreciable de la desigualdad interpersonal, medida por el coeficiente de Gini, está explicada por la diferencias regionales (Bonilla, 2011). No se trata de un asunto de menor *significancia*, teniendo en cuenta que las diferencias regionales también son observables en el bienestar y la calidad de vida de la población. Los municipios más pobres están rodeados también de otros pobres y la pobreza en Colombia está más concentrada en las regiones Pacífico y Caribe (Pérez, 2007; Galvis y Meisel, 2011). De esta manera, llama la atención que la desigualdad regional en Colombia se profundice por cuenta de algunas dinámicas espaciales e intergeneracionales: la población más calificada de la periferia migra hacia las regiones más prósperas (Romero, 2011); y en las regiones más rezagadas, como la Pacífica, el logro educativo de las nuevas generaciones supera en menor medida el logro educativo de sus padres cuando son comparadas con las regiones más desarrolladas (Ayala, 2017).

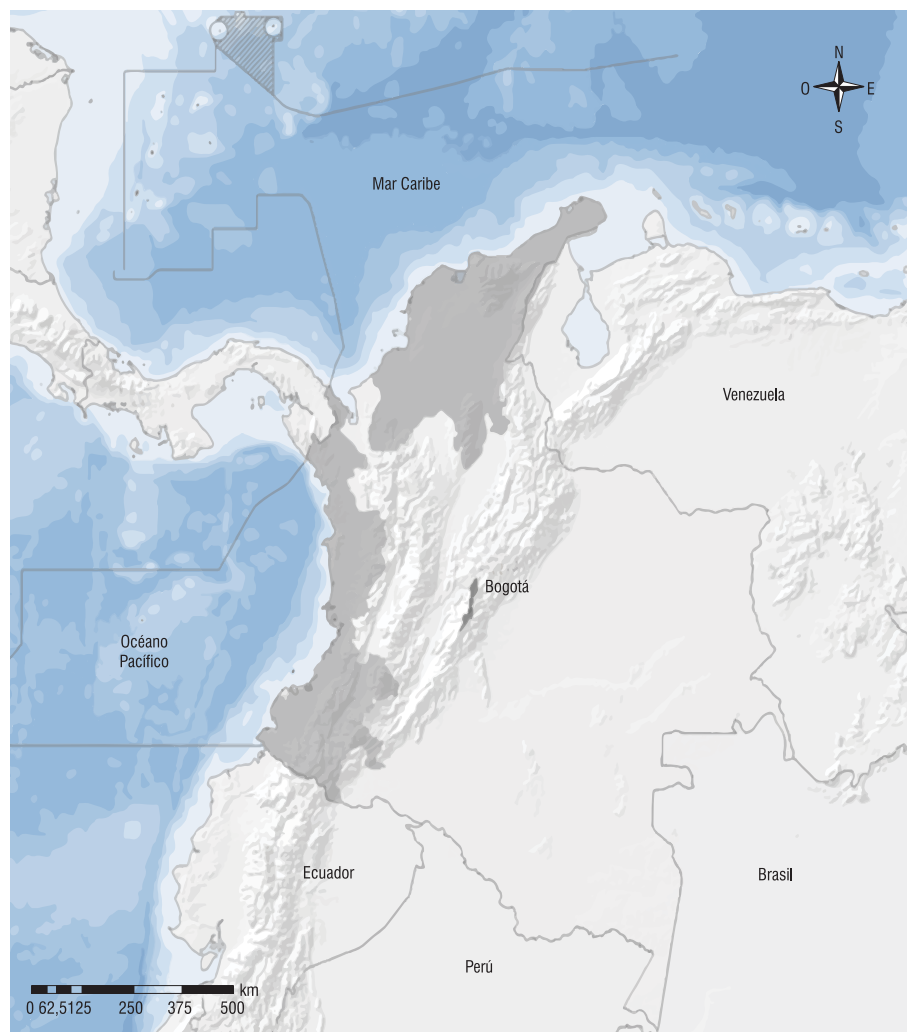
Ha sido argumentado que las desventajas económicas del Pacífico colombiano estarían relacionadas con su geografía, siendo esta la causa de su falta de infraestructura y del aislamiento con el resto del país (Bonet, 2008; Vilorio, 2008). También, se ha llamado la atención sobre el menor acervo de capital humano de su población (Bonet y Meisel, 2007), y la debilidad de sus instituciones, lo que estaría asociado con su pasado como colonia extractiva (Bonet, 2008; Pérez, 2008; Cepeda y Meisel, 2014). Como un aporte a la discusión de las disparidades regionales en Colombia, en este capítulo se argumenta que las desventajas económicas en el Pacífico también están relacionadas con su demografía, en especial en aspectos como la mortalidad, la esperanza de vida y la distribución de la población por sexos y edades. Con este propósito, se analizan algunas dinámicas poblacionales del Pacífico colombiano y se comparan con los procesos que ocurrieron de forma paralela en la región Caribe, Bogotá y el resto de Colombia, a partir de ocho censos de población, seis encuestas demográficas y estadísticas vitales. Las comparaciones regionales ayudan a poner en perspectiva la demografía del Pacífico colombiano. Los diferentes materiales analizados coinciden en mostrar que los procesos de

cambio poblacional ocurridos en el Pacífico fueron similares a los observados en la región Caribe, pero ambas regiones divergen del resto de Colombia.

En este capítulo se aporta evidencia que sugiere que, dados los cambios en la estructura etaria de la población, la transición demográfica ocurre con algún rezago en el Pacífico colombiano y en la región Caribe (Mapa 1). Comparada con otras regiones, la población del Pacífico mostró un rejuvenecimiento más prolongado, lo que indica que la fecundidad empezó su descenso más tarde. Los cambios en la estructura etaria de la población podrían favorecer el rápido crecimiento de una economía a medida que disminuye la razón de dependencia; es decir, cuando aumenta la proporción de personas en edades productivas. Sin embargo, se trata de una apreciación que debe ser interpretada con cautela. Aunque la razón de dependencia ha disminuido en todas las regiones colombianas y se espera que siga descendiendo en las regiones de transición tardía, como el Pacífico, el cambio poblacional podría no significar un efecto positivo sobre la economía, teniendo en cuenta que la dependencia económica efectiva ha sido persistentemente más alta en las regiones Pacífica y Caribe. Lo anterior, en virtud de que un aumento en la proporción en edades productivas, no necesariamente se traduce en un incremento en el porcentaje de población en actividades remuneradas.

El descenso en la mortalidad en edades tempranas y los aumentos en la esperanza de vida están estrechamente relacionados con el grado de progreso económico y social de una población. El control sobre la mortalidad durante los primeros años de vida representa para una sociedad la vigilancia sobre las causas de muerte que son tratables o evitables. Teniendo en cuenta que la vida tiene un límite biológico, tanto mayor sea la esperanza de vida de un individuo, mayor será también la certeza sobre la duración que tiene su horizonte de planeación. Así las cosas, un aumento en la longevidad representa un incentivo y la necesidad de un mayor nivel de ahorro durante las edades productivas. Este capítulo aporta evidencia de importantes reducciones en la mortalidad en edades tempranas. Aunque esta mortalidad se redujo en todas las regiones durante las últimas décadas, Pacífico y Caribe no convergen con Bogotá y el resto de Colombia. Llama también la atención que la vida productiva ha sido consistentemente más corta en el caso de los hombres del Pacífico, y que no hubo aumentos en la esperanza de vida de la región Caribe durante más de dos décadas.

MAPA 1. REGIONES ESTUDIADAS



Nota: la región del Pacífico colombiano incluye los departamentos de Cauca, Chocó Nariño y el municipio vallecaucano de Buenaventura. La región Caribe está conformada por los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Sucre y el archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina.

Fuentes: Natural Earth (<http://www.naturalearthdata.com/downloads/>); los límites marítimos son tomados de IGAC (Sistema de Información Geográfica para la Planeación y el Ordenamiento Territorial: <http://sigotn.igac.gov.co/sigotn/>), recuperados el 11 de octubre de 2015; elaboración del autor.

El resto del capítulo se desarrolla de la siguiente manera: el primer apartado presenta los argumentos que relacionan la población y desarrollo a partir de la estructura de la población por sexos y edades. El segundo discute el problema de la mortalidad durante la primera infancia, los obstáculos metodológicos relacionados con la medición y los cambios recientes en las regiones colombianas. La tercera sección presenta un modelo de estimación indirecta de la mortalidad adulta que permite estudiar los cambios en la esperanza de vida al nacer y la esperanza de vida en edades productivas. El cuarto concluye a manera de discusión. Aunque no se profundiza en las diferencias intrarregionales, las observaciones hechas a partir de comparaciones entre regiones aportan evidencia del rezago relativo de la periferia colombiana en cuanto a su estructura poblacional.

1. ESTRUCTURA DE LA POBLACIÓN POR SEXOS Y EDADES

Los componentes de cambio demográfico podrían afectar el desarrollo económico y el progreso social. En una sociedad que se caracteriza por altas tasas de mortalidad, no muchos individuos llegan a edades productivas y un número elevado de nacimientos por mujer se hace necesario para mantener tanto el éxito reproductivo como el sustento económico de las futuras generaciones. Estas sociedades muestran una pirámide poblacional especialmente ancha en su base, lo que impone una mayor carga económica sobre la población en edades productivas. La mortalidad es un fenómeno inevitable, pero que se puede posponer (Vaupel, 2010), a medida que se han controlado sus causas (Horiuchi, 1999). La teoría de la transición demográfica argumenta que el descenso en la mortalidad es seguido por un descenso en la fecundidad. Esta teoría estiliza la experiencia de poblaciones europeas que pasaron de un equilibrio de bajo crecimiento caracterizado por alta mortalidad y alta fecundidad a otro estado de bajo crecimiento, pero con unos niveles mínimos de mortalidad y fecundidad (Notestein, 1953). El control sobre la mortalidad y la fecundidad es una característica inmanente en poblaciones modernas. Como consecuencia de este proceso, son poblaciones con una mayor concentración en las edades productivas, lo que crea condiciones favorables para la economía.

Algunos factores hicieron posible una reducción sin precedentes en la mortalidad: 1) mejoras en la dieta (McKeown y Record, 1962; Fogel, 2004); 2) aumentos en cobertura y mejoras en los servicios de acueducto y alcantarillado (McKeown, 1983; Cutler y Miller, 2005); 3) avances en la medicina

curativa (Easterlin, 2004), y 4) un mejor entendimiento de las causas de la enfermedad (Preston y Haines, 1991). Asimismo, la modernización, la urbanización y los cambios en los valores y costumbres relacionados con el lugar que ocupan las mujeres en una sociedad, en la familia y en la fuerza laboral (Hirshman, 1994), estuvieron asociados con el descenso en la fecundidad que caracterizó a las poblaciones europeas. Al interior del hogar sucedió un cambio fundamental: en las sociedades más industrializadas las mujeres pasan de ser receptoras (*home producers*) a ser productoras (*breadwinners*). Al asumir una parte del sustento económico del hogar, se aumentaría el costo de oportunidad de la maternidad y un menor número de hijos sería una elección deseable. Desde el punto de vista económico, algunos hogares se enfrentaron a la decisión de sustituir cantidad por calidad de hijos. El descenso en la fecundidad le permitió a las poblaciones europeas una menor carga sobre los recursos y una mayor concentración de la población en edades productivas; dos condiciones que favorecen el rápido crecimiento económico. La migración también contribuye a este proceso en tanto que la población se desplaza hacia países, regiones o ciudades en donde incrementa su nivel de bienestar, o donde maximiza su probabilidad de supervivencia. El resultado directo de una reducción en los niveles de mortalidad es el aumento en la esperanza de vida. Por otra parte, el descenso en fecundidad estuvo acompañado por un rápido crecimiento de las economías.

Colombia también ha sido escenario de cambios demográficos. El siglo XX mostró un proceso casi completo de la transición demográfica, en el que la mortalidad descendió a partir de la década de los treinta y la fecundidad inició su descenso en la década de los sesenta (Flórez, 2000). Aunque no se llegó al mencionado equilibrio de bajo crecimiento poblacional, estimaciones más recientes de la tasa global de fecundidad (TGF) muestran que, en la actualidad, la población colombiana se reproduce a su nivel de remplazo (Anexo 1). Este descenso en la fecundidad no implica que la población colombiana haya dejado de crecer. Sin embargo, no todas las regiones colombianas han avanzado en sus transformaciones demográficas en los mismos tiempos ni con la misma intensidad. Las regiones colombianas iniciaron el siglo XX con marcadas diferencias en su estructura poblacional. Por cuenta de su población, el éxito económico del centro de Colombia comparado con las regiones periféricas en el Pacífico y en el Caribe era un hecho garantizado. Los descensos en mortalidad y fecundidad son un fenómeno apreciable en todas las regiones colombianas; sin embargo, los descensos tuvieron un efecto diferenciado sobre la distribución por edades de cada una de las regiones.

