

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA

NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XIII, No. 37, SAN JOSE, COSTA RICA, ABRIL 1985

ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA EN SEIS
PARROQUIAS DEL VALLE CENTRAL DE COSTA RICA
(1888-1910) A PARTIR DE LA INFORMACION
SOBRE ORFANDAD(*)

Dirk Jaspers Faijer
Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)

Héctor Pérez Brignoli
Universidad de Costa Rica

RESUMEN

Se presenta una aplicación del método de orfandad para la estimación de la mortalidad adulta, con base en información obtenida, para el período 1888-1910, de novios y novias de seis parroquias del Valle Central de Costa Rica.

Mediante el uso de la técnica de Brass para estimar la mortalidad adulta, e interpolando las probabilidades de sobrevivir a la edad 25 de las tablas de Coale-Demeny, se obtiene una esperanza de vida para 25 años para las mujeres y de 40 para los hombres.

En el análisis de la mortalidad según regiones (una de reciente colonización y la otra de más temprano poblamiento) no se encontraron diferencias significativas, como tampoco aparecieron dentro de los dos subperíodos considerados (antes y después del año 1900). Lo mismo sucedió al analizar las diferencias socio-ocupacionales (jornaleros y agricultores).

La mortalidad adulta resultó estar por bajo lo esperado, hecho sobre el cual se presentan algunas posibles explicaciones.

<DEMOGRAFIA HISTORICA> <MEDICION DE LA MORTALIDAD> <ORFANDAD>

(*) Trabajo presentado al Seminario sobre Demografía Histórica, San José, Costa Rica, 12 al 14 de diciembre, 1984.

ESTIMATION OF ADULT MORTALITY IN SIX PARISHES
OF THE CENTRAL VALLEY OF COSTA RICA
(1888-1910) BASED ON INFORMATION
ON ORPHANHOOD

SUMMARY

This paper contains an application of the orphanhood method for estimating adult mortality, based on information provided during the period 1888-1910 by the brides and bridegrooms of six parishes of the Central Valley of Costa Rica. The selected parishes are located in the coffee-culture zone.

Using the Brass technique for estimating adult mortality from orphanhood and interpolating the resulting probabilities of surviving into the Coale and Demeny's regional model life tables, the life expectancy at the age of 25 years is estimated in 41 years for women and 40 years for men.

An analysis of the adult mortality by region (one of recent colonization and an other region of earlier settlement) did not show noticeable differences. Neither were perceived significant differences between the two sub-periods considered (before and after 1900), nor between social-professional groups (day laborers and farmers).

Analyzing the data by parish and period, a comment is made about the problems that can occur working with data of only one parish or of a short period.

The estimated adult mortality resulted to be lower than expected. Some possible explanations are given in the last section. Finally is indicated the need for further investigation on the application of the orphanhood method using historical data and on the demographic history of Costa Rica.

<HISTORICAL DEMOGRAPHY> <MORTALITY MEASUREMENT> <ORPHANHOOD>

I. INTRODUCCION

La idea de obtener estimaciones de la mortalidad adulta a partir de la información sobre orfandad materna y paterna, fue desarrollada primeramente por Louis Henry¹, uno de los fundadores de la demografía histórica como disciplina, pensando en la información disponible en los registros de matrimonios existentes en los archivos parroquiales. William Brass² extendió posteriormente dicha metodología, con la finalidad de obtener estimaciones de la mortalidad adulta en países con estadísticas deficientes, utilizando preguntas especiales sobre supervivencia materna y paterna, incluidas en censos o encuestas.

La aplicación del método de orfandad a datos provenientes de registro parroquiales tiene la virtud de utilizar una información proporcionada *directamente* por los interesados (novios), lo cual permite suponer que dicha información es, al menos en principio, bastante confiable. La principal limitación reside en el hecho mismo de proporcionar únicamente estimaciones de la mortalidad en un tramo de edades específicas. Como es sabido, la mortalidad infantil y juvenil constituye un componente muy importante en el nivel de la mortalidad general, y la estimación de esta última es, por lo general, un objetivo prioritario en la mayoría de las investigaciones.

En lo que sigue, presentamos una aplicación del método de orfandad a datos de seis parroquias del Valle Central de Costa Rica a finales del siglo XIX. Procederemos, primero, a una rápida caracterización sociodemográfica de la región bajo estudio, para explicar después los procedimientos de obtención y procesamiento de la información básica. Por último, se presenta un conjunto de estimaciones de la mortalidad adulta.

II. ASPECTOS DE LA HISTORIA SOCIODEMOGRAFICA DEL VALLE CENTRAL

En el Valle Central habitan, todavía hoy, la mayoría de los costarricenses. Se trata de una región de clima templado, suelos extra-

¹ Louis Henry, "Mesure Indirecte de la Mortalité des adultes", *Population* año XV, junio-julio de 1960, No.3.

