

6

**¿SON LOS NONAGENARIOS
COSTARRICENSES
LOS SERES HUMANOS
MÁS LONGEVOS?***

LUIS ROSERO-BIXBY

Introducción

Que el envejecimiento de la población es un resultado directo de mejoras en la longevidad es una percepción equivocada muy común. Asimismo, la presencia de muchos superancianos en una población a menudo se toma erróneamente como prueba de excepcional longevidad. En demografía sabemos que cantidades relativamente grandes de superancianos pueden ser más el resultado de una baja fecundidad durante largo tiempo o de flujos excepcionales de migrantes en el pasado, que el de una alta longevidad. También puede ser, simplemente, el resultado de inflación de cifras de personas de edad avanzada, es decir, de malos datos. Por ejemplo, los reportes de observadores casuales sobre una excepcional longevidad en comunidades de los Andes y del Cáucaso, no han resistido el escrutinio científico (Garson, 1991).

Para decir cuán longeva es una población uno debe mirar las probabilidades de sobrevivencia en edades avanzadas o debe estimar la esperanza de vida a esas edades. Llevar a cabo esas observaciones no es, sin embargo, tarea simple. A menudo los datos no se tabulan más allá de las edades 80 u 85 y los errores en la información son frecuentes. En particular, los demógrafos saben bien que la exageración de la edad entre los adultos mayores en los censos infla sustancialmente la población de edades más avanzadas (Coale y Kisker, 1986; Preston *et al.*, 1999). Las deficiencias del dato se agravan en países en desarrollo, por la falta

* La Fundación Wellcome Trust, Grant No. 072406/Z/03/Z, subvencionó esta y otras investigaciones sobre envejecimiento en Costa Rica. El Tribunal Supremo de Elecciones proporcionó las bases de datos para este estudio. El máster Daniel Antich colaboró en el procesamiento de estos datos.

de documentos para validar la información de la edad, informantes con limitada educación y por estadísticas vitales deficientes que no registran todas las defunciones. Este artículo intenta validar estimaciones previas, que sugerían una excepcional longevidad a edades avanzadas en Costa Rica. Los círculos académicos de los países desarrollados reaccionan de manera casi refleja a esta posibilidad, atribuyéndola a datos deficientes. Sin embargo, la disponibilidad de datos de gran riqueza en Costa Rica permiten echarle un segundo vistazo a estas aseveraciones. Si las aseveraciones resisten el escrutinio, la ciencia tendría en Costa Rica la oportunidad de profundizar en los factores que permiten una larga vida bajo las adversas condiciones de un país en desarrollo.

El Cuadro 6.1 muestra, en una observación ingenua, que el porcentaje de nonagenarios¹ no era nada excepcional en Costa Rica, en el año 2000. Al contrario, este porcentaje es una fracción modesta de la que se observa en poblaciones envejecidas como Francia: la cuarta parte entre las mujeres y la mitad entre los hombres. La historia, sin embargo, es muy distinta si uno refina la observación y calcula lo que se conoce como “tasa nonagenaria”, la cual es el porcentaje de nonagenarios en las mismas cohortes luego de 30 años, es decir, con respecto a la población de 60 y más años de edad en 1970. Esta clase de “tasa” es común verla calculada en análisis de centenarios (Robine y Paccaud, 2005), bajo el supuesto de cero migración neta después de la edad 60. La tasa nonagenaria es excepcionalmente alta en los varones costarricenses: más del doble que en Francia, Italia, Suecia o EE.UU. y cuatro veces más alta que en Rusia (donde la mortalidad de adultos es sumamente alta). La razón de sexos en los nonagenarios es también excepcional en Costa Rica: hay 30 ó 40 por ciento más mujeres que hombres, comparado con 200 ó 300 por ciento en los otros países en el Cuadro 6.1.

1. Este artículo se refiere a toda la población con 90 o más años de edad como *nonagenarios*, aunque algunos son en realidad centenarios.

Cuadro 6.1
NONAGENARIOS EN LA POBLACIÓN DE PAÍSES SELECCIONADOS, CIRCA 2000

PAÍS	EN POBLACIÓN (PORCENTAJE)		COHORTE 30 AÑOS (PORCENTAJE)*		RAZÓN MUJERES **
	MUJERES	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	
C. R. censo	0,22	0,17	9,2	6,9	1,4
C. R. -estimación 0,19	0,14	7,4	5,6	1,3	
Francia	1,09	0,33	6,1	2,5	3,5
Italia	0,90	0,31	5,4	2,3	3,0
Japón	0,77	0,26	8,3	3,3	3,0
Rusia	0,39	0,10	2,8	1,6	4,2
Suecia	1,05	0,37	5,6	2,2	2,9
EE.UU.	0,78	0,26	6,9	2,9	3,1

* Razón de la poblaciones en edades 90 y más en 2000 / 60 y más en 1970.

** Razón mujeres / hombres, edades 90 y más.

Fuente para Costa Rica: censo del 2000 y CCP e INEC (2002).

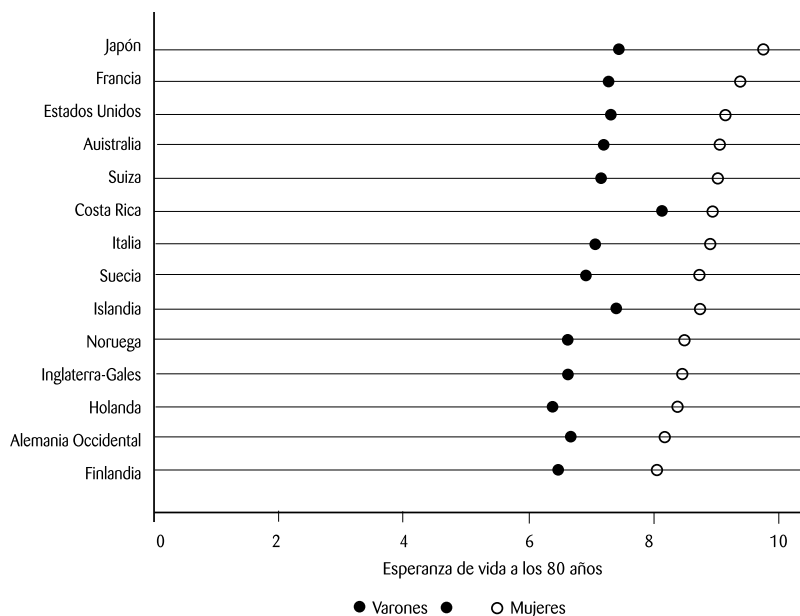
Fuente para otros países: Human Mortality Database, <<http://www.mortality.org/>>.