Los cambios en la mortalidad y en la fecundidad tienen diferentes efectos sobre la distribución de la población por edades. A partir de la teoría estable

se puede deducir que una reducción en la mortalidad, de la misma proporción en todas las edades, no cambia la distribución y esta población continuará creciendo aunque a una tasa más alta (Preston *et al.*, 2001). Sin embargo, un cambio en las tasas de fecundidad, aunque sea uniforme en todas las edades reproductivas, suele afectar la estructura de la población por edades de manera permanente, pues se modifica el flujo de nacimientos. En particular, una reducción en el número de hijos por mujer disminuye la tasa de crecimiento intrínseca e induce a una recomposición en la estructura por edades en tanto que se modifica la base de la pirámide poblacional en relación con otras edades. El resultado es una población que crece a una menor tasa y con una pirámide poblacional, cuya base se hace más angosta.

La teoría estable también permite identificar en qué condiciones cambia la estructura de la población ante variaciones en la mortalidad. Cuando la mortalidad se reduce únicamente en edades que no sobrepasan la edad máxima de reproducción (49 años), aumenta la proporción que tienen estas edades y también el crecimiento de la población, porque una mayor proporción de mujeres llegaría a edades reproductivas (Preston *et al.*, 2001). Por otra parte, cuando la mortalidad desciende en edades superiores a la máxima edad de reproducción, aumenta la participación que tienen estas edades, pero no se modifica el ritmo de crecimiento. En este sentido, los descensos en la mortalidad que ocurran en edades tempranas (por ejemplo, durante los cinco primeros años de vida), aumentarían la proporción que tiene este grupo etario y acelerarían el ritmo de crecimiento de la población. Esto explicaría por qué, a medida que se redujo la mortalidad en Colombia empezando por una disminución en la mortalidad infantil y de la niñez, la población colombiana creció más rápido y su recomposición por edades implicó un rejuvenecimiento de la población, producto de una base más ancha.

La teoría estable ha sido la piedra angular en el análisis demográfico en poblaciones en las que no es posible el cálculo directo de las tasas de mortalidad y fecundidad. En Colombia, ha sido aplicada en el análisis de los censos de 1918, 1938 y 1951 (López, 1961; Bourgeois-Pichat, 1962); y para los censos de 1905 a 1993 (Flórez, 2000). Generalmente funciona bajo el supuesto de que la población es cerrada o la migración internacional no es significativa (Bourgeois-Pichat, 1962). Así las cosas, la mortalidad y la natalidad pueden ser deducidas a partir de la distribución por edades y el crecimiento de la población entre dos censos. Esto no quiere decir, sin embargo, que los mismos postulados puedan aplicarse libremente al análisis de una región en particular, ya que la migración interregional es un fenómeno no siempre resuelto en los datos. Algunas observaciones pueden hacerse a partir de la estructura etaria de las poblaciones regionales con cierta reserva, pues la mortalidad y la

fecundidad no serían los únicos componentes de cambio demográfico. En este capítulo se hacen observaciones a partir de la edad mediana de la población, pues se trata de un indicador que sintetiza los cambios agregados en la distribución por edades, que es comparable entre regiones y que permite identificar los cambios esperados en un proceso de transición demográfica: rejuvenecimiento por efecto del descenso en la mortalidad en edades juveniles y envejecimiento por una reducción en la fecundidad.

El Cuadro 1 muestra la edad mediana en cada uno de los censos realizados entre 1918 y 2005, para las regiones Pacífico, Caribe, Bogotá, resto de Colombia y el total nacional. No se incluye en el análisis el censo de 1905 porque los resultados no fueron divulgados por sexos ni edades (República de Colombia, 1917), a pesar de que era objetivo del censo el clasificar a la población por lugar de residencia, sexos, edades, alfabetismo, religión y oficio (Rueda, 2012). Tampoco fueron tomados en cuenta el censo de 1912, del que solo se conoce la distribución por edades para los hombres de algunos departamentos (Dirección General de los Censos, 1912; Flórez, 2000); ni el fallido censo de 1928 por sus documentados problemas de calidad (Rueda, 2012).

CUADRO 1. EDAD MEDIANA DE LA POBLACIÓN

	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1918	19	21	23	19	20
1938	18	17	-	-	18
1951	18	17	-	-	18
1964	17	15	18	16	16
1973	16	16	19	17	17
1985	19	19	23	21	20
1993	20	21	25	23	23
2005	23	23	27	26	25

Nota: el Pacífico colombiano incluye los departamentos de Cauca, Chocó, Nariño y el municipio de Buenaventura, en los censos de 1918 (Buenaventura y Naya), 1964, 1973, 1985, 1993 y 2005. En los censos de 1938 y 1951 no se incluyó Buenaventura. La región Caribe está conformada en todos los censos por los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Sucre y el archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina. La población no incluida en el Pacífico, Caribe o Bogotá fue clasificada como resto de Colombia.

Fuentes: Departamento de Contraloría y Dirección General de Estadística. (1924). *Censo de población de la República de Colombia 1918*, Bogotá D. C.: Imprenta Nacional; Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 1951). *Censo de población de Colombia 1951*, Bogotá D. C.: DANE. (Incluye información del censo de 1938); Minnesota Population Center. (2015). *DANE - Censos de Colombia: 1964, 1973, 1985, 1993, and 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]*. Minneapolis: University of Minnesota; cálculos del autor.

En 1918 la mitad de la población del Pacífico no superaba los 19 años de edad, situación similar al agregado nacional. En ese mismo año Bogotá era la región más envejecida, con una edad mediana de 23 años. Con el paso de los años la edad mediana disminuyó durante algunas décadas, para luego aumentar con mayor intensidad a partir de los años setenta. Lo anterior, sumado al acelerado crecimiento demográfico que caracterizó este período,

sugiere que primero descendió la mortalidad en edades más tempranas y luego la fecundidad disminuiría varias décadas después de iniciado el proceso de transición demográfica. Para el censo de 2005 el panorama no es muy diferente: Bogotá se muestra como la región más envejecida, en comparación con las demás, y el Pacífico colombiano muestra una población relativamente joven, aunque ligeramente más envejecida si se compara con su estado inicial.

A pesar de que la estructura etaria cambió en todas las regiones colombianas a lo largo del siglo XX, no todas lo hicieron con el mismo dinamismo. Las diferencias regionales en la evolución de la edad mediana durante un período considerable permiten inferir que la transición demográfica fue más acelerada en el centro de Colombia, comparado con las regiones periféricas del Pacífico y el Caribe. Los cambios en la estructura etaria de la población, específicamente los que modifican la proporción de individuos en edades productivas, puede tener un efecto sobre la economía. En este sentido, el mayor dinamismo en la transición demográfica del centro de Colombia, que le permitió aumentar con más rapidez el porcentaje de la población en edades productivas, podría ser un argumento para explicar el atraso relativo de las economías en la periferia.

A lo largo del ciclo de vida un individuo se enfrenta a edades de dependencia económica en las que consume y no produce; y edades en las que, siendo productivo, su ingreso excede su consumo (Willis, 1988; Bommier y Lee, 2003; Lee *et al.*, 2008). Tres instituciones hacen posible que el individuo mantenga su consumo en las edades no productivas: los mercados de crédito y activos, el Estado y la familia (Lee, 1994). En el primer caso, el individuo se endeudaría los primeros años de su vida y, luego, durante las edades más productivas, acumularía lo suficiente para pagar lo que consumió de joven y lo que va a consumir durante su retiro. En el segundo caso, operan tanto los fondos públicos de pensión para el retiro, como los impuestos sobre los ingresos que son usados para financiar servicios que se consumen con mayor intensidad en edades menos productivas: la educación en edades formativas y la salud pública, cuyo costo aumenta en la vejez. En el tercer caso, en ausencia de mercados financieros y sistemas de pensión para el retiro, el consumo de la población joven es apalancado por la productividad de sus padres y el sostenimiento de la vejez recae en los hijos (Lillard y Willis, 1997; Mason y Miller, 2000). Aunque el primer caso se trata de un problema de elección intertemporal, el segundo y tercer caso implican transferencias intergeneracionales, de manera que no es de menor *significancia* el investigar la forma como está distribuida la población entre edades productivas y no productivas, o entre ocupados y no ocupados.

Ha sido argumentado que los cambios en la fecundidad y en la mortalidad afectan en el largo plazo la estructura etaria de la población y en qué condiciones estas variaciones podrían surtir algún efecto económico por medio del ingreso y el consumo (Mason y Lee, 2007). En particular, un descenso permanente en la fecundidad, como el que ocurre en la etapa culminante de la transición demográfica, induciría un incremento en el porcentaje de la población en edades productivas. En una población joven esto puede ser la oportunidad de un rápido crecimiento económico, lo que ha sido definido como el bono demográfico (Lee y Mason, 2010). Por otra parte, un descenso en la mortalidad no solo aumentaría la esperanza de vida, sino que también podría tener un efecto positivo sobre el crecimiento, pues mayores niveles de ahorro e inversión serían necesarios cuando los individuos tienen horizontes de vida más largos (Kinugasa y Mason, 2007). Sin embargo, el bono demográfico se trata de una oportunidad, pero no una certeza, pues dependerá de que la población ocupada crezca a una tasa superior a la tasa de incremento de la población en edades laborales, sin que se depriman los salarios. Para el caso colombiano otras transformaciones son socialmente deseables en este proceso; por ejemplo, que el remplazo poblacional implique aumentos en el capital humano o que la formalización del trabajo permita un mayor dinamismo de los mencionados mecanismos de transferencias públicas de tipo intergeneracional y las transferencias intertemporales, que por su naturaleza privada dependerán de la profundización de los mercados financieros.

El núcleo de la discusión en Colombia ha sido el de anunciar que se avecina un período de mayor crecimiento de la población en edades productivas (Ramírez *et al.*, 2015), continuado por un inevitable envejecimiento de la población (Flórez *et al.*, 2015). La anterior observación se encuentra respaldada en una serie de proyecciones de población por municipios y para áreas urbanas y rurales (Pachón, 2012), que permiten anticipar cómo podría evolucionar la razón de dependencia durante los próximos años. Esta se ha definido como el cociente entre la población dependiente (menor a 15 o mayor o igual a 65) y la población potencialmente activa (entre 15 y 64 años en el último cumpleaños). Dos resultados llaman la atención en esta discusión: 1) el bono demográfico llegaría a algunas regiones más rápido o con más intensidad que en otras, y 2) no va a durar para siempre y se agotará a medida que la población envejezca. Sin embargo, menos atención ha recibido el hecho de que la historia reciente muestra que la razón de dependencia no ha evolucionado con la misma dinámica en todas las regiones colombianas. En efecto, las apreciaciones sobre los efectos económicos del cambio poblacional resultarían menos optimistas cuando se contrasta la razón de dependencia con otras medidas poblacionales, como el índice de dependencia económica efectiva,

la participación de la mujer en los mercados de trabajo y los aumentos en la formación del capital humano. Anticipando una de las conclusiones de este capítulo, podría decirse que no todas las regiones colombianas están en la capacidad de hacer del cambio demográfico un éxito económico.

El Cuadro 2 presenta la razón de dependencia para las regiones analizadas en algunos censos del siglo XX y el censo de 2005. El indicador muestra el número de personas en edades de dependencia económica por cada cien personas en edades laborales. Convencionalmente se ha definido como población juvenil dependiente a los menores de 15 años. Sin embargo, en este capítulo fueron incluidos en esta categoría todos los menores a 20 años de edad. Estudios detallados sobre los perfiles de ingreso y consumo por edades en poblaciones modernas muestran que entre los 20 y los 24 años de edad el ingreso de un individuo promedio empezaría a ser más alto que su consumo (Lee *et al.*, 2008). Teniendo en cuenta esta apreciación, no existe mayor fundamento para clasificar como población en edad de suficiencia económica a la población entre 15 y 19 años de edad.

CUADRO 2. RAZÓN DE DEPENDENCIA

	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1918	117,32	108,12	77,13	115,3	113,23
1938	123,96	134,2	-	-	122,91
1951	128,99	136,64	-	-	126,91
1964	125,56	140,56	104,38	131,83	130,02
1973	132,65	136,48	98,31	127,9	125,5
1985	107,9	103,18	71,45	91,38	91,64
1993	102,21	93,33	67,1	85,04	84,91
2005	89,28	86,24	61,68	77,56	77,31

Fuentes: Departamento de Contraloría - Dirección General de Estadística. (1924). *Censo de población de la República de Colombia 1918*, Bogotá D. C.: Imprenta Nacional; DANE. (1951). *Censo de población de Colombia 1951*. Bogotá D. C.: DANE. (Incluye información del censo de 1938); Minnesota Population Center. (2015). DANE - *Censos de Colombia: 1964, 1973, 1985, 1993, and 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]*. Minneapolis: University of Minnesota; cálculos del autor.

Los censos de población incluidos en el análisis muestran que la razón de dependencia aumentó moderadamente entre 1918 y 1964, seguida de un descenso más pronunciado desde 1964 hasta 2005, cuando se recolectó el censo de población más reciente. Esta dinámica es congruente con el proceso de transición demográfica en Colombia, en el que primero disminuyó la mortalidad juvenil y la fecundidad empezó a reducirse en la década de los sesenta. En cuanto a lo regional, se pueden deducir tres resultados: 1) teniendo en cuenta que el punto de inflexión es el censo de 1973 (y no el de 1964, como en las demás regiones), el descenso en la fecundidad del Pacífico colombiano empezaría después que en el resto; 2) en Bogotá la razón de dependencia

ya era lo suficientemente baja para 1985 y ha mantenido su descenso desde entonces, y 3) del censo de 2005 se puede afirmar que la razón de dependencia en el Pacífico y en el Caribe son considerablemente más elevadas que en el resto de Colombia, a pesar de que en 1918 se encontraban en una situación similar.

En contraste, los índices de dependencia económica efectiva, que relacionan la población ocupada, con la no ocupada sin importar la edad, muestran un resultado ligeramente menos optimista. El Cuadro 3 muestra que en el agregado nacional existió una disminución, aunque no muy alta, en el número de personas no ocupadas por cada cien ocupados. Este resultado es igualmente observado en Bogotá y en el centro del país; pero no puede decirse lo mismo de la periferia en el Pacífico y en el Caribe colombiano. El cambio en este indicador en la segunda mitad del siglo XX hace evidente que un aumento en el porcentaje de personas en edades laborales no necesariamente incrementa la proporción de personas ocupadas. De hecho, las diferencias regionales en la tasa de dependencia económica efectiva se mantienen a lo largo del tiempo. Dada la persistencia que muestran, las diferencias regionales en la tasa de ocupación podrían estar explicadas por las diferencias idiosincrásicas, en especial aquellas relacionadas con la forma como cada una de estas sociedades se ha orientado hacia el empleo y las actividades productivas.

CUADRO 3. DEPENDENCIA ECONÓMICA EFECTIVA

	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1964	213,03	279,96	206,46	252,67	248,59
1973	263,5	329,02	217,47	281,37	278,05
1985	187,4	240,76	160,2	183,24	189,8
1993	201,33	218,18	137,75	180,39	181,11
2005	223,07	285,82	133,58	196,43	200,3

Fuentes: Departamento de Contraloría - Dirección General de Estadística.(1924). *Censo de población de la República de Colombia 1918*, Bogotá D. C.: Imprenta Nacional; DANE. (1951). *Censo de población de Colombia 1951*. Bogotá D. C.: DANE. (Incluye información del censo de 1938); Minnesota Population Center. (2015). DANE - *Censos de Colombia: 1964, 1973, 1985, 1993, and 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.2 [Machine-readable database]*. Minneapolis: University of Minnesota; cálculos del autor.

La asociación entre razón de dependencia y dependencia económica efectiva puede ser analizada a partir de un modelo sencillo de población donde se puedan aislar algunos efectos, como la mortalidad, el crecimiento de la población y la demanda laboral. Se parte de una población estacionaria, es decir, que se reproduce a su tasa de remplazo y, por tanto, no crece; que está organizada en familias nucleares conformadas por dos individuos en edades laborales más la descendencia. Luego, se supone que a la edad de 20 años todos los individuos se independizan, conforman un nuevo hogar y producen ininterrumpidamente bajo condiciones de pleno empleo hasta que cumplen 65 años, edad a la que se

jubilan y disfrutan de su retiro hasta los 85 años (ninguno muere antes), que es la esperanza de vida que se asume en este ejemplo. Con las condiciones anteriores, esta población va a tener el mismo número de personas en cada edad; lo que, sumado al pleno empleo, hace que la dependencia económica efectiva sea potencialmente igual a la razón de dependencia. Aunque, la razón de dependencia sería igual a 89 individuos en edades no productivas por cada 100 en edades productivas, la tasa de dependencia económica efectiva podría estar entre 89 y 178 individuos dependientes por cada 100 individuos trabajando. La diferencia estaría en la decisión que haga cada familia sobre cuántos individuos se emplean y cuántos se encargan de los trabajos del hogar.

En efecto, la producción de bienes y servicios del hogar también es fundamental y necesaria, aunque no constituya una forma de trabajo regular, ni sea remunerada. Siendo simplistas, en el hogar se producen hijos; pero siendo un poco más razonables, se deberían tomar en cuenta todos los cuidados que demandan, incluyendo la educación y la formación, así como otros aspectos no relacionados con la descendencia, pero que son necesarios para que un hogar funcione. En las sociedades puede prevalecer una forma de organización familiar en la que el hombre se gana el pan y la mujer produce bienes en el hogar, tal como lo es el cuidado de los hijos. En otras sociedades se puede promover o se hace necesario que todos los miembros del hogar en edades productivas participen en la fuerza laboral. En este sentido, una de las posibles explicaciones detrás de la mayor tasa de dependencia económica en la periferia colombiana estaría relacionada con mercados laborales sesgadamente masculinos, como se muestra en el Cuadro 4.

CUADRO 4. RAZÓN DE MASCULINIDAD DE LA POBLACIÓN DE 20 A 64 AÑOS DE EDAD POR TIPO DE OCUPACIÓN

	A. EMPLEO REMUNERADO				
	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1964	328,63	457,78	175,57	461,38	392,93
1973	323,76	329,92	172,06	403,76	329,46
1985	183,00	233,46	150,56	221,53	206,09
1993	272,47	268,16	144,38	262,75	234,81
2005	209,96	214,03	122,04	189,94	177,22
	B. EMPLEO REMUNERADO + TRABAJO EN EL HOGAR				
	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1964	89,42	88,08	76,85	91,58	89,21
1973	85,12	82,84	77,33	86,09	84,17
1985	90,33	96,70	84,33	92,63	91,76
1993	88,33	91,87	84,60	89,50	89,01
2005	80,49	80,54	83,32	82,49	82,12

Fuentes: Departamento de Contraloría - Dirección General de Estadística. (1924). *Censo de población de la República de Colombia 1918*, Bogotá D. C.: Imprenta Nacional; DANE. (1951). *Censo de población de Colombia 1951*. Bogotá D. C.: DANE. (Incluye información del censo de 1938); Minnesota Population Center. (2015). DANE - *Censos de Colombia: 1964, 1973, 1985, 1993, and 2005. Integrated Public Use Microdata Series, International. Version 6.2 [Machine-readable database]*. Minneapolis: University of Minnesota; cálculos del autor.

El panel A del Cuadro 4 muestra que en el Pacífico colombiano, al igual que en la región Caribe, la población en edades laborales que recibe una remuneración por su trabajo ha sido mayoritariamente masculina. Para el censo de 1964 cerca de 328 hombres eran remunerados frente a 100 mujeres en la misma condición. Se trata de una cifra relativamente inferior a la nacional, pero muy superior a la masculinidad observada en Bogotá durante el mismo año. En el Cuadro 4 se muestra que la masculinidad descendió en todas las regiones durante la segunda mitad del siglo XX, aunque sigue siendo más alta en las regiones más rezagadas. En el panel B se muestra la masculinidad que se observaría cuando se toma en cuenta tanto el empleo remunerado como el trabajo dentro del hogar. En este caso la población masculina no excede a la femenina y los cambios en la razón de masculinidad son mínimos o muy moderados.

Dos reflexiones pueden hacerse a partir de los cambios ocurridos durante la segunda mitad del siglo XX en los indicadores de dependencia económica efectiva y la razón de dependencia en Colombia. La primera es que las comparaciones sobre el desarrollo en las regiones podrían tener en cuenta que se trata de sociedades que en lo poblacional han evolucionado de forma un poco diferente. Un bajo nivel de ingreso por habitante podría estar relacionado con una ocupación muy baja, y las comparaciones de ingreso por trabajador podrían ser más ajustadas cuando se hacen comparaciones regionales. Lo fundamental es que por cuenta de cómo se distribuye la población entre edades laborales y no laborales, o entre ocupados y no ocupados, una región puede mostrar algunos límites que no le permiten alcanzar los resultados que se han observado en otras regiones. En este particular, una tasa de ocupación baja podría estar explicada por un mercado laboral sesgadoamente masculino. La segunda reflexión es sobre la relación aparente entre razón de dependencia y dependencia económica efectiva. En el agregado nacional ambas relaciones se reducen por cuenta de un proceso de transición demográfica y por una mayor participación de la mujer en el mercado laboral colombiano. Sin embargo, en el Pacífico y en el Caribe colombiano la dependencia económica efectiva sigue mostrando una cifra muy superior a la observada en el centro del país, a pesar de que la razón de dependencia tuvo la dinámica esperada en un proceso de transición demográfica.

2. MORTALIDAD EN EDADES TEMPRANAS

La mortalidad infantil (menores a 1 año de edad) y la mortalidad de la niñez (de 1 año o más, pero menores a 5 años de edad) están estrechamente relacionadas

con el nivel de desarrollo económico y el grado de progreso social. Como se discutió en la sección anterior, un descenso en la mortalidad en edades tempranas induce a un rejuvenecimiento de la población y, en la medida en que afecta la distribución por edades, aumentaría la razón de dependencia. Sin embargo, no se trata de un hecho preocupante, pues podría representar un cambio favorable para la economía. La evidencia de países más desarrollados indica que uno de los efectos más sobresalientes del descenso en la mortalidad en edades tempranas fue el aumento en la esperanza de vida (Bongaarts, 2006). Cuanto mayor sea la esperanza de vida de un individuo, más largo es su horizonte de planeación y mayor es el incentivo que tiene para ahorrar e invertir durante su vida productiva.

El descenso de la mortalidad infantil y de la niñez fue posible gracias a transformaciones sociales que no fueron de menor relevancia. A partir de la segunda mitad del siglo XIX algunos países europeos coinciden en mostrar un mayor interés público por los temas relacionados con la infancia y la niñez, al punto que se formularon leyes para regular la alimentación y cuidado (Rollet, 1997). En las primeras décadas del siglo XX se hicieron más notables los avances en la medicina, en campos como la pediatría y la obstetricia (Preston y Haines, 1991), y se empezó a insistir en los programas de vacunación masiva. Tampoco fueron de menor importancia las transformaciones que se vivieron en las ciudades que solucionaron de forma eficaz los servicios de acueducto y alcantarillado. Teniendo en cuenta que las enfermedades infecciosas se propagan de forma proporcional a la densidad poblacional, los centros urbanos no siempre fueron lugares de baja mortalidad; en especial, cuando las aguas residuales no eran separadas de las fuentes para el consumo (Fox, 2012). Asimismo, la filtración y la cloración del agua para consumo humano tuvo un efecto indiscutible sobre el descenso de la mortalidad (Cutler y Miller, 2005).

Las discusiones anteriores son relevantes para un país como Colombia por tres razones: 1) los descensos en la mortalidad en países menos desarrollados podrían estar relacionados con el hecho de que estos han asimilado las tecnologías médicas y las instituciones sociales que tuvieron éxito en países más desarrollados (Caldwell, 1986); 2) el descenso en la mortalidad en países menos desarrollados tiene características particulares que no fueron inicialmente observadas en el caso de los países más desarrollados, por ejemplo, la relación entre mortalidad infantil y educación de la madre, que podría ser más importante que el mismo acceso a los servicios de salud (Caldwell, 1990), y 3) como se muestra en este apartado, en Colombia han persistido algunas brechas regionales en la mortalidad en edades tempranas, lo que lleva necesariamente a reflexionar sobre cuál ha sido la estrategia para

controlar este indicador y en qué lugares del territorio nacional se debe hacer un mayor empeño.