La información anterior sugiere que la sobrevivencia en edades avanzadas en Costa Rica es excepcionalmente alta; los varones, en particular, pueden ser los más longevos en el mundo (considerando poblaciones nacionales, únicamente, ya que en algunas poblaciones subnacionales –como Cerdeña en Italia y Okinawa en Japón– la longevidad puede ser mayor que la de Costa Rica). Dado que la observación se basa en datos de censos únicamente, está libre del error de subregistro de defunciones. Sin embargo, la exageración de la edad podría ser la razón de la ventaja aparente de Costa Rica. Al respecto, una evaluación del censo del 2000 encontró que había, en efecto, exageración de la edad, especialmente entre los superancianos, mediante la comparación de la edad reportada en el censo con la edad en la cédula de identidad en una muestra de 7.400 adultos mayores. En el grupo de edad de 90 y más, cerca del 30 por ciento de los individuos exageraron su edad en más de 6 años en promedio, comparado con un 10 por ciento en las personas en las edades de los sesentas (Rosero-Bixby *et al.*, 2004). Aunque la corrección de estos errores de la edad reduce la tasa de nonagenarios de 6,9 por ciento a 5,6 por ciento en hombres (Cuadro 6.1, segunda fila), la cifra continúa siendo más de dos veces más grande que la de Francia.

Las tablas oficiales de mortalidad construidas luego de corregir los datos de la población y de las muertes para el período 1995-2000, confir-

man la excepcionalidad de los adultos mayores costarricenses. El Gráfico 6.1 compara su esperanza de vida a la edad 80 con 13 países de ingresos altos tomados de la base de datos Kannisto-Thatcher que conserva el Instituto Max Plank (Kannisto *et al.*, 1994). Kannisto *et al.* consideran que estos países, con la excepción de EE.UU. y Australia, “tienen datos altamente confiables”. Costa Rica en esta comparación es el ganador para los varones y está en la mitad del grupo para las mujeres. Costa Rica tiene una esperanza de vida a la edad 80 de 8,2 años para los varones, más alta que cualquier otro país con estadísticas confiables. Japón e Islandia vienen en segundo lugar con 7,5 años.

Gráfico 6.1
NONAGENARIOS EN LA POBLACIÓN DE PAÍSES SELECCIONADOS, CIRCA 2000



FUENTES: Kannisto database y Rosero-Bixby *et al.*, 2004.

A Costa Rica se le ha conocido por años como un país con indicadores de salud sobresalientes, a pesar de que su nivel de desarrollo económico no es tan alto (Caldwell, 1986). Fue, por ejemplo, incluido como uno de los cuatro casos de estudio en el informe de la Fundación Rockefeller titulado *Buena salud a bajo costo* (Halstead *et al.*, 1985). Sin embargo, entre tener buenos indicadores de salud y ser el campeón mundial de la longevidad hay gran diferencia y cabe cierto escepticismo.

De acuerdo con el Banco Mundial (2005), Costa Rica tenía en el 2003 un ingreso per cápita de alrededor de US\$ 4.000 y un gasto en salud de US\$300, cifras basadas en poder de compra y no simplemente en tipos de cambio. Estas cifras son alrededor de un décimo de las de países de ingresos altos. Por ejemplo, en EE.UU. éstas son US\$38.000 y US\$5.300 respectivamente, y en Japón US\$ 34.000 y US\$2.500. Otros indicadores de servicios de salud, tales como médicos o camas de hospital per cápita son también sustancialmente menores en Costa Rica (un tercio de los médicos de EE.UU. y un décimo de las camas de Japón). Es difícil aceptar que un país con estos niveles modestos de bienestar, de inversión en salud y de infraestructura pueda ser el de mayor esperanza de vida entre los ancianos. Aunque, es bueno recordar, hay frecuentes excepciones a la regla de que mayor longevidad proviene de mayor bienestar, con la población de Okinawa siendo una de ellas (Cockerham y Yamori, 2001).

Algunas explicaciones de los logros costarricenses son las siguientes. Una es la orientación del Estado hacia la equidad y el desarrollo social, con inversiones sociales que fueron posibles gracias, en parte, a la ausencia de gasto militar (Rosero-Bixby, 1991). La Constitución de 1949 abolió las fuerzas armadas. Las inversiones en educación y alta cobertura del seguro de salud también se mencionan frecuentemente como factores clave (Caldwell, 1986). El Seguro de Enfermedad que es provisto por la Caja Costarricense de Seguro Social, cubre al 82 por ciento de la población, incluyendo un 9 por ciento de indigentes cuyo seguro lo paga el Gobierno (Rosero-Bixby, 2004b). La provisión de atención primaria de la salud, especialmente a poblaciones remotas o marginales, ha demostrado tener un impacto cuantificable en las tasas de mortalidad, especialmente entre los niños (Rosero-Bixby, 1986 y 2004a).

Sin embargo, desafiando estas explicaciones, un seguimiento de 17 años a los adultos mayores de Coronado, comunidad cercana a la capital, no mostró diferencias significativas en la sobrevivencia por condición socioeconómica (educación y riqueza), ni tampoco por estar cubierto por la seguridad social –aunque en este respecto parece tener lugar un sesgo de selección, dado que los individuos más frágiles podrían buscar cobertura del seguro en mayor medida– (Rosero-Bixby *et al.*, 2005). Ese estudio sugiere que la ventaja de los adultos mayores costarricenses

puede estar presente en toda la sociedad, sin que sea posible identificar claras intervenciones en salud o las clásicas gradientes socioeconómicas para explicarlas.

Este artículo modela las tasas de mortalidad y estima la esperanza de vida con datos de un registro nacional de población que contiene alrededor de 24.000 nonagenarios costarricenses en 1983-2004 (i.e., individuos con noventa y más años de edad vivos en algún punto de este período). El principal propósito del artículo es determinar los patrones de mortalidad y esperanza de vida de los superancianos costarricenses con datos libres de error a fin de validar resultados preliminares de que los costarricenses podrían ser los seres humanos con mayor longevidad. Mediante el uso de este registro y el rechequeo de fechas de nacimiento y la identificación de cohortes extintas, el artículo procura evitar los dos problemas más comunes en esta clase de estudios: mala declaración de la edad y subregistro de defunciones. El artículo también explora los patrones geográficos de mortalidad y de causas de muerte para identificar posibles explicaciones de la ventaja costarricense. En analogía con el modelo de fecundidad de Coale, "Mnm" (Coale, 1977), el artículo modela la mortalidad con tres parámetros básicos: uno que expresa su nivel y los otros dos que muestran los efectos de envejecimiento y del sexo. Los parámetros están referidos a un patrón estándar de mortalidad de los ancianos en países de altos ingresos.

I. DATOS Y MÉTODOS

Con el fin de evitar los errores de mala declaración de la edad y subregistro de muertes, las estimaciones de mortalidad y longevidad de este artículo provienen exclusivamente del registro o patrón electoral costarricense. No se utilizan ni datos censales ni estimaciones de población. Datos de estadísticas vitales se usan únicamente para imputar causas de

El Tribunal Supremo de Elecciones (TSE) proporcionó las bases de datos de nacimientos y muertes de su registro, así como las listas de votantes (el padrón) para las elecciones de cada cuatro años (la última en el 2002). A partir de estas bases de datos se creó la de nonagenarios. Los registros se parearon utilizando un número único de identificación del individuo que aparece en la cédula de identidad, que todos los ciudadanos deben renovar cada diez años. Este número único se asigna a cada individuo al momento de su nacimiento, e incluye el número del tomo y el folio donde queda registrada la persona. Estos tomos o libros tienen, en cada provincia, un número único y secuencial, desde que en Costa Rica se inició el registro civil alrededor de 1880 (la Iglesia era la encargada de este registro con anterioridad). El conocimiento del número de este tomo permite determinar el año en que la persona quedó registrada. En total, 83 por ciento de los nonagenarios en la base de datos se habían registrado oportunamente. Aquellos registrados tardíamente podrían contener errores de declaración de la edad, posibilidad que es considerada en el análisis.