El principal objetivo de esta sección es el de estimar las tendencias recientes, tanto en el Pacífico como en otras regiones de Colombia, usando un indicador de la mortalidad en edades tempranas. En particular, se analiza la probabilidad de muerte durante los cinco primeros años de vida, calculada para una cohorte sintética de hombres y mujeres nacidos vivos. En una situación ideal, la probabilidad de muerte durante los cinco primeros años de vida $q(5)$, se podría obtener de una tabla de vida real; es decir, aquella que parte del cálculo directo de las tasas específicas de mortalidad que operan durante la infancia y la niñez. Sin embargo, el cálculo directo de las tasas específicas de mortalidad no es aconsejable o no es posible cuando los registros vitales son incompletos o inexistentes, o cuando existen errores de cobertura en los censos de población. Aunque los registros vitales colombianos han logrado avances recientes y significativos en cobertura, esta no ha sido la situación general durante las últimas cuatro décadas ni en todas las regiones colombianas. Teniendo en cuenta lo anterior, en este capítulo se opta por una estimación indirecta.

Los métodos indirectos parten de información retrospectiva que es recolectada en encuestas especializadas y censos de población. Por ejemplo, el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes fueron reportados por las mujeres censadas en Inglaterra y Gales en 1911; y continuaban siendo preguntas obligadas en los censos de los países menos desarrollados desde la década de 1950 (Brass, 1996). Esta información se traduce en probabilidades de muerte luego de ajustes, con ayuda de algunos supuestos e imponiendo patrones de mortalidad y fecundidad que han sido estimados para otras poblaciones, por ejemplo, los modelos regionales de tabla de vida (Brass, 1953; Brass y Coale, 1968; Trussell, 1975; Coale y Demeny, 1966).

En los censos no hay espacio para muchas preguntas, así que otra aproximación ha sido posible con encuestas especializadas como la *Encuesta nacional de demografía y salud* (ENDS), o su antecesora la *Encuesta mundial de fecundidad*. Estas herramientas tienen formularios más detallados que permiten identificar las fechas de cada uno de los eventos vitales reportados por las mujeres en edades reproductivas. Las mujeres encuestadas reportan la fecha de todos sus nacimientos, el estado de supervivencia de su descendencia y la edad al fallecer en el caso de las muertes. Esta información se traduce en probabilidades de muerte con ayuda de un diagrama de Lexis. El diagrama de Lexis es una representación cartesiana de los eventos vitales, en donde se muestra la relación edad-tiempo. A partir de este se puede contabilizar tanto el número de eventos (defunciones) en edades y períodos específicos, como la exposición al riesgo de muerte en los intervalos de tiempo y edad

correspondientes. La anterior es información suficiente para calcular tasas de mortalidad y probabilidades de muerte en los cinco primeros años de vida (Somoza, 1980; Rutstein, 1984).

Los métodos basados en encuestas no producen exactamente los mismos resultados que se estiman a partir de censos. Esto tiene sentido porque no se hacen los mismos supuestos. En Colombia, las estimaciones hechas a partir de censos o encuestas son consistentes en mostrar el descenso en la mortalidad infantil durante las últimas décadas (Acosta y Romero, 2014). En este capítulo se prefiere la estimación indirecta a partir del registro completo de eventos vitales reportados en las encuestas demográficas porque, a diferencia de los basados en información censal, los cálculos hechos a partir del diagrama de Lexis no asumen una relación lineal entre la edad y la probabilidad acumulada de muerte, y tampoco es necesario imponer valores calibrados para otras poblaciones.

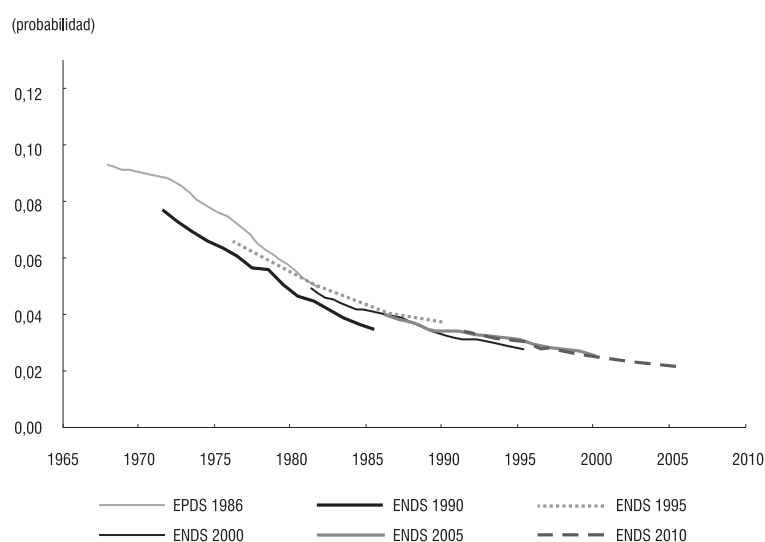
Aunque las encuestas permiten información más detallada de la que se puede recoger en un censo, es necesario exponer cuáles son sus posibles limitaciones: 1) tanto en censos como en encuestas, los métodos indirectos funcionan con información retrospectiva, es decir, eventos que ocurrieron en el pasado. Naturalmente, estas fuentes de información no incluyen los eventos que reportarían mujeres que emigraron o murieron antes de ser entrevistadas. Así las cosas, se asume que la fecundidad y mortalidad de la descendencia de estas mujeres no fue muy diferente a la reportada por las encuestadas. 2) Teniendo en cuenta que se trata de eventos que ocurrieron en el pasado, la información es susceptible a errores de memoria y a errores de registro cuando se aproximan las fechas y se redondean las edades. Se debe tener en consideración que las muertes y los nacimientos son eventos que, por su naturaleza sensible y personal, algunos individuos preferirían no reportar y esto podría sesgar las estimaciones. Ahora, en el caso específico de las encuestas, estas pueden variar considerablemente en cuanto a los tamaños de la muestra, las áreas de recolección y los criterios para definir las regiones colombianas. Algunas limitaciones podrían estar relacionadas con errores en el muestreo; y aunque sea el adecuado, las estimaciones para subgrupos de la población, como las regiones, exhiben fluctuaciones más altas sencillamente porque se ha reducido el tamaño de la muestra.

La estrategia empírica usada en este capítulo para hacer frente a las limitaciones mencionadas es la de usar todas las encuestas disponibles en un formato comparable y sobreponer las tendencias para evaluar su consistencia. En este sentido, con cada encuesta se calcularon quince tablas de vida, usando información retrospectiva sobre los eventos reportados en los últimos 25 años de realizada la encuesta. Para cada caso, la probabilidad de muerte durante

los cinco primeros años de vida fue calculada para un período de diez años y tomando como fecha de la estimación el punto medio en cada intervalo de tiempo. Lo anterior permite estimaciones más suavizadas y aumentaría el poder y la confiabilidad de las estimaciones en el nivel regional.

La información analizada corresponde a la ENDS, recolectada en 1986 por la Corporación Centro Regional de Población; y en 1990, 1995, 2000, 2005 y 2010, por Profamilia. Como se muestra en el Gráfico 1 para el agregado nacional, la probabilidad de muerte durante los cinco primeros años de vida es consistentemente estimada a partir de múltiples encuestas. Sin embargo, los resultados obtenidos a partir de la de 1990 son levemente menores cuando se comparan con otras encuestas.

GRÁFICO 1. PROBABILIDAD DE MUERTE EN LOS CINCO PRIMEROS AÑOS DE VIDA $q(5)$ EN COLOMBIA



Fuente: Measure DHS. (2013). Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia - Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud: 1986; Profamilia - Encuesta Nacional de Demografía y Salud: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010. Measure Demographic and Health Surveys. <http://www.measuredhs.com/Data/>; cálculos del autor.

El Gráfico 1 muestra que en 1970, el 9% de los nacidos vivos (descartando las muertes fetales) en Colombia fallecía en la primera infancia; es decir, antes de cumplir 5 años de edad. Esta proporción desciende rápidamente durante las décadas de los setenta y ochenta. Para 1990, el porcentaje de nacidos que muere en los cinco primeros años de vida es menos de la mitad y se sitúa en un valor cercano a 3,5%. A partir de ese año, la probabilidad continúa descendiendo, pero lo hace más lentamente. En 2005 la probabilidad de muerte en la

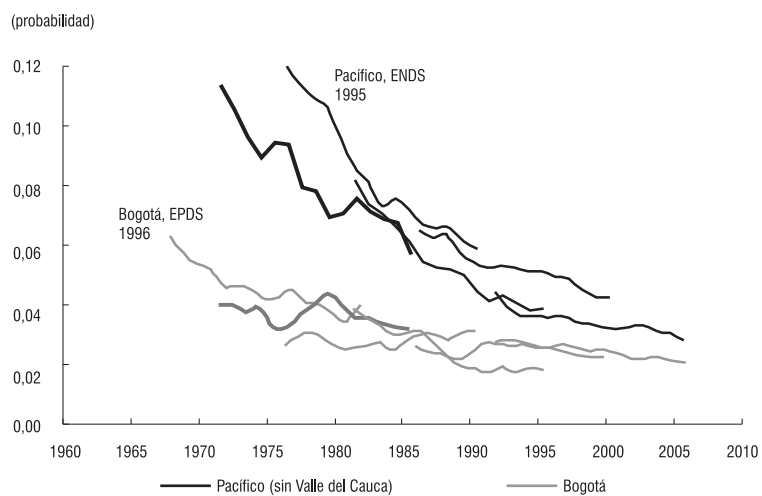
primera infancia es aproximadamente de 2,2%. Sin embargo, no fue mucho el progreso que se consiguió en 35 años. La probabilidad de morir durante la primera infancia en Colombia hacia 1970 es comparable con la observada en países como Inglaterra y Gales, Francia y Dinamarca a mediados de la década de los treinta. Asimismo, lo estimado para Colombia en 2005 es comparable con estos mismos países a principios de la década de 1970. En 2005 países de muy baja mortalidad en la primera infancia, como Suecia y Noruega, muestran una probabilidad de muerte que es inferior a la sexta parte de la estimada para Colombia en el mismo año.

En Colombia el descenso en la mortalidad de los cinco primeros años de vida se ha caracterizado por algunas dinámicas regionales. Para la década de los setenta, la probabilidad de muerte en Bogotá era notablemente inferior a la comparada con las regiones Caribe, Pacífico y el resto de Colombia. En el panel A del Gráfico 2 se contrasta al Pacífico con Bogotá. Aunque el descenso en la mortalidad de los cinco primeros años de vida es mucho más acelerado en el Pacífico, la brecha no se cierra completamente. Teniendo en cuenta que se está comparando una ciudad con una región que se compone de áreas rurales y urbanas, siendo la región menos urbana de Colombia, la brecha podría estar relacionada con el grado de urbanización. Es decir que la población que vive fuera de las cabeceras municipales, en los centros poblados y área rural dispersa enfrentaría un riesgo más alto de muerte. Sin embargo, como se muestra en panel B del Gráfico 2, las diferencias en el grado de urbanización no fueron un impedimento para que Bogotá y el resto (Colombia sin Caribe, Pacífico ni Bogotá) convergieran a un mismo nivel desde 1990 hasta 2005.

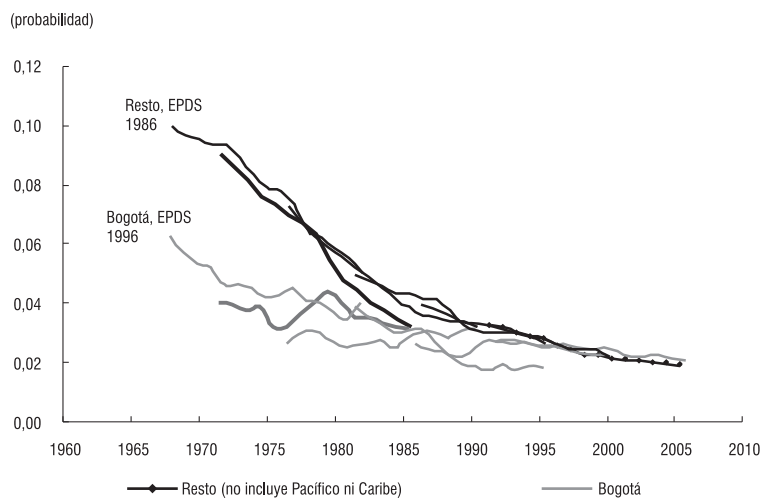
Varios aspectos se deben tener en cuenta cuando se analiza la relación entre mortalidad y urbanización en el Pacífico colombiano. De una forma simplificada, como urbanización se puede entender el grado de concentración de la población en las cabeceras municipales. Desde la perspectiva económica, una mayor cantidad de la población se concentra en los centros urbanos porque los salarios son más altos, o porque la sociedad, como un todo, enfrenta costos más bajos; por ejemplo, en la provisión de bienes públicos. En este sentido, ha sido argumentado que por las condiciones de su geografía y su poblamiento, el Pacífico colombiano es una región ligeramente más dispersa si se le compara con otras regiones de Colombia (West, 1957). Sin embargo, como urbanización también se puede entender el proceso por el cual una población aumenta sus estándares de vida porque tiene acceso a bienes y servicios que se pueden proveer con mayor eficiencia y calidad cuando se está más concentrada. Por ejemplo, los servicios de salud especializados y los servicios públicos como el acueducto, el alcantarillado y la recolección de basuras.

GRÁFICO 2. PROBABILIDAD DE MUERTE EN LOS CINCO PRIMEROS AÑOS DE VIDA

A. PACÍFICO VS. BOGOTÁ



B. BOGOTÁ VS. RESTO DE COLOMBIA



Nota: Pacífico no incluye municipios del departamento del Valle del Cauca.

Fuente: Measure DHS. (2013). Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia - Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud: 1986; Profamilia - Encuesta Nacional de Demografía y Salud: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010. Measure Demographic and Health Surveys. <http://www.measuredhs.com/Data/>; cálculos del autor.

Teniendo en cuenta que un porcentaje relativamente inferior de viviendas en el Pacífico cuenta con servicio de acueducto y alcantarillado, como se muestra en el Cuadro 5, la concentración de la población en las cabeceras municipales del Pacífico colombiano no ha sido sinónimo de acceso a todos los privilegios de la vida urbana. En servicios como el de acueducto, tan grave como la cobertura es el problema de la calidad: que el agua sea apta para el consumo humano. Por una parte, la discusión es pertinente teniendo en cuenta que la mayoría de municipios del litoral Pacífico (Buenaventura, López de Micay y los municipios chocoanos en 2011) no suelen reportar indicadores sobre la calidad de sus acueductos (Bonet *et al.*, 2016). Por otra parte, una revisión sobre los objetivos y los resultados de las políticas públicas que han regulado la prestación de servicios de saneamiento básico indica que, aunque hay una intención en aumentar la cobertura, no ha existido mayor intención en mejorar la calidad de estos servicios (Bonet *et al.*, 2016).

CUADRO 5. COBERTURA EN SANEAMIENTO BÁSICO, 2005

	A. ACUEDUCTO (PORCENTAJE)		
	URBANO	RURAL	TOTAL
Pacífico	81,34	46,42	63,94
Caribe	86,01	33,63	71,82
Bogotá	98,71	46,08	98,59
Resto	96,40	52,12	85,19
Nacional	94,33	47,12	83,41
	B. ALCANTARILLADO (PORCENTAJE)		
	URBANO	RURAL	TOTAL
Pacífico	74,71	11,86	43,40
Caribe	66,32	4,11	49,47
Bogotá	98,11	15,36	97,92
Resto	95,18	24,23	77,23
Nacional	89,70	17,78	73,06

Fuente: DANE, (*Censo general*, 2005); cálculos del autor.

3. MORTALIDAD EN EDADES ADULTAS

Una forma estilizada de estudiar la mortalidad es a partir de una tabla de vida, la cual es un conjunto de estimaciones que describen el cambio de estado entre estar vivo y dejar de estarlo, que se calcula a partir de tasas específicas de mortalidad por sexo y edad (alternativamente, a partir de probabilidades de muerte). Las tablas de vida pueden ser calculadas para: 1) una cohorte verdadera, es decir, siguiendo a un grupo de individuos a lo largo del tiempo, o 2) para un momento exacto del tiempo, pero usando la información de individuos

de diferentes edades, lo que se conoce como el supuesto de cohorte sintética. Algunas de las estimaciones están relacionadas con la duración media del proceso que se describe; por ejemplo, la esperanza de vida al momento de nacer e_0 , la esperanza de vida cuando se ha llegado a una edad particular e_x , o la esperanza de vida en un rango de edades definido.

Estimaciones como la esperanza de vida, y en general las extraídas de una tabla de vida, son independientes de la distribución de la población por edades. Esta característica garantiza que se puedan comparar poblaciones distintas y en diferentes momentos de la historia. No puede decirse lo mismo de otros indicadores de la mortalidad, como las tasas brutas de mortalidad, que dependen de la estructura por sexos y edades. El cambio en una tasa bruta de mortalidad suele ser ambiguo: puede ser el resultado de una reducción efectiva de la mortalidad, de una recomposición en la estructura de la población o de ambas. Por el contrario, un cambio en la esperanza de vida es, sin lugar a discusión, el resultado de un cambio en la mortalidad.

El cálculo directo de la tabla de vida es deseable y puede hacerse a partir de las estadísticas vitales y censos de población. Sin embargo, no es una aproximación recomendable cuando los registros vitales son incompletos. La estimación indirecta, a partir de un modelo, es una alternativa útil cuando los registros vitales son imperfectos o inexistentes. Un modelo de tabla de vida es una estimación que se hace partiendo de muy pocos parámetros conocidos; por ejemplo, el modelo podría consistir en estimar la tasa de mortalidad en cada una de las edades teniendo como única información disponible la probabilidad de morir durante los cinco primeros años de vida. Los modelos de tabla de vida pueden ser matemáticos (Heligman y Pollard, 1980), relacionales (Brass, 1971; Ewbank *et al.*, 1983), o demográficos (Coale y Demeny, 1966; Wilmoth *et al.*, 2012). La tabla de vida parte de la observación directa del fenómeno que se estudia, mientras que el modelo de tabla de vida es una estimación que se hace a partir de información incompleta.

En los modelos demográficos se estima una de tabla de vida usando un conjunto de datos empíricos que han sido recolectados en poblaciones con registros vitales de calidad incuestionable. El objetivo del modelo de tabla de vida es el de representar el nivel y el patrón de mortalidad para una población con información limitada. En algunos casos, la información es tan limitada que solo se puede representar el nivel de mortalidad, mientras que el patrón de mortalidad es estimado completamente por el modelo.

Uno de los modelos demográficos de más amplia difusión es el modelo regional de tablas de vida, en el que fueron estimados cuatro patrones de mortalidad: norte, sur, este y oeste, para un rango amplio de niveles de esperanza de vida (Coale y Demeny, 1966). La proximidad geográfica, algunos

patrones epidemiológicos y la relevancia histórica fueron criterios para definir los modelos norte (países nórdicos), sur (Portugal, España y el sur de Italia) y este (países de Europa del este). Sin embargo, el modelo oeste fue estimado a partir de un conjunto de países-años no incluidos en los demás patrones de mortalidad (modelo residual que, además de poblaciones europeas, también incluye poblaciones en América y Asia).

Existe una variedad de métodos que permiten ajustar estas estimaciones a las condiciones de mortalidad que se observarían en poblaciones con información limitada. Cuando la única información disponible es para una edad particular, las tablas de vida de un mismo patrón son interpoladas para representar con exactitud el único parámetro de entrada. En este caso el patrón de mortalidad permanece inalterado. Por otro lado, cuando hay información disponible para varias edades, los modelos de tabla de vida regionales pueden ser usados como el estándar en un modelo relacional que es ajustable a las características observadas en la población que se quiere analizar.

En Colombia ha existido algún consenso en usar el modelo oeste para representar el patrón de la mortalidad y, en general, esto es aceptable en el caso de la mortalidad femenina pero no en la masculina después de 1970 (Flórez y Méndez, 1997). El exceso de mortalidad masculina, entre los 20 y los 45 años de edad, es una característica epidemiológica que no está representada por ninguno de los modelos regionales de tabla de vida. En este sentido, el modelo oeste dejó de ser el referente principal para el caso colombiano, y la mortalidad masculina fue representada a partir de nuevo modelo de tabla de vida estimado por el Celade (Vergara *et al.*, 1989; Flórez y Méndez, 1997; DANE, 2009).

En estimaciones más actuales, el DANE calcula la mortalidad de forma directa en siete departamentos (Antioquia, Atlántico, Bogotá, Caldas, Norte de Santander, San Andrés y Valle del Cauca), ajustando la cobertura de las defunciones por el método Preston-Coale; y en los demás departamentos estima por métodos indirectos (DANE, 2010). Sin embargo, el modelo oeste y el estimado por el Celade siguen siendo usados como el límite asintótico de la mortalidad en las proyecciones de población (DANE, 2010; Pachón, 2012). Otra característica que tienen las estimaciones actuales de la mortalidad en Colombia son ajustes por cobertura en las defunciones hechas a partir de la información recolectada en el *Censo general, 2005* (DANE, 2010).

En esta sección se estiman cinco tablas de vida entre 1985 y 2010 para el Pacífico colombiano, la región Caribe, Bogotá y el resto de Colombia, las cuales permiten calcular la esperanza de vida al nacer y la esperanza de vida en edades productivas, de 20 a 65 años. Estos indicadores ayudan a identificar los cambios recientes en la mortalidad adulta en las poblaciones estudiadas. Las tablas de vida son estimadas por métodos indirectos. Teniendo en

cuenta que el nivel y el patrón de la mortalidad pueden ser representados con mayor flexibilidad a partir de un modelo de regresión (Wilmoth *et al.*, 2012), el patrón oeste no fue usado como referente de la mortalidad en las regiones colombianas.

Las tablas de vida presentadas en este capítulo son el resultado de calibrar algunos parámetros observables en las poblaciones colombianas, usando como referente un modelo que es inicialmente estimado a partir de tablas de vida de otros países. El modelo es estimado a partir de $N = 2,656$ tablas de vida empíricas depositadas en el proyecto Human Mortality Database. La información seleccionada corresponde a 26 países y cubre algo más de un siglo de historia demográfica (Anexo 2). En este capítulo el modelo de tabla de vida asume una relación cuadrática y en logaritmos, entre la probabilidad de morir antes de cumplir x años de edad $q(x)$, y la probabilidad de morir antes de celebrarse el quinto año de vida $q(5)$. Esta relación es estimada a partir de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), cuyo objetivo es predecir la probabilidad de muerte para todas las edades entre 1 y 100 años, usando $q(5)$, como el único parámetro de entrada. Esto implica que se pueda hacer una estimación de una tabla de vida completa para un único nivel de mortalidad que está definido por $q(5)$.

Sea $q(x)$ un vector columna que contiene la probabilidad de morir antes de alcanzar x años de vida para el conjunto de países y años incluidos en el modelo tal que la variable dependiente está definida como un vector columna organizado por edades $y_{N \times 100 \times 1} = [q(1)' \dots q(10)' \dots q(100)']'$. Asumiendo que todas las probabilidades de muerte dependen del nivel de la mortalidad $q(5)$, como se ha mencionado, las variables explicativas del modelo están definidas por la matriz $Z_{N \times 3} = [I \ln[q(5)] \ln[q(5)]^2]$, donde I es un vector de unos de dimensión $N \times 1$. Si I representa una matriz identidad de rango 100 y partiendo de un modelo clásico de regresión: $\ln[y] = [I \otimes Z] \beta + \epsilon$, el estimador por MCO del modelo de tabla de vida está definido por: $\hat{\beta} = [I \otimes [Z'Z]^{-1}] \cdot [I \otimes Z] \cdot \ln[y]$.

Teniendo en cuenta que solo se ha modelado el nivel de mortalidad, la tabla de vida resultante tendría como único patrón de mortalidad un promedio de todos los patrones epidemiológicos que estén representados en las tablas de vida usadas para estimar el modelo de regresión. Sin embargo, como se trata de un sistema de ecuaciones que contiene una para cada edad, se ha propuesto que el patrón de la mortalidad sea concebido a partir de la descomposición en valores singulares de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores (Wilmoth *et al.*, 2012).

Incluir información de las covarianzas de los errores permite ajustar las probabilidades de muerte en cada una de las edades, como respuesta a un cambio en una probabilidad de muerte que no esté relacionado con el nivel de mortalidad.