Es casi imposible, para un adulto mayor costarricense, haber vivido en el país sin nunca haber tenido cédula de identidad y, por tanto, sin estar incluido en el registro. La cédula se requiere en todas partes para todo tipo de transacciones, públicas o privadas. La posibilidad de un sesgo de selección por exclusión de individuos del registro es entonces esencialmente nula. Un corte transversal del registro a la fecha del censo del 2000 produjo 5.900 individuos vivos y con edades superiores a 90. El censo empadronó 7.000 nonagenarios o alrededor de un 20 por ciento más que el registro (este porcentaje es similar por sexo). Este sobreempadronamiento es compatible con el patrón de exageración de la edad encontrado en la evaluación del censo del 2000. Pareciera que nuestro registro de nonagenarios no deja por fuera cifras importantes de personas. Una comparación similar con el censo de 1984 dio una discrepancia más grande: 1.870 nonagenarios vivos en nuestro registro comparados con 2.900 en el censo, o un 55 por ciento de sobreempadronamiento. Este mayor sobreempadronamiento puede deberse a que los errores de declaración de la edad fueron mucho más frecuentes en el censo de 1984. Confirmando esta apreciación, las estimaciones oficiales de población basadas en el censo de 1984 (las cuales fueron preparadas por CELADE para el gobierno de Costa Rica) supusieron un 50 por cien-

to de sobreempadronamiento para la población de 80 y más años de edad (MIDEPLAN *et al.*, 1988).

Existe, sin embargo, la posibilidad de inflación en el registro de nonagenarios, si no registró algunas muertes y, por tanto, continúan “con vida” algunos individuos fallecidos. Esta posibilidad puede valorarse mirando a las cohortes que deberían haberse extinguido. Las cohortes de nacimientos de 1880 a 1895 estaban, en efecto, extintas hacia el 2004 en el registro. La edad máxima alcanzada por alguno de los 24.400 nonagenarios fue 109: tres murieron a esta edad. Si hubiese habido subregistro de defunciones se verían individuos todavía vivos en el registro a edades de 120 o similares, lo cual no ocurre. Las estimaciones para cohortes extintas son, por definición, libres de error de subregistro de muertes. Además, el análisis pondrá a prueba la hipótesis de si las cohortes extintas tienen una mortalidad más alta; lo que sería una indicación de que en las cohortes no extintas habría algunas muertes sin registrar (y el TSE corregiría este error cuando se haga evidente al alcanzar estos individuos edades sospechosamente altas).

Como parte del estudio se efectuó un pareo de los nonagenarios en nuestra base de datos con las muertes en la base de estadísticas vitales del período 1983-2004 proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). Las variables usadas para el pareo fueron la edad, el sexo, y la fecha y lugar de la muerte. El pareo fue exitoso en el 96 por ciento de las aproximadamente 18.000 muertes en el registro. El propósito de este pareo fue rescatar, de las estadísticas vitales, la información de la causa de muerte, así como el lugar reportado como de residencia del difunto. Este dato geográfico permite chequear si la migración de enfermos y errores en el lugar declarado de residencia distorsionan comparaciones geográficas de la mortalidad, dado que las muertes en la estadística vital pueden estar sobrerreportadas en comunidades cercanas a hospitales o centros médicos.

Se definieron los siguientes seis grandes grupos de causas de muerte, más un grupo residual (los códigos de la novena clasificación internacional de enfermedades se indican en paréntesis):

1. Enfermedades transmisibles (1-139, 460-490),
2. cáncer (140-239),
3. enfermedades cardiovasculares (390-459),

4. enfermedades respiratorias crónicas (491-519),
5. diabetes (250),
6. accidentes y violencia (800-999) y
7. residual.

Con fines comparativos, se computaron tasas estandarizadas de mortalidad para estos grupos de causas en EE.UU. (población "blanca" únicamente) y Suecia, para el período 1994-1996. Lamentablemente en esos países no estaban disponibles datos desagregados por edad y causa a partir de los 85 años. Por ello, la comparación se refiere al grupo de edad de 85 y más y en Costa Rica utiliza la información de las estadísticas vitales, período 1990-1999, (la comparación, por tanto, no usa los datos del TSE). Para estandarizar las tasas se utilizó el procedimiento "indirecto" (Pressat, 1972), con las tasas costarricenses como estándar.

En la modelación de la mortalidad se usó como estándar las tasas de la base de datos Kannisto-Thatcher disponibles en el Instituto Max Planck <<http://www.demogr.mpg.de/>>. Se utilizó un promedio de la década de 1990 para los 13 países calificados como de estadísticas confiables (Kannisto *et al.*, 1994) para definir la serie estándar de mortalidad a edades avanzadas en países de ingresos altos (ver Anexo).

Inspirados en el modelo "Mnm" propuesto por Coale para ajustar tasas de fecundidad conyugal, el presente estudio ajusta las tasas de mortalidad de Costa Rica por edad y sexo a un modelo de tres parámetros, el cual es una función del antes mencionado estándar de mortalidad:

$$m_{xd} = V_{xd} \exp(\beta_0 + \beta_1 (x - 90) + \beta_2 d) \text{ error}$$

$$m_{xd} = V_{xd} M A^{(x-90)} S^d \text{ error}$$

Donde:

x representa la edad, y d , la variable indicatriz (*dummy*) del sexo (varones = 1);

m_{xd} es la tasa o riesgo de morir a la edad x , sexo d , en la población bajo estudio;

V_{xd} es el riesgo esperado de morir de acuerdo con el patrón estándar de mortalidad: el juego de tasas Kannisto-Thatcher;

- β_i son coeficientes estimados con un modelo de regresión de Poisson (StataCorp, 2003), la exponenciación de estos coeficientes produce los parámetros M , A y S ;
- M es un parámetro que representa el nivel de la mortalidad costarricense relativo al patrón estándar (la razón de tasas o riesgo relativo a la edad 90),
- A es un parámetro que representa el efecto del ENVEJECIMIENTO específico de Costa Rica, adicional al efecto de la edad en el patrón estándar;
- S es un parámetro que representa el efecto del SEXO específico de Costa Rica; i.e. la sobremortalidad masculina adicional a la implícita en el patrón estándar.

Valores de la unidad para los parámetros M , A , y S indicarían que la mortalidad costarricense se comporta en forma idéntica al estándar.

Para estimar el modelo de regresión, antes se segmentó cada observación en unidades de edad. Se usaron “estimaciones robustas” de los coeficientes de regresión y de sus errores estándar para tomar en cuenta esta replicación. Los parámetros se estimaron también para subpoblaciones, definidas por variables de interés, mediante la incorporación de esas variables al modelo de regresión de Poisson, así como sus interacciones con x y d . Las únicas variables adicionales disponibles en nuestra base de datos son el año calendario, si el nacimiento del individuo se registró oportunamente (indicador de que la edad está libre de errores), y el lugar de residencia, que es una variable cambiante en el tiempo (para cada segmento de edad se tomó del padrón el lugar de votación más reciente). Luego de análisis preliminares se determinó que la única distinción geográfica relevante es la residencia o no en la región Central, la cual incluye la ciudad capital.

Para develar tendencias geográficas se usaron las coordenadas geográficas x , y del centroide de los aproximadamente 1.900 distritos de votación en el padrón. Las coordenadas x, y se ingresaron en la ecuación de regresión como un polinomio de tercer grado (x , y , xy , x^2 , y^2 , x^2y , xy^2 , x^3 , y^3). Los geógrafos conocen esta técnica como “análisis de tendencia-superficie” (Cliff y Haggett, 1988). Su producto final es un mapa con los

valores predichos de la variable dependiente, la tasa de mortalidad relativa en este caso.

De las series de tasa de mortalidad ajustadas con el modelo se obtuvo estimaciones de esperanza de vida utilizando técnicas convencionales de tabla de vida (Wunsch *et al.*, 2002). Se obtuvieron dos estimaciones: una correspondiente a las tasas observadas y otra a las tasas predichas con el modelo para la subpoblación con datos más confiables (región Central y con registro de nacimiento oportuno).

II. RESULTADOS

La base de datos de nonagenarios incluye alrededor de 101.000 años-personas de los 24.400 individuos nacidos de 1878 a 1913 (Cuadro 6.2). Más de dos tercios de los segmentos observados corresponden al período 1994-2004. Casi todos los individuos nacidos antes de 1904 han muerto; éstas son, pues, cohortes extintas. De aquellos nacidos en el período 1904-1913, 43 por ciento estaban aún vivos a la fecha de cierre en el 2004. Cada individuo fue observado poco más de cuatro años en promedio. La edad media observada es de 93 años. La razón mujeres/varones es 1,28, con tendencia a aumentar en las cohortes más recientes (a pesar de que éstas son más jóvenes), indicador de que la brecha de mortalidad de los sexos se está ampliando. La proporción de nacimientos registrados tardíamente es 17 por ciento en total y sustancialmente mayor (36 por ciento) en las cohortes nacidas antes de 1893. Casi tres cuartos de las observaciones corresponden a la Región Central.

Alrededor de 1.100 individuos, ó 5 por ciento, en nuestra base de datos son centenarios (i.e. llegaron vivos a su centésimo cumpleaños). Aunque esta no es una cifra grande, vale la pena explorar la confiabilidad del dato usando los criterios de confiabilidad propuestos por Kannisto en su artículo de 1988 sobre centenarios. Los dos indicadores de confiabilidad del dato de centenarios propuestos por este autor y que son aplicables a nuestros datos son (p. 390):

- Las defunciones a edades de 105 o más como porcentaje de las defunciones a edades 100 y más se espera que sean menores que 5 por ciento y que este porcentaje sea menor para hombres que para mu-

Cuadro 6.2
DATOS SELECCIONADOS DE LOS NONAGENARIOS COSTARRICENSES 1983-2004

DATOS	TOTAL	COHORTES (AÑO NACIMIENTO)		
		1878-1893	1894-1903	1904-1913
Número de individuos	24.438	2.150	7.692	14.596
Número de años observados				
Total	101.439	8.778	38.981	53.680
En 1983-1993	33.409	8.611	24.798	0
En 1994-2004	68.030	167	14.183	53.680
Observación media (años)	4,15	4,08	5,07	3,68
Fallecidos (porcentaje)	73,00	100,00	97,00	57,00
Edad media	92,70	94,90	93,20	92,00
Razón de mujeres	1,28	1,20	1,24	1,33
Registro tardío (porcentaje)	17,00	36,00	17,00	13,00
Región Central (porcentaje)	71,00	76,00	71,00	69,00

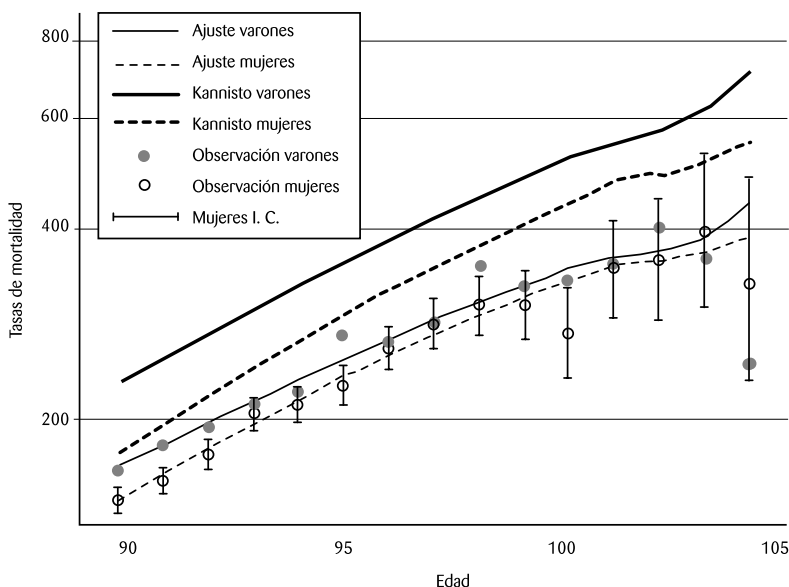
FUENTE: Registros computarizados del TSE.

jeros. En nuestra base de datos este indicador resultó 5,2 por ciento para hombres y 5,9 por ciento para mujeres luego de excluir aquellos con registro tardío de nacimiento. Estas cifras están en el límite aceptable y son mucho mejores que, por ejemplo, las de EE.UU., España o Portugal.

- El riesgo de morir se espera que sea mayor a la edad 101 que a la edad 100, y la razón de estos dos riesgos debe ser menor que la unidad. En nuestra base de datos esta razón resultó 0,94 para hombres y 0,79 para mujeres, mucho menor que en la mayoría de poblaciones del artículo de Kannisto.

En el Gráfico 6.2 se puede observar las tasas específicas de mortalidad de nuestra base de datos. También dicho gráfico muestra los intervalos de confianza al 95 por ciento de las tasas femeninas (para los varones son similares) para ilustrar que las tasas se vuelven inestables hacia la edad 98 debido a errores aleatorios. Según lo esperado, las tasas para los varones son mayores que para las mujeres, y ambas aumentan con la edad, aunque se observa cierta desaceleración en los incrementos a edades avanzadas. Esta desaceleración se ha observado en otras poblaciones así como en otras especies, y es objeto de un intenso escrutinio científico (véase, por ejemplo, Horiuchi y Wilmoth, 1998).

Gráfico 6.2
 TASAS DE MORTALIDAD POR EDAD OBSERVADAS Y AJUSTADAS:
 COSTA RICA 1983-2004 Y PROMEDIO KANNISTO-THATCHER 1990-1999



El Gráfico 6.2 también muestra las tasas suavizadas con nuestro modelo. La bondad del ajuste parece razonable. El ajuste era necesario para eliminar las grandes fluctuaciones aleatorias en las tasas.