Como se trata de un modelo estimado a partir de datos empíricos, una ventaja inherente es que las probabilidades de muerte se ajustan en magnitudes que han sido validadas por la historia. Con lo anterior, el modelo tiene la capacidad de representar algunas características particulares de una tabla de vida que no sobresalen en un patrón general de mortalidad.

Teniendo en cuenta que el vector de errores también está organizado por edades: $\epsilon_{N \times 100 \times 1} = [\epsilon(1)' \dots \epsilon(10)' \dots \epsilon(100)']'$, este puede ser reorganizado en una matriz de dimensión $N \times 100$, lo que permite estimar la matriz de varianzas covarianzas. Se ha propuesto que el primer vector columna $v_{100 \times 1}^1$, que resulta de la descomposición en valores singulares de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores, sea incluido como información adicional a través de un parámetro $k(i)$ que puede ser calibrado independientemente para cada tabla de vida (Wilmoth *et al.*, 2012). Así las cosas, el modelo de tabla de vida viene dado por la ecuación: $\ln[y] = [I \otimes Z] \hat{\beta} + [v^1 \otimes k] + \gamma$; y se estimó un modelo independiente para cada sexo.

Los coeficientes y la matriz de varianzas y covarianzas se estimaron usando datos de poblaciones históricas; sin embargo, el modelo debe ser calibrado para que pueda representar las particularidades que se observarían en las regiones colombianas. Para modelar el patrón de mortalidad en las poblaciones estudiadas, en este capítulo se usan los tres primeros vectores que resultan de la descomposición en valores singulares de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores. Se incluyen tres vectores en lugar de uno porque se pueden incorporar más restricciones que caractericen los patrones de mortalidad en las regiones colombianas. De esta manera, en el modelo de tabla de vida: $\widehat{\ln[y]} = [I \otimes Z] \cdot \hat{\beta} + \sum_{j=1}^3 [v^j \otimes k^j]$, se encuentra el conjunto de valores k^j , que hace que el modelo reproduzca con exactitud cuatro valores dados: 1) la probabilidad de morir antes de cumplir 5 años, $q(5)$; 2) la probabilidad de morir entre 5 y 20 años, ${}_{15}q_5$; 3) la probabilidad de morir entre 20 y 50 años, ${}_{30}q_{20}$, y 4) la probabilidad de morir entre 50 y 70 años, ${}_{20}q_{50}$. A partir de estas cuatro probabilidades, el modelo estima una tabla de vida completa, dado un conjunto de valores k^j , que se calcula por métodos numéricos que permiten resolver un sistema de ecuaciones no lineales.

Las probabilidades de muerte enunciadas, que son necesarias para la calibración, fueron calculadas para cada región en cada año analizado usando el método Preston-Bennett. Este método permite calcular una tabla de vida de forma indirecta cuando se conoce la estructura etaria de la población en dos momentos del tiempo y la distribución de las muertes por edades (Preston y Bennett, 1983). A diferencia de otros métodos indirectos en donde se hace el supuesto de población estable, el método Preston-Bennett parte del hecho de que cada grupo de edad crece a tasas que pueden ser diferentes. Asimismo, las

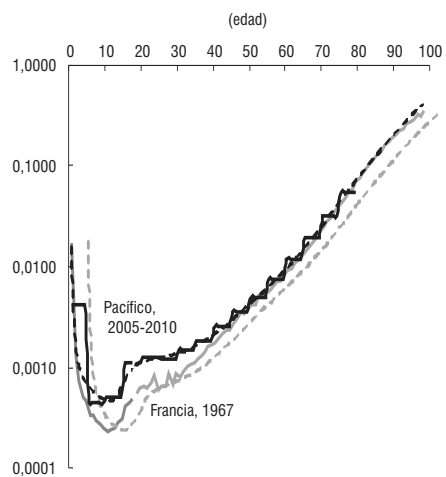
ecuaciones que caracterizan al método Preston-Bennett pueden ser ajustadas para descontar el efecto de la migración, de manera que el supuesto de población cerrada no es necesario cuando esta información está disponible. El objetivo del método Preston-Bennett es el de ajustar la distribución de muertes por edades, entre dos momentos del tiempo, asumiendo que la población podría no ser estable y la mortalidad se ha mantenido constante. En este capítulo se usaron dos fuentes de información: 1) las defunciones reportadas en las estadísticas vitales por sexos, grupos quinquenales de edad y región; 2) los estimativos de población y saldos migratorios netos, por sexo, grupo etario y región, que son divulgados por el DANE. El método permite calcular tablas de vida para grupos quinquenales de edad. A partir de esta información se calculan las probabilidades de muerte en cuatro intervalos de edad que se usan como valores de entrada en el modelo de tabla de vida; los valores se presentan en el Anexo 3.

En los paneles A y B del Gráfico 3 se muestran las tasas específicas de mortalidad en el Pacífico colombiano entre 2005 y 2010. En los paneles C y D se muestran las mismas tasas de mortalidad en Bogotá. Se presentan dos tipos de estimaciones: las calculadas por el método Preston-Bennett (en negro) y las que son calibradas usando como insumo adicional el modelo de tabla de vida descrito en este capítulo (en negro punteado). Adicionalmente, se muestran las tasas calculadas de forma directa y las ajustadas por el modelo para Francia en 1967, año en el que la probabilidad de morir durante los cinco primeros años de vida era comparable a la estimada para el Pacífico colombiano entre 2005 y 2010. De forma similar, en los paneles C y D del gráfico, Bogotá es comparada con Francia en 1975. Se hace estas comparaciones, pues Francia es uno de los países que se consideran con un patrón de mortalidad oeste y se puede apreciar cuánto del patrón de la mortalidad en Colombia se encuentra representado en el modelo oeste.

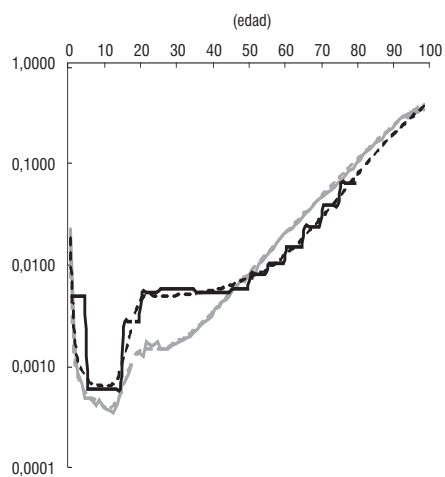
El contraste mostrado en los paneles A y B del Gráfico 3 sugiere que usar un valor para estimar indirectamente la mortalidad en el Pacífico colombiano lleva a sesgos importantes en el caso de los hombres y de las mujeres. Sin embargo, no parecería ser el caso de la mortalidad femenina en Bogotá, la cual sigue un patrón de mortalidad similar al de Francia en 1975. El resultado anterior sugiere que, en general, el modelo regional de tablas de vida podría no ser el mejor referente para estudiar la mortalidad en Colombia. Suponer que asintóticamente la mortalidad va a seguir un patrón oeste, no resultaría satisfactorio en el caso de la población masculina y en el caso de la población femenina de algunas regiones.

GRÁFICO 3. TASAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDAD (LOGARITMO) EN EL PACÍFICO Y EN BOGOTÁ, 2005-2010

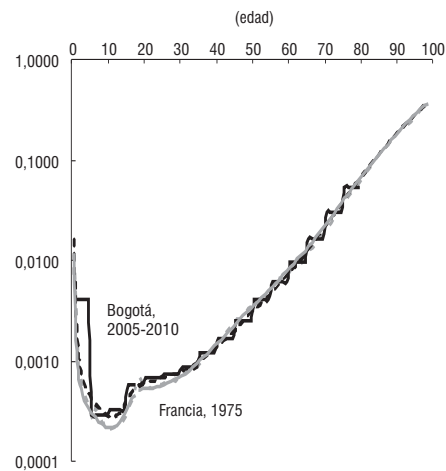
A. PACÍFICO: MUJERES



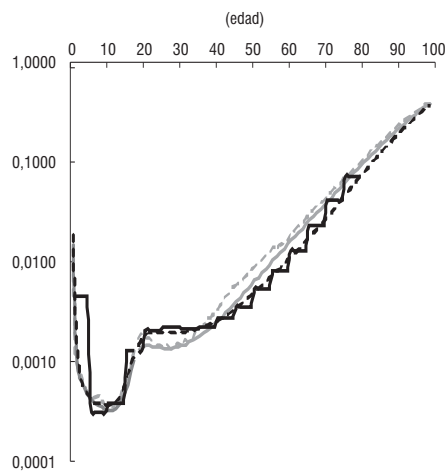
B. PACÍFICO: HOMBRES



C. BOGOTÁ: MUJERES



D. BOGOTÁ: HOMBRES



Nota: la línea punteada corresponde a la mortalidad ajustada por el modelo demográfico; usando como parámetros de entrada probabilidades de muerte estimadas a partir del método Preston-Bennett (en negro). Se incluyen (en gris) las tasas de mortalidad de Francia en 1967 (población del modelo oeste), año en el que se calcula una probabilidad de muerte $q(5)$ similar a la del Pacífico entre 2005 y 2010. En el caso de Bogotá, la misma comparación se hace con Francia en 1975.

Fuente: Dane. (s.f.). *Sistema de Consulta de Estadísticas vitales: Defunciones no Fetales*; University of California, Berkeley (USA), y Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). (s.f.). *Human Mortality Database*. Recuperado el 17 de febrero de 2014, de www.mortality.org. Cálculos del autor.

Como se muestra en el Grafico 3, en Colombia existe un exceso de mortalidad masculina en edades adultas que no es reflejado en el patrón de mortalidad oeste, pero que se puede estudiar a partir de un modelo de tabla de vida flexible, como el descrito en este capítulo. El exceso de mortalidad masculina explica en buena parte las diferencias en la esperanza de vida. En el Cuadro 6 se muestra la esperanza de vida al nacer en las regiones colombianas cuando el modelo de tabla de vida es calibrado con las características particulares de cada población. Como es de esperarse, la esperanza de vida al nacer ha aumentado en Colombia durante los últimos veinticinco años. Sin embargo, no todas las regiones han avanzado con el mismo dinamismo. El caso más sobresaliente es el de la región Caribe, que era la región de mayor esperanza de vida en la segunda mitad de la década de los ochenta, pero el avance fue mínimo durante los veinte años siguientes. Por otro lado, el aumento en longevidad del Pacífico colombiano fue muy moderado, comparado con el aumento en Bogotá y el resto de Colombia. Sin lugar a discusión, los aumentos más significativos en este indicador ocurrieron en el centro de Colombia, lo que quiere decir que las brechas con la periferia se han ampliado en los últimos veinticinco años.

CUADRO 6. ESPERANZA DE VIDA AL NACER (AÑOS)

	A. MUJERES				
	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1985-1989	70,8	75,3	71,2	70,8	71,5
1990-1994	72,4	74,4	71,2	71,4	71,7
1995-1999	72,3	73,2	72,0	72,0	72,2
2000-2004	72,2	73,0	74,1	72,9	73,1
2005-2009	74,3	75,3	76,4	75,3	75,4
	B. HOMBRES				
	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1985-1989	65,8	69,3	65,4	64,4	65,5
1990-1994	67,0	69,4	66,4	62,8	64,8
1995-1999	67,0	68,1	67,6	63,8	65,5
2000-2004	66,0	67,9	70,8	65,1	66,7
2005-2009	67,8	70,4	72,8	68,5	69,5

Fuente: Dane. (s.f.). *Sistema de Consulta de Estadísticas vitales: Defunciones no Fetales*; University of California, Berkeley (USA), y Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). (s.f.). *Human Mortality Database*. Recuperado el 17 de febrero de 2014, de www.mortality.org. Cálculos del autor.

En este capítulo se ha argumentado que una baja esperanza de vida se puede traducir en un desestímulo para el ahorro y la inversión durante las edades más productivas. Teniendo en cuenta que el exceso de mortalidad masculina es una característica notable entre los 20 y 45 años de vida, este

exceso constituye en sí mismo una pérdida de años de vida productiva. En el Cuadro 7 se muestra la esperanza de vida entre los 20 y los 65 años de edad, edades en las que se presume que los individuos participan con mayor intensidad en el mercado laboral. Desde la perspectiva de las transferencias intergeneracionales, son edades en las que el ingreso esperado excede al consumo y se acumula lo suficiente para sostener a la población dependiente. Si las tasas de mortalidad fueran iguales a cero entre los 20 y los 65 años de edad, un individuo tendría 45 años para acumular riqueza, suponiendo que se retira forzosamente a la edad de 65.