La comparación con el juego de tasas estándares para 13 países de ingresos altos muestra una clara ventaja para Costa Rica, la cual se incrementa con la edad. Además, la brecha de mortalidad de los sexos es notablemente más pequeña en Costa Rica. Vale decir que la ventaja costarricense ocurre especialmente entre los varones.

El Cuadro 6.3 presenta los resultados de ajustar tres modelos de regresión a los datos. El primero es un modelo simple de edad y sexo similar al descrito en la ecuación presentada anteriormente. El parámetro *M* resultó de 0,83 –i.e., Costa Rica tiene una mortalidad que es 17 por ciento más baja a la edad 90 que el estándar de países de ingresos altos. El parámetro *A* se estimó en 0,989 –i.e., el envejecimiento ocurre más lentamente en Costa Rica que en el estándar, a una tasa aproximadamente 1 por ciento más lenta por cada año de edad. El parámetro *S* resultó de

0,88 -i.e., los varones costarricenses tienen una ventaja adicional de mortalidad 12 por ciento más baja que la esperada.

Cuadro 6.3
MODELOS DE REGRESIÓN MÚLTIPLE DE POISSON DE LA MORTALIDAD RELATIVA
DE NONAGENARIOS EN COSTA RICA

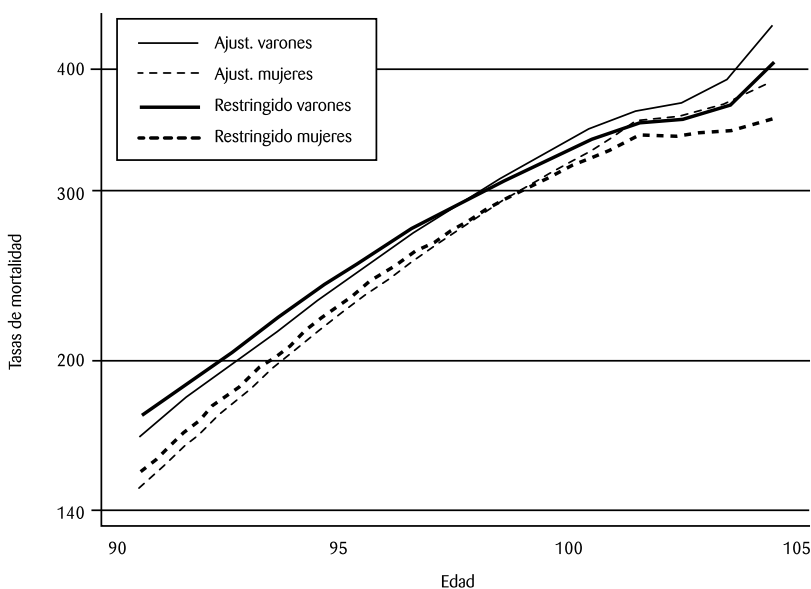
VAR. EXPLICATORIA	COEF.	EXP.	P>Z	COEF.	EXP.	P>Z	COEF.	EXP.	P>Z
M Constante	-0,1875	0,829	,00	-0,1598	0,852	,00	-0,1413	0,868	,00
A Edad (90=0)	-0,0108	0,989	,00	-0,0091	0,991	,00	-0,0109	0,989	,00
S Varón	-0,1297	0,878	,00	-0,1187	0,888	,00	-0,1332	0,875	,00
Registro tardío				-0,0144	0,986	,48	-0,0645	0,938	,02
Año (1995=0)				-0,0086	0,991	,00	-0,0042	0,996	,04
Regiones no Central				-0,1143	0,892	,00	-0,1612	0,851	,00
Cohorte no extinta				0,0054	1,005	,84			
Interacciones									
Varón-reg. tardío							0,0852	1,089	,03
Edad-año							-0,0018	0,998	,00
Edad-región							0,0124	1,013	,03
Año-región							0,0066	1,007	,03

El segundo modelo incluye cuatro variables adicionales sin interacciones y el tercer modelo incluye únicamente variables e interacciones con efectos estadísticamente significativos. Las cohortes extintas no difieren significativamente en su mortalidad. Existe una tendencia temporal significativa de reducción de la mortalidad a una tasa de 0,4 por ciento por año, la cual ocurre principalmente en la Región Central y se incrementa ligeramente con la edad. Todas las otras regiones tienen una mortalidad 15 por ciento menor que la central hacia 1995. Dado que esas otras regiones son las más remotas y menos desarrolladas, uno se cuestiona si esta ventaja aparente proviene de errores en los datos. Ser un nacimiento registrado tardíamente (indicador de un posible error en la edad) reduce la mortalidad en 6 por ciento, pero este efecto ocurre solamente entre las mujeres, como lo muestra el efecto de interacción con el sexo.

Mediante la restricción del análisis únicamente a la Región Central y a nacimientos registrados oportunamente, se asegura estimaciones de alta calidad, aunque éstas pueden ser conservadoras. Con estas dos res-

tricciones los parámetros del envejecimiento (A) y del sexo (S) son básicamente los mismos que en el modelo simple presentado anteriormente. El parámetro para el nivel de la mortalidad (M) es algo mayor y la ventaja de Costa Rica disminuye de 17 por ciento a 13 por ciento. El conjunto de tasas para esta selecta subpoblación es, sin embargo, solo ligeramente mayor que las del conjunto observado (Gráfico 6.3). La excepcional longevidad de los costarricenses no es sensible a este refinamiento.

Gráfico 6.3
CORRECCIÓN EN LA TASA DE MORTALIDAD POR EDAD. COSTA RICA 1983-2004



Restringido = residentes en la Región Central con registro oportuno.

Esperanza de vida

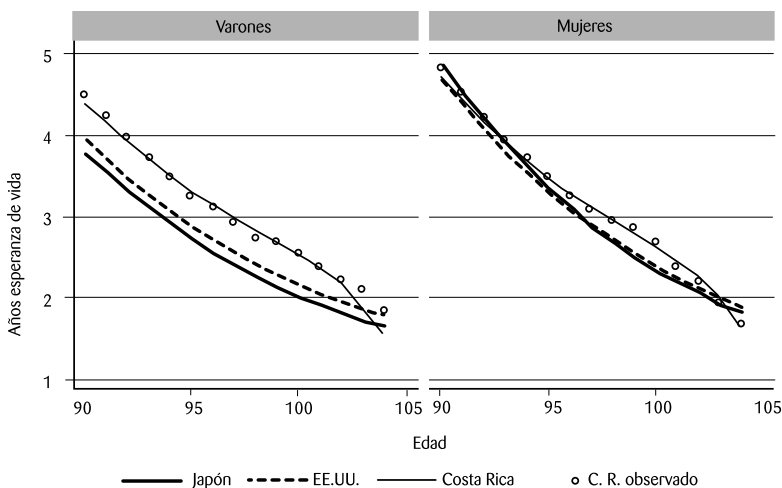
La esperanza de vida a la edad 90 correspondiente al juego de tasas OBSERVADAS es 4,8 y 4,5 años para mujeres y varones, respectivamente. El uso de las tasas SUAVIZADAS no cambia estas cifras. Cuando se restringe la estimación a la subpoblación con datos de alta calidad (Región Central y registro oportuno de nacimientos) estas cifras se reducen poco (a 4,7 y 4,4 años respectivamente). La comparación de la esperanza

de vida a la edad 90 con el grupo de 13 países del Gráfico 6.1, produce esencialmente el mismo ordenamiento para los varones (no se muestra). Los varones costarricenses tienen la más alta esperanza de vida, medio año más alta que un grupo de cuatro países que están en segundo lugar: EE.UU., Japón, Australia e Islandia. Las mujeres costarricenses suben al segundo lugar en este *ranking*, con tan solo 0,1 año por debajo de Japón y con una cifra similar a la de EE.UU.

El Gráfico 6.4 muestra que la esperanza de vida estimada con las tasas del modelo, es un buen ajuste de las cifras observadas. Muestra también que mientras las mujeres costarricenses difieren poco de las de Japón y EE.UU., los varones tienen una ventaja de medio año en la esperanza de vida en todas las edades de los noventa. Hacia la edad 100 los varones costarricenses tienen 2,5 años de esperanza de vida, y las mujeres, 2,6 años. EE.UU. (blancos únicamente) ocupan el segundo lugar con 2,2 y 2,4 años respectivamente.

Gráfico 6.4

ESPERANZA DE VIDA POR EDAD Y SEXO: NONAGENARIOS EN COSTA RICA 1983-2004. JAPÓN Y EE.UU. DÉCADA DE 1990

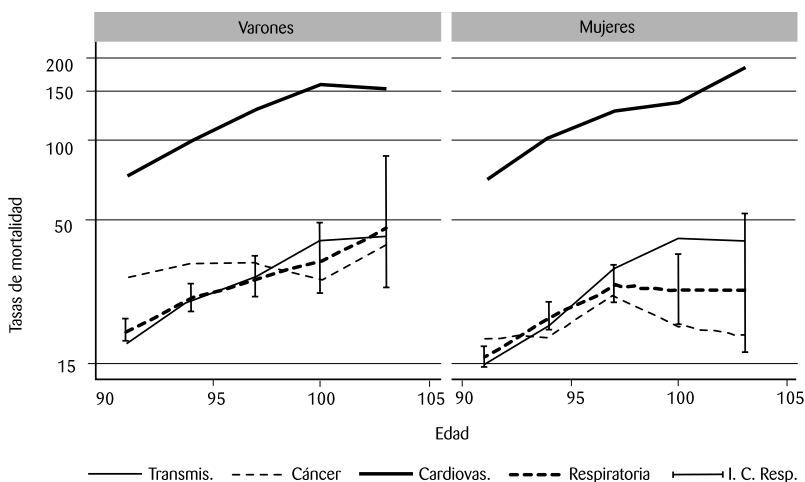


Causas de muerte

El Gráfico 6.5 muestra los patrones por edad en cuatro grupos de causas de muerte. El cáncer en estas edades no presenta ningún efecto de

envejecimiento: la curva es esencialmente plana. Otras causas presentan indicios de desaceleración con la edad. Las tasas de mortalidad cardiovascular son, de lejos, las más altas. Cerca de 50 por ciento de las muertes en estas edades son de origen cardiovascular. Las enfermedades respiratorias crónicas (principalmente “otras enfermedades crónicas obstructivas de las vías respiratorias”) y las transmisibles (principalmente “bronconeumonía” y “neumonía”) pasan a ser más importantes que el cáncer en estas edades.

Gráfico 6.5
TASAS DE MORTALIDAD POR EDAD Y CAUSA DE MUERTE:
NONAGENARIOS, COSTA RICA, 1983-2004



La comparación con EE.UU. y Suecia muestra que la ventaja costarricense se debe principalmente a una menor mortalidad cardiovascular (Gráfico 6.6). La razón costarricense de tasas es 0,80 y 0,70 comparada con EE.UU. y Suecia, respectivamente. En contraste, los adultos mayores en Costa Rica tienen una mortalidad sustancialmente mayor por enfermedades respiratorias crónicas y accidentes (razones de tasas altísimas en el orden de 200 a 400 por ciento). El cáncer y la diabetes son patologías en las cuales los costarricenses tienen una mortalidad ligeramente mayor que los estadounidenses y suecos (3 a 15 por ciento más alta).



El análisis de tendencia-superficie que se muestra en el Mapa 6.1 confirma hallazgos previos (notar que solo las celdas pobladas están coloreadas en el mapa). La mortalidad de nonagenarios más elevada tiene lugar en un corredor de que va del puerto de Puntarenas en el Pacífico al puerto de Limón en el Caribe, el cual pasa por la Región Central y la ciudad capital. Este corredor es, dicho sea de paso, el más desarrollado del país, con todos los pros y contras que la modernidad trae consigo. La mortalidad disminuye conforme uno se aleja de este corredor. El riesgo relativo de morir es 13 por ciento (o más) más bajo hacia las fronteras con Panamá y Nicaragua y hacia el noroeste en la costa pacífica de Guanacaste (un destino turístico muy popular en estos días). La mortalidad se incrementa nuevamente al extremo sur del país, en la Península de Osa y en Punta Burica; sin embargo, esa es un área muy poco poblada.



MAPA 6.1. COSTA RICA: MORTALIDAD DE LOS NONAGENARIOS POR CUALQUIER CAUSA, 1983-2004 (RIESGO RELATIVO DE MUERTE)

Un análisis similar de la mortalidad cardiovascular muestra patrones geográficos que se asemejan a los de mortalidad por todas las causas, con una excepción importante (Mapa 6.2). El puerto de Limón y áreas vecinas en la costa caribe presentan una mortalidad cardiovascular sustancialmente mayor: cerca de 10 por ciento más alta que la capital y 20

por ciento más alta que las fronteras. Esta zona se distingue por albergar un grupo importante de población afrocaribeña que emigró a Costa Rica a principios del siglo XX. Esta población tiene una composición genética distinta y además estilos de vida diferentes en ciertos aspectos (por ejemplo, el uso de aceite de coco para cocinar) que el resto del país. Análisis geográficos para otras causas de muerte fueron menos categóricos debido a los números pequeños involucrados. Sin embargo, fue posible singularizar las siguientes áreas con mortalidad significativamente elevada (no se muestran los mapas):

- La esquina noroeste (Guanacaste) con mortalidad por cáncer más baja que la esperada.
- Unas áreas pequeñas en el centro con mortalidad por enfermedades transmisibles y por diabetes más altas que lo esperado.
- Y un área de enfermedades respiratorias crónicas más altas que lo esperado hacia el suroeste en el Valle del General y la costa pacífica cercana.