CUADRO 7. ESPERANZA DE VIDA EN EDADES MÁS PRODUCTIVAS (ENTRE 20 Y 65 AÑOS)

	A. MUJERES				
	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1985-1989	39,2	41,6	40,7	40,4	40,6
1990-1994	40,6	41,7	41,0	40,7	41,0
1995-1999	40,9	41,4	41,3	41,0	40,6
2000-2004	40,7	41,1	41,9	41,4	41,4
2005-2009	41,5	41,8	42,4	42,1	42,0
	B. HOMBRES				
	PACÍFICO	CARIBE	BOGOTÁ	RESTO	NACIONAL
1985-1989	36,9	39,2	37,9	36,3	37,0
1990-1994	37,6	39,3	37,9	35,2	36,5
1995-1999	37,6	38,6	38,6	35,9	37,0
2000-2004	36,9	38,2	40,2	36,5	37,5
2005-2009	37,8	39,5	40,9	38,5	39,1

Fuente: Dane. (s.f.). *Sistema de Consulta de Estadísticas vitales: Defunciones no Fetales*; University of California, Berkeley (USA), y Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). (s.f.). *Human Mortality Database*. Recuperado el 17 de febrero de 2014, de www.mortality.org. Cálculos del autor.

En Colombia una mujer que llega a la edad de 20 años, entre 2005 y 2010, espera vivir 42 años de vida productiva, es decir que tres años de vida laborable se pierden por efectos de la mortalidad. Para los hombres esa cantidad es ligeramente inferior, y solo llega a los 39 años de vida productiva. Aunque no existen mayores diferencias regionales en el caso de las mujeres, estas son ligeramente más altas en el caso de los hombres. Mientras que la esperanza de vida productiva masculina es de 40,9 años en Bogotá, esta cantidad es 3,1 años más baja en el Pacífico colombiano. Esta diferencia no es de menor importancia teniendo en cuenta que tres años de vida productiva masculina fue el progreso que ocurrió en Bogotá durante veinticinco años.

4. DISCUSIÓN

La distribución por sexos y edades es para una población el resultado de los cambios acumulados en tres componentes demográficos: la mortalidad, la fecundidad y la migración. Teniendo en cuenta que los límites de la vida humana se extienden incluso después de los 80 años (Wilmoth, 1998; 2000; Oeppen y Vaupel, 2002), las transformaciones en la estructura etaria son apreciables en el muy largo plazo. La teoría estable demuestra que cuando los componentes demográficos se mantienen constantes durante un período largo, la estructura etaria de la población converge a una única distribución (López, 1961). En efecto, si una población que ha crecido por un tiempo indeterminado adoptase súbitamente un régimen de fecundidad que solo le permitiera su remplazo, pero mantiene los demás componentes constantes, esta población continuaría creciendo el tiempo necesario que le tome estabilizarse (Keyfitz, 1971). A este resultado se le conoce como momento poblacional; proceso que podría tomar varias décadas en las que la estructura etaria se modifica por completo.

Para Colombia, no se trata de un cambio de menor significancia teniendo en cuenta que esto afecta algunas relaciones económicas, en especial, aquellas asociadas con la proporción de personas en edades productivas. La evidencia aportada en este capítulo sugiere que el proceso de transición demográfica fue relativamente más acelerado en el centro de Colombia comparado con la periferia: Caribe y Pacífico. Asimismo, la población del centro ha estado más orientada hacia el trabajo remunerado y su población ocupada se caracteriza por índices de masculinidad más bajos. Los anteriores antecedentes estarían detrás del éxito de las economías del centro del país durante la segunda mitad del siglo XX.

El control sobre la mortalidad es una característica de poblaciones modernas y una precondition para el desarrollo económico y social. Bajo este principio, las diferencias económicas también están relacionadas con la capacidad de supervivencia. Por el efecto que tiene sobre la longevidad, la mortalidad en la primera infancia es una medida del esfuerzo económico que hace una sociedad por preservar la vida. En este capítulo se estima el descenso en la mortalidad de edades tempranas durante las últimas décadas. Los resultados indican que la mortalidad descendió más rápidamente en el Pacífico, pero este descenso no es suficiente para que esta región se iguale con el resto de Colombia.

Una población que enfrenta probabilidades de muerte más altas tiene mayores dificultades para acumular riqueza. Invertir es una decisión que requiere una apreciación certera, o al menos predecible, sobre algunos

eventos futuros. Cuando las probabilidades de morir son altas, los horizontes de planeación son más cortos, de manera que el futuro se percibe con incertidumbre y se subestima su valor. Como resultado, en contextos de alta mortalidad y baja esperanza de vida, se frustran las aspiraciones y los incentivos para que los individuos tomen decisiones a largo plazo. La evidencia aportada en este capítulo muestra que la longevidad es menor en la periferia colombiana y que las regiones no repiten un único patrón de mortalidad en edades adultas.

REFERENCIAS

- Acosta, K. D.; Romero, J. E. (2014). “Estimación indirecta de la tasa de mortalidad infantil en Colombia, 1964-2008”, *Economía & Región*, vol. 8, núm. 2, pp. 5-47.
- Ayala, J. (2017). “Movilidad social”, en L. A. Galvis (ed.). *Estudios sociales del Pacífico colombiano* [esta obra], pp. 103-138, Bogotá: Banco de la República.
- Bommier, A.; Lee, R. D. (2003). “Overlapping Generations Models with Realistic Demography”, *Journal of Population Economics*, vol. 16, núm. 1, pp. 135-160.
- Bonet, J. (2008). “¿Por qué es pobre el Chocó?”, en J. Vilorio de la Hoz (ed.), *Economías del Pacífico colombiano*, pp. 9-53, Bogotá: Banco de la República.
- Bonet, J.; Meisel, A. (2001). “La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995”, en A. Meisel (ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, pp. 11-56, Bogotá: Banco de la República.
- Bonet, J.; Meisel, A. (2007). “El legado colonial y el desarrollo regional en Colombia”, *Revista de Historia Económica*, vol. 25, núm. 3, pp. 367-394.
- Bonet, J.; Pérez, G. J.; Ayala, J. (2016). “Contexto histórico y evolución del SGP en Colombia”, en J. Bonet y L. A. Galvis (eds.). *Sistemas de transferencias subnacionales: lecciones para una reforma en Colombia*, pp. 83-128, Bogotá: Banco de la República.
- Bongaarts, J. (2006). “How Long Will We Live?”, *Population and Development Review*, vol. 32, núm. 4, pp. 605-628.
- Bonilla, L. (2011). “Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia”, en L. Bonilla (ed.), *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, pp. 33-63, Bogotá: Banco de la República.
- Bourgeois-Pichat, J. (1962). “Uso de la noción de población estable para medir la mortalidad y la fecundidad de los países subdesarrollados”, *Serie D*, núm. 4, Santiago de Chile: Celade-Cepal.

- Brass, W. (1953). "The Derivation of Fertility and Reproduction Rates from Restricted Data on Reproductive Histories", *Population Studies*, núm. 7, vol. 2, pp. 137-166.
- Brass, W. (1971). "On the Scale of Mortality", en W. Brass (ed.), *Biological Aspects of Demography*, pp. 69-110, London: Taylor & Francis Ltd.
- Brass, W. (1996). "Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996", *Population Studies*, vol. 50, núm. 3, pp. 451-467.
- Brass, W.; Coale, A. J. (1968). "Methods of Analysis and Estimation", en W. Brass, A. J. Coale, P. Demeny, D. F. Heisel, F. Lorimer, A. Romaniuk y E. van de Wale, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Caldwell, J. C. (1986). "Routes to Low Mortality in Poor Countries", *Population and Development Review*, vol. 12, núm. 2, pp. 171-220.
- Caldwell, J. C. (1990). "Cultural and Social Factors Influencing Mortality Levels in Developing Countries", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 510, pp. 44-59.
- Cepeda, L.; Meisel, A. (2014). "¿Habrà una segunda oportunidad sobre la Tierra? Instituciones coloniales y disparidades económicas regionales en Colombia", *Revista de Economía Institucional*, vol. 16, núm. 31, pp. 287-310.
- Coale, A. J.; Demeny, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton: Princeton University Press.
- Cutler, D.; Miller, G. (2005). "The Role of Public Health Improvements in Health Advances: The Twentieth-Century United States", *Demography*, vol. 42, núm. 1, pp. 1-22.
- DANE (1951). *Censo de población de Colombia, 1951*, Bogotá, D. C.: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.
- DANE (2009). *Metodología proyecciones de población y estudios demográficos*, Bogotá, D. C.: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.
- DANE (2010). *Ficha técnica revisión y actualización de las estimaciones y proyecciones de población, período 1985-2020*, Bogotá, D. C.: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.
- Departamento de Contraloría; Dirección General de Estadística (1924). *Censo de población de la República de Colombia, 1918*, Bogotá, D. C.: Imprenta Nacional.
- Dirección General de los Censos (1912). *Censo general de la República de Colombia, 1912*. Bogotá, D. C.: Imprenta Nacional.
- Easterlin, R. A. (2004). *The Reluctant Economist: Perspectives on Economics, Economic History, and Demography*, Cambridge-New York: Cambridge University Press.

- Ewbank, D. C.; Gómez de León, J. C.; Stoto, M. A. (1983). "A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables", *Population Studies*, vol. 37, núm. 1, pp. 105-127.
- Flórez, C. (2000). *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá, D. C.: Banco de la República-Tercer Mundo Editores.
- Flórez, C.; Méndez, R. (1997). *La cobertura de las defunciones en 1993, informe final para el Ministerio de Salud*, Bogotá: Universidad de los Andes.
- Flórez, C.; Villar, L.; Puerta, N.; Berrocal, L. (2015). "El proceso de envejecimiento de la población en Colombia: 1985-2050", en *Misión Colombia envejece: cifras, retos y recomendaciones*, pp. 18-77, Bogotá: Fedesarrollo-Fundación Saldarriaga Concha.
- Fogel, R. W. (2004). *The Escape from Hunger and Premature Death, 1700-2100: Europe, America, and the Third World*, Cambridge-New York: Cambridge University Press.
- Fox, S. (2012). "Urbanization as a Global Historical Process: Theory and Evidence from sub-Saharan Africa", *Population and Development Review*, vol. 38, núm. 2, pp. 285-310.
- Galvis, L. A.; Meisel, A. (2011). "Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial", en L. Bonilla (ed.), *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, pp. 1-32, Bogotá: Banco de la República.
- Heligman, L.; Pollard, J. H. (1980). "The Age Pattern of Mortality", *Journal of the Institute of Actuaries*, vol. 107, núm. 434, pp. 49-80.
- Hirshman, C. (1994). "Why Fertility Changes", *Annual Review of Sociology*, vol. 20, pp. 203-233.
- Horiuchi, S. (1999). "Epidemiological Transitions in Human History", en United Nations (ed.), *Health and Mortality Issues of Global Concern*, pp. 54-71.
- Keyfitz, N. (1971). "On the Momentum of Population Growth", *Demography*, vol. 8, núm. 1, pp. 71-80.
- Kinugasa, T.; Mason, A. (2007). "Why Countries Become Wealthy: The Effects of Adult Longevity on Saving", *World Development*, vol. 35, núm. 1, pp. 1-23.
- Lee, R. (1994). "The Formal Demography of Population Aging, Transfers, and the Economic Life Cycle", en L. G. Martin y S. H. Preston (eds.), *Demography of Aging*, pp. 8-49, Washington, D. C.: National Academy Press.
- Lee, R.; Mason, A. (2010). "Fertility, Human Capital, and Economic Growth over the Demographic Transition", *European Journal of Population*, vol. 26, pp. 159-182.
- Lee, R.; Lee, S.-H.; Mason, A. (2008). "Charting the Economic Life Cycle", *Population and Development Review*, vol. 34 (Population Aging, Human Capital Accumulation, and Productivity Growth), pp. 208-237.

- Lillard, L. A.; Willis, R. J. (1997). "Motives for Intergenerational Transfers: Evidence from Malaysia", *Demography*, vol. 34, núm. 1, pp. 115-134.
- López, A. (1961). *Problems in Stable Population Theory*, Princeton: Office of Population Research, Princeton University.
- Mason, A.; Lee, R. (2007). "Transfers, Capital and Consumption over the Demographic Transition", en R. Clark, N. Ogawa y A. Mason (eds.), *Population Aging, Intergenerational Transfers and the Macroeconomy*, pp. 128-162, Northampton: Edward Elgar Publishing, Inc.
- Mason, A.; Miller, T. (2000). "Dynasties, Intergenerational Transfers, and Life-Cycle Income: A Case of study of Taiwan"; en A. Mason y G. Tapinos (eds.), *Sharing the Wealth: Demographic Change and Economic Transfers between Generations*, pp. 57-84, New York: Oxford University Press.
- McKeown, T. (1983). "Food, Infection, and Population", *The Journal of Interdisciplinary History*, vol. 14, núm. 2, pp. 227-247.
- McKeown, T.; Record, R. G. (1962). "Reasons for the Decline of Mortality in England and Wales During the 19th Century", *Population Studies*, vol. 16, núm. 2, pp. 94-122.
- Notestein, F. W. (1953). "Economic Problems of Population Change", en *Proceedings of the Eighth International Conference of Agricultural Economists*, pp. 13-31, London: Oxford University Press.
- Oeppen, J.; Vaupel, J. (2002). "Broken Limits to Life Expectancy", *Science*, vol. 296, pp. 1029-1031.
- Pachón, Á. (2012). "Proyecciones de población a nivel departamental y municipal agregadas por área, urbano y rural, por sexo y grupos de edad, para el período 2010-2050 incluyendo la totalidad del país", *Misión sistema de ciudades*, Bogotá, D. C.: Departamento Nacional de Planeación.
- Pérez, G. J. (2007). "Dimensión espacial de la pobreza en Colombia", en J. Bonet (ed.), *Geografía económica y análisis espacial en Colombia*, pp. 175-222, Bogotá: Banco de la República.
- Pérez, G. J. (2008). "Historia, geografía y puerto como determinantes de la situación social de Buenaventura", en J. Vilorio de la Hoz (ed.), *Economías del Pacífico colombiano*, pp. 55-81, Bogotá: Banco de la República.
- Preston, S. H.; Bennett, N. (1983). "A Census-Based Method for Estimating Adult Mortality", *Population Studies*, vol. 37, núm. 1, pp. 91-104.
- Preston, S. H.; Haines, M. R. (1991). *Fatal Years: Child Mortality in Late Nineteenth-Century America*, Princeton: Princeton University Press.
- Preston, S. H.; Heuveline, P.; Guillot, M. (2001). *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Malden: Blackwell Publishing.
- Ramírez, J. C.; Acosta, O. L.; Pardo, R. (2015). *Políticas sociales diferenciadas para las ciudades en Colombia: una nueva generación de políticas*, Cepal, Serie Estudios y Perspectivas, núm. 30, Bogotá, D. C.: Naciones Unidas.

- República de Colombia (1917). “Censo de la República 1905”, *Diario Oficial*, núm. 16028, 24 de febrero.
- Rollet, C. (1997). “The Fight against Infant Mortality in the Past: an International Comparison”, en A. Bideau; B. Desjardins; H. Pérez-Brignoli, *Infant and Child Mortality in the Past*, pp. 38-60, Oxford: Oxford University Press.
- Romero, J. E. (2011). “El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano”, en L. Bonilla (ed.), *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, pp. 253-283, Bogotá: Banco de la República.
- Rueda, J. O. (2012). *Historia de los censos en Colombia*, Bogotá, D. C.: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.
- Rutstein, S. O. (1984). “Infant and Child Mortality: Levels, Trends and Demographic Differentials”, en *WFS Comparative Studies Cross-National Summaries*, núm. 43, London: International Statistical Institute.
- Somoza, J. L. (1980). “Illustrative Analysis: Infant and Child Mortality in Colombia”, en *WFS Scientific Report*, núm. 10. Voorburg, Netherlands: International Statistical Institute.
- Trussell, T. J. (1975). “A Re-estimation of the Multiplying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates”, *Population Studies*, vol. 29, núm. 1.
- Vaupel, J. W. (2010). “Biodemography of Human Ageing”, *Nature*, vol. 464, pp. 536-542.
- Vergara, V.; Saucedo, H.; Granados, D.; Araya, J. D. (1989). *Colombia: tablas de mortalidad por regiones*, San José, Costa Rica: Celade.
- Viloria, J. (2008). “Economía del departamento de Nariño: ruralidad y aislamiento geográfico”, en J. Viloria de la Hoz (ed.), *Economías del Pacífico colombiano*, pp. 125-181, Bogotá: Banco de la República.
- West, R. C. (1957). *The Pacific Lowlands of Colombia: A Negroid Area of the American Tropics*, Baton Rouge: Louisiana State University Press.
- Willis, R. J. (1988). “Life Cycles, Institutions, and the Population Growth: A Theory of Equilibrium Interest Rate in an Overlapping Generations Model”, en R. D. Lee, W. B. Arthur y G. Rodgers (eds.), *Economics of Changing Age Distributions in Developed Countries*, pp. 106-138, New York: Oxford University Press.
- Wilmoth, J. (1998). “The Future of Human Longevity: A Demographer’s Perspective”, *Science*, vol. 280, pp. 395-397.
- Wilmoth, J. (2000). “Demography of Longevity: Past, Present and Future Trends”, *Experimental Gerontology*, vol. 35, núms. 9-10, pp. 1111-1129.
- Wilmoth, J.; Zureick, S.; Canudas-Romo, V.; Inoue, M.; Sawyer, C. (2012). “A Flexible Two-Dimensional Mortality Model for Use in Indirect Estimation”, *Population Studies*, vol. 66, núm. 1, pp. 1-28.

ANEXOS

ANEXO 1

CUADRO A1.1 TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD (HIJOS POR MUJER)

	1986	1990	1995	2000	2005	2010
Pacífico (sin Valle del Cauca)	-	2,89	4,04	3,35	2,67	2,41
Pacífico (ENDS)	2,89	2,84	3,04	2,55	2,30	1,97
Caribe	4,35	3,57	3,18	2,71	2,67	2,64
Bogotá	2,58	2,45	2,52	2,42	2,18	1,93
Resto	3,09	2,62	2,99	2,64	2,38	2,04
Nacional	3,20	2,82	2,97	2,61	2,39	2,13

Fuente: Measure DHS. (2013). *Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia - Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud: 1986; Profamilia - Encuesta Nacional de Demografía y Salud: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010*. Measure Demographic and Health Surveys. <http://www.measuredhs.com/Data/>. Cálculos del autor.

ANEXO 2

CUADRO A2.1 PAÍSES-AÑOS INCLUIDOS EN LA ESTIMACIÓN DEL MODELO DE TABLA DE VIDA

PAÍS	AÑOS	TOTAL
Austria	1921-2009	89
Australia	1947-2010	64
Bélgica	1841-1913; 1919-2009	164
Canadá	1921-2009	89
Suiza	1876-2011	136
Chile	1992-2005	14
Alemania (República Democrática)	1956-2010	55
Alemania (Reunificada)	1990-2010	21
Alemania (República Federal)	1956-2010	55
Dinamarca	1835-2011	177
España	1908-2009	102
Finlandia	1878-2009	132
Francia	1816-2010	195
Gran Bretaña y Gales	1841-2009	169
Hungría	1950-2009	60
Irlanda	1950-2009	60
Israel	1983-2009	27
Italia	1872-2009	138
Japón	1947-2009	63
Holanda	1850-2009	160
Noruega	1846-2009	164
Nueva Zelanda	1948-2008	61
Polonia	1958-2009	52
Portugal	1940-2009	70
Suecia	1751-2011	261
Estados Unidos	1933-2010	78

Fuente: Dane. (s.f.). *Sistema de Consulta de Estadísticas vitales: Defunciones no Fetales*; University of California, Berkeley (USA), y Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). (s.f.). *Human Mortality Database*. Recuperado el 17 de febrero de 2014, de www.mortality.org. Cálculos del autor.

ANEXO 3

CUADRO A3.1 VALORES DE ENTRADA PARA EL MODELO DE TABLA DE VIDA (MUJERES)

		1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009
Pacífico	$q(5)$	0,0445	0,0247	0,0222	0,0258	0,0205
	${}_{15}q_{05}$	0,0152	0,0118	0,0114	0,0126	0,0103
	${}_{30}q_{20}$	0,0910	0,0768	0,0707	0,0723	0,0582
	${}_{20}q_{50}$	0,2235	0,2308	0,2358	0,2269	0,1966
Caribe	$q(5)$	0,0195	0,0157	0,0239	0,0319	0,0232
	${}_{15}q_{05}$	0,0074	0,0077	0,0075	0,0079	0,0069
	${}_{30}q_{20}$	0,0609	0,0597	0,0588	0,0584	0,0493
	${}_{20}q_{50}$	0,1981	0,2179	0,2297	0,2181	0,1869
Bogotá	$q(5)$	0,0288	0,0283	0,0289	0,0242	0,0201
	${}_{15}q_{05}$	0,0110	0,0082	0,0067	0,0067	0,0059
	${}_{30}q_{20}$	0,0687	0,0622	0,0540	0,0438	0,0373
	${}_{20}q_{50}$	0,2505	0,2609	0,2443	0,2020	0,1663
Resto	$q(5)$	0,0319	0,0243	0,0223	0,0210	0,0167
	${}_{15}q_{05}$	0,0111	0,0110	0,0098	0,0099	0,0074
	${}_{30}q_{20}$	0,0732	0,0736	0,0687	0,0594	0,0490
	${}_{20}q_{50}$	0,2562	0,2548	0,2506	0,2251	0,1921
Nacional	$q(5)$	0,0299	0,0231	0,0232	0,0237	0,0187
	${}_{15}q_{05}$	0,0105	0,0105	0,0089	0,0090	0,0072
	${}_{30}q_{20}$	0,0716	0,0673	0,0638	0,0568	0,0473
	${}_{20}q_{50}$	0,2488	0,2498	0,2459	0,2204	0,1872

Nota: $q(5)$ se refiere a la probabilidad de morir antes de cumplir 5 años de edad; ${}_{15}q_{05}$ entre 5 y 20 años de edad; ${}_{30}q_{20}$ entre 20 y 50 años de edad; y ${}_{20}q_{50}$ entre 50 y 70 años de edad.

Fuente: Elaboración propia usando información del DANE. (s.f.). *Sistema de Consulta de Estadísticas Vitales: Defunciones no Fetales.*

CUADRO A3.2 VALORES DE ENTRADA PARA EL MODELO DE TABLA DE VIDA (HOMBRES)

		1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009
Pacífico	$q(5)$	0,0466	0,0294	0,0257	0,0282	0,0245
	${}_{15}q_{05}$	0,0225	0,0197	0,0215	0,0230	0,0199
	${}_{30}q_{20}$	0,1532	0,1571	0,1573	0,1771	0,1561
	${}_{20}q_{50}$	0,2717	0,2738	0,2747	0,2747	0,2534
Caribe	$q(5)$	0,0257	0,0187	0,0269	0,0355	0,0277
	${}_{15}q_{05}$	0,0142	0,0138	0,0148	0,0146	0,0116
	${}_{30}q_{20}$	0,1146	0,1199	0,1344	0,1368	0,1103
	${}_{20}q_{50}$	0,2725	0,2841	0,2882	0,2697	0,2442
Bogotá	$q(5)$	0,0339	0,0299	0,0315	0,0263	0,0223
	${}_{15}q_{05}$	0,0172	0,0181	0,0162	0,0113	0,0100
	${}_{30}q_{20}$	0,1389	0,1429	0,1212	0,0867	0,0732
	${}_{20}q_{50}$	0,3633	0,3248	0,3072	0,2623	0,2222
Resto	$q(5)$	0,0355	0,0272	0,0248	0,0229	0,0193
	${}_{15}q_{05}$	0,0240	0,0332	0,0306	0,0253	0,0170
	${}_{30}q_{20}$	0,1850	0,2099	0,1925	0,1876	0,1416
	${}_{20}q_{50}$	0,3123	0,3174	0,3188	0,3011	0,2756
Nacional	$q(5)$	0,0341	0,0260	0,0260	0,0262	0,0218
	${}_{15}q_{05}$	0,0211	0,0261	0,0243	0,0206	0,0149
	${}_{30}q_{20}$	0,1649	0,1816	0,1677	0,1591	0,1238
	${}_{20}q_{50}$	0,3097	0,3118	0,3105	0,2886	0,2605

Fuente: Elaboración propia usando información del DANE. (s.f.). *Sistema de Consulta de Estadísticas Vitales: Defunciones no Fetales.*