MAPA 6.2. COSTA RICA: MORTALIDAD DE LOS NONAGENARIOS DEBIDO A ENFERMEDADES CARDIOVASCULARES, 1983-2004 (RIESGO RELATIVO DE MUERTE)

III. DISCUSIÓN

Con base en datos de un registro de población que se lleva en Costa Rica con propósitos electorales, este artículo reestima la mortalidad y la esperanza de vida de los nonagenarios costarricenses. El registro contiene 24.400 nonagenarios que vivieron durante el período 1983-2004. Para asegurar que no hay errores de declaración de la edad, solamente los individuos que se registraron en los tomos oficiales de la época de su nacimiento se incluyen en las estimaciones finales. El análisis es hasta cierto punto de cohortes extintas, con poco espacio para errores de subregistro de defunciones. Dado que los individuos residentes fuera de la Región Central presentan una mortalidad menor y esto puede resultar sospechoso, ellos también fueron excluidos de las estimaciones. La mortalidad a la edad 90 en Costa Rica es 13 por ciento más baja que el promedio de 13 países de ingresos altos con estadísticas confiables. Esta ventaja se incrementa con la edad a razón de un 1 por ciento por año. Los varones tienen una ventaja adicional de un 12 por ciento. La mortalidad de esta población disminuyó a razón de un 0,4 por ciento por año durante el período estudiado, con reducciones más fuertes a edades más avanzadas. La esperanza de vida de los varones a la edad 90 resultó de 4,4 años, medio año más alta que cualquier otro país con estadísticas confiables en el mundo: los varones ancianos costarricenses pueden ser los seres humanos más longevos, al menos cuando se comparan solamente poblaciones nacionales. Aunque esta esperanza de vida es menor que la de las mujeres, la diferencia es de sólo 0,3 años: la más pequeña registrada a estos niveles de mortalidad. La longevidad superior de los ancianos costarricenses se origina principalmente de una menor mortalidad cardiovascular.

Cabe discutir tres puntos en relación con estos hallazgos: (1) si éstos son reales o simplemente producto de datos deficientes; (2) ¿cómo es posible que esto sea así, especialmente considerando que el estándar de vida y los servicios de salud son sustancialmente inferiores que en países de altos ingresos?; y (3) ¿cuán sostenible es la ventaja relativa de Costa Rica considerando los rápidos cambios que está trayendo consigo la vida moderna?

III. DISCUSIÓN

Con base en datos de un registro de población que se lleva en Costa Rica con propósitos electorales, este artículo reestima la mortalidad y la esperanza de vida de los nonagenarios costarricenses. El registro contiene 24.400 nonagenarios que vivieron durante el período 1983-2004. Para asegurar que no hay errores de declaración de la edad, solamente los individuos que se registraron en los tomos oficiales de la época de su nacimiento se incluyen en las estimaciones finales. El análisis es hasta cierto punto de cohortes extintas, con poco espacio para errores de subregistro de defunciones. Dado que los individuos residentes fuera de la Región Central presentan una mortalidad menor y esto puede resultar sospechoso, ellos también fueron excluidos de las estimaciones. La mortalidad a la edad 90 en Costa Rica es 13 por ciento más baja que el promedio de 13 países de ingresos altos con estadísticas confiables. Esta ventaja se incrementa con la edad a razón de un 1 por ciento por año. Los varones tienen una ventaja adicional de un 12 por ciento. La mortalidad de esta población disminuyó a razón de un 0,4 por ciento por año durante el período estudiado, con reducciones más fuertes a edades más avanzadas. La esperanza de vida de los varones a la edad 90 resultó de 4,4 años, medio año más alta que cualquier otro país con estadísticas confiables en el mundo: los varones ancianos costarricenses pueden ser los seres humanos más longevos, al menos cuando se comparan solamente poblaciones nacionales. Aunque esta esperanza de vida es menor que la de las mujeres, la diferencia es de sólo 0,3 años: la más pequeña registrada a estos niveles de mortalidad. La longevidad superior de los ancianos costarricenses se origina principalmente de una menor mortalidad cardiovascular.

Cabe discutir tres puntos en relación con estos hallazgos: (1) si éstos son reales o simplemente producto de datos deficientes; (2) ¿cómo es posible que esto sea así, especialmente considerando que el estándar de vida y los servicios de salud son sustancialmente inferiores que en países de altos ingresos?; y (3) ¿cuán sostenible es la ventaja relativa de Costa Rica considerando los rápidos cambios que está trayendo consigo la vida moderna?

Este artículo se concentra principalmente en la validación de las estimaciones. Las estimaciones de este artículo no se basan en datos de edad autorreportada, tales como aquellos de los censos, evitando así la inflación de población en edades avanzadas que suele originarse en esta exageración de la edad. Más aún, el artículo descarta datos de individuos cuya fecha de nacimiento está documentada por la cédula de identidad pero cuyo registro de nacimiento ocurrió tardíamente en la vida (esta exclusión, por supuesto, incluye a todos los ciudadanos nacidos en otros países). La única posibilidad de error en la edad es que se hubiese dado una masiva suplantación de identidades de individuos muertos por individuos más jóvenes vivos. Sin embargo, un fraude masivo de esta naturaleza no es plausible.

El artículo también hace frente a la posibilidad de subestimar la mortalidad debido a que algunas defunciones no se registran. Este error de subregistro, sin embargo, es imposible en cohortes extintas. Por definición, estas cohortes no serían extintas si algunas muertes quedaran sin registrar. Además, la prueba de hipótesis de si la mortalidad de las cohortes extintas difiere de las no extintas resultó negativa, excluyendo la posibilidad de subregistro de defunciones en las no extintas. La mortalidad excepcionalmente baja de este grupo de nonagenarios es un atributo compartido tanto por las cohortes extintas como por las no extintas.

Otro indicio de que la excepcional sobrevivencia de los adultos mayores costarricenses no es producto de subregistro de defunciones, proviene de la extremadamente alta tasa de nonagenarios en el censo del 2000. Esta "tasa" es más de dos veces mayor que, digamos, la de Francia para los varones. Esta tasa se computa comparando censos separados por 30 años y está, por consiguiente, libre de errores de registro de defunciones de las estadísticas vitales.

Investigaciones recientes en los EE.UU. han mostrado que la mortalidad de los adultos es más baja entre la población de ascendencia latinoamericana, los así llamados "hispanos". Esta ventaja, que ocurre a pesar de la menor condición socioeconómica de los hispanos y su menor acceso a servicios de salud, en cierta medida sugiere que la excepcional longevidad de los ancianos costarricenses no es tan excepcional.

Este artículo no tiene una respuesta a la pregunta de por qué a los adultos mayores les va tan bien. Podría ser algún factor genético, estilos de vida, factores sociales o el medio ambiente. Podría también ser simplemente el resultado de un proceso de selección de los más fuertes. Los nonagenarios costarricenses son verdaderos sobrevivientes de cohortes que sufrieron condiciones de salud extremadamente duras. Por ejemplo, son los sobrevivientes de tasas de mortalidad infantil en el rango de 250 por mil que prevalecían en Costa Rica a principios del siglo XX. La malaria, la tuberculosis y las enfermedades diarreicas diezmaron estas cohortes cuando eran jóvenes. Además, males modernos como la obesidad, sedentarismo y tabaquismo los afectaron poco. Y, para completar el cuadro, un sistema de atención de la salud razonablemente bueno los está protegiendo en la actualidad de enfermedades transmisibles, como lo demuestra la comparación de las causas de muerte con Suecia y EE.UU. Estas explicaciones, sin embargo, no dicen nada sobre por qué la ventaja costarricense ocurre principalmente entre los varones, o por qué la brecha de mortalidad entre los sexos es tan pequeña en los adultos mayores costarricenses. Lo único que sabemos en estos momentos es que esto está relacionado con la mortalidad cardiovascular.

Si la elevada longevidad de los adultos mayores costarricenses se debe básicamente a un proceso de selección de los menos frágiles, entonces es posible que ésta sea una ventaja efímera que puede desaparecer conforme los individuos más frágiles alcanzan edades avanzadas gracias al rápido progreso que tuvo lugar en el pasado. La esperanza de vida al nacimiento en Costa Rica aumentó de 46 a 63 años entre 1940 y 1960, lo que significa una ganancia de 19 horas de vida cada mañana durante un período de 20 años. En la década de los setentas se repitieron estas ganancias excepcionales, elevando la esperanza de vida a 73 años en 1980. Estos rápidos avances significan que probablemente ha ocurrido un cambio en la composición según el grado de fragilidad en las cohortes costarricenses, que se ha visto acompañado de un rápido cambio en los estilos de vida, con incrementos en el sedentarismo, la obesidad y el tabaquismo, entre otros. La salud pública del país bien puede estar cabalgando sobre un tigre que la está llevando muy rápido a través de la transición epidemiológica pero que puede tornarse peligroso cuando cese de moverse.

Referencias

- Banco Mundial (2005). Página web, <http://devdata.worldbank.org/hnpstats/>, consultada el 6 de febrero de 2005. Washington: Banco Mundial.
- Caldwell, J. C. (1986). "Routes to low mortality in poor countries", en *Population and Development Review*, Vol. 12, No. 2, pp. 171-220.
- CCP e INEC (2002). *Estimaciones y Proyecciones de Población 1970-2050*. San José: Centro Centroamericano de Población e Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Cliff, A. D. y P. Haggett (1988). *Atlas of Disease Distribution. Analytic Approaches to Epidemiological Data*. Oxford, Reino Unido: Basil Blackwell Inc.
- Coale, A. J. (1977). "The development of new models of nuptiality and fertility", en *Population*, Número especial, pp. 131-154.
- Coale, A. J. y E. E. Kisker (1986). "Mortality crossovers: reality or bad data?", en *Population Studies*, Vol. 40, No. 3, pp. 389-401.
- Cockerham, W. C. y Y. Yamori (2001). "Okinawa: an exception to the social gradient of life expectancy in Japan", en *Asia and Pacific Journal of Clinical Nutrition*, Vol. 10, No. 2, pp. 154-158.
- Elo, I. T.; C. M. Turra; B. Kestenbaum y B. R. Ferguson (2004). "Mortality among elderly Hispanics in the United States", en *Demography*, Vol. 41, No. 1, pp. 109-120.
- Garson, L. K. (1991). "The Centenarian Question: Old-Age Mortality in the Soviet Union, 1897 to 1970", en *Population Studies*, Vol. 45, No. 2, pp. 265-278.
- Halstead, S. B.; J. A. Walsh, y K. S. Warren; editores (1985). *Good Health at Low Cost. Proceedings of a Conference Held at the Bellagio Conference Center*. Nueva York: The Rockefeller Foundation.
- Horiuchi, S. y J. R. Wilmoth (1998). "Deceleration in the age pattern of mortality at older ages", en *Demography*, Vol. 35, No. 4, pp. 391-412.
- Kannisto, V. (1988). "On the survival of centenarians and the span of life", en *Population Studies*, Vol. 42, No. 3, pp. 389-406.
- Kannisto, V.; J. Lauritsen, A. R. Thatcher y J. W. Vaupel (1994). "Reductions in mortality at advanced ages: several decades of evidence from 27 countries", en *Population and Development Review*, Vol. 20, No. 4, pp. 793-810.
- MIDEPLAN, CELADE y DGEC (1988). *Costa Rica: estimaciones y proyecciones de población 1950-2025*. San José: Imprenta Nacional.

- Pressat, R. (1972). *Demographic Analysis*. Nueva York: Aldine.
- Preston, S. H.; I. T. Elo y Q. Stewart (1999). "Effects of age misreporting on mortality estimates at older ages. *Population Studies*, 53(2), 165-177.
- Robine, JM. & Paccaud, F. (2005). "Nonagenarians and centenarians in Switzerland, 1860-2001: a demographic analysis", en *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 59, pp. 31-37
- Rosero-Bixby, L. (1986). "Infant mortality in Costa Rica: explaining the recent decline", en *Studies in Family Planning*, Vol. 17, No. 2, pp. 57-65.
- _____ (1991). "Socioeconomic development, health interventions, and mortality decline in Costa Rica", en *Scandinavian Journal of Social Medicine, Supplement*, No. 46, pp. 33-42.
- _____ (2004a). "Evaluación del impacto de la reforma del sector salud en Costa Rica", en *Revista Panamericana de Salud Pública*, Vol. 15, No. 2, pp. 94-103.
- _____ (2004b). "Supply and access to health services in Costa Rica 2000: A GIS-based study", en *Social Science and Medicine*, Vol. 58, pp. 1271-1284.
- Rosero-Bixby, L.; G. Brenes-Camacho y A. Collado-Chaves (2004). "Tablas de vida para cálculo actuarial de rentas vitalicias y retiro programado. Costa Rica circa 2000", en *Población y Salud en Mesoamérica, Revista Electrónica*, Vol. 1, No. 2, Artículo No. 4.
- Rosero-Bixby, L.; W. Dow y A. Laclé (2005). "Insurance and other determinants of elderly longevity in a Costa Rican Panel", en *Journal of Biosocial Science*. En prensa.
- StataCorp (2003). *Stata Statistical Software. Release 8.0*. College Station, Texas: Stata Corporation.
- Wunsch, G.; M. Mouchart y J. Duchene; editores (2002). *The Life Table. Modeling Survival and Death*. Dodrecht, Boston y Londres: Kluwer Academic Publishers.

ANEXO

Cuadro A6.1
TASAS DE MORTALIDAD POR EDAD Y SEXO: PATRÓN ESTÁNDAR
DE KANNISTO-THATCHER Y OBSERVADAS EN COSTA RICA 1983-2004
 (Tasas por 1.000 habitantes)

EDAD	KANNISTO-THATCHER		OBSERVADAS EN COSTA RICA			
	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	(N)	MUJERES	(N)
80	88	53				
81	97	60				
82	108	68				
83	119	78				
84	131	88				
85	145	99				
86	159	112				
87	175	126				
88	193	142				
89	211	159				
90	231	178	166	(9.391)	149	(11.780)
91	253	198	181	(7.704)	160	(9.790)
92	277	220	195	(5.925)	175	(7.652)
93	302	243	211	(4.529)	203	(5.891)
94	328	268	220	(3.430)	211	(4.419)
95	357	295	271	(2.505)	227	(3.286)
96	387	323	264	(1.781)	259	(2.359)
97	419	352	285	(1.236)	284	(1.656)
98	453	382	351	(844)	303	(1.123)
99	489	412	326	(561)	303	(756)
100	526	444	335	(362)	274	(515)
101	556	482	355	(236)	346	(344)
102	582	495	405	(146)	358	(218)
103	635	518	365	(77)	397	(128)
104	721	553	246	(49)	330	(79)
105	853	604	274	(29)	369	(49)
106	1.054	672	344	(17)	441	(25)

N: años-persona observados.

FUENTE: elaboración propia.