² William Brass y Kenneth Hill, *Estimating Adult Mortality from Orphanhood*, International Union for the Scientific Study of Population, International Population Conference, Liege, 1973.

ordinariamente fértiles y situada a una altura promedio de mil metros sobre el nivel del mar. Por su reducida extensión (unos 3 264 Km²) representa apenas el 6 por ciento del área total del país. Se trata, sin embargo, de un lugar privilegiado para la agricultura y el habitat.

El cultivo del café se extendió en el Valle Central en la década de 1840³. Su expansión abrió perspectivas enteramente nuevas para los campesinos criollos y mestizos que formaban el núcleo de la población de Costa Rica desde por lo menos el siglo XVIII. El éxito de las exportaciones de café a Inglaterra aseguró un ingreso rápido y temprano al mercado mundial. En él intervinieron, además de condiciones ecológicas particularmente favorables, el relativo aislamiento geográfico del país. Por este último hecho, Costa Rica permaneció ajena a las continuas guerras civiles de la época de la Federación Centroamericana (1821-1839) y las décadas posteriores.

Los comerciantes y beneficiadores del café se convirtieron pronto en la clase dirigente; pero debe notarse que, a diferencia de otros países de Centroamérica (como Guatemala o El Salvador), el cultivo del café siguió estando predominantemente en manos de campesinos pequeños y medianos propietarios. En otros términos, la clase dominante no basó su poder en la propiedad de la tierra, siguiendo un patrón por lo demás "clásico" en el contexto latinoamericano. Los productores agrícolas quedaron subordinados a través de los mecanismos de comercialización y beneficio (procesamiento del café previo a la exportación).

El perfil social resultó así menos polarizado que en otros casos, y la economía agro-exportadora dio lugar al surgimiento de una significativa "clase media" rural. El por qué de esta evolución tan peculiar no es, sin embargo, algo enteramente claro⁴. Pero interesa destacar, desde el ángulo demográfico, que la existencia de densidades de población muy bajas durante la expansión de un cultivo de exportación —que requería insumos muy elevados de mano de obra por

³ Carolyn Hall, *El café y el desarrollo histórico geográfico de Costa Rica*. San José, Editorial Costa Rica, 1976; Ciro F.S. Cardoso, "La Hacienda cafetalera en Costa Rica" en *Estudios Sociales Centroamericanos*, No. 6, 1973.

⁴ Héctor Pérez Brignoli, "Economía Política del Café en Costa Rica, 1850-1950", *Avances de Investigación*, Centro de Investigaciones Históricas, Universidad de Costa Rica, 1981.

unidad de superficie— parece haber jugado un papel de no poca importancia.

Trataremos ahora de resumir los rasgos demográficos más significativos de esta población, originalmente reducida (unos 120 mil habitantes en 1864, quizá algo más de 50 mil hacia 1800) y aislada.

1. El crecimiento demográfico fue continuo y sin sobresaltos desde la segunda mitad del siglo XIX. Los recuentos censales hacen pensar en una tasa de crecimiento natural cercana al 2 por ciento anual.
2. Un régimen de fecundidad natural⁵, bajas tasas de natalidad ilegítima⁶ y un patrón de matrimonio temprano (la edad mediana al matrimonio en primeras nupcias era, en las mujeres, algo mayor de 20 años), parecen constituir los elementos básicos que regían la natalidad.
3. El cólera, en 1856, fue la última gran epidemia del siglo XIX. A partir de entonces, la mortalidad parece haberse primero estabilizado, para luego descender en forma suave. Entrando al siglo XX se produjeron descensos mucho más drásticos⁷. La esperanza de vida al nacer parece haber estado alrededor de los 30 años hacia 1864. En 1927 había subido a unos 42 años, mientras que en 1950 alcanzaba los 56 años.
4. Las migraciones internacionales fueron de poca significación demográfica. El grueso de migrantes llegó al país entre 1900 y

⁵ La descendencia completa por matrimonios, en el período 1876-1904 alcanzó 8,3 hijos, según datos provenientes de una reconstitución de familias efectuada en la parroquia de San Pedro del Mojón. Cf. Héctor Pérez Brignoli, "Fecundidad y familia en San Pedro del Mojón (1860-1939)", Octavo Seminario Nacional de Demografía, San José, setiembre 7, 8 y 9 de 1983.

⁶ Héctor Pérez Brignoli, "Deux Siècles d'Illegimité au Costa Rica, 1770-1974" en J. Dupaquier *et al.* (ed.), *Marriage and Remarriage in Population of the Past*, London, Academic Press, 1981, pp. 481-494.

⁷ Héctor Pérez Brignoli, "Notas sobre el descenso de la mortalidad en Costa Rica (1866-1873)" *Séptimo Seminario Nacional de Demografía*, San José, 1979. Luis Rosero y Hernán Caamaño, "Tablas de vida de Costa Rica, 1900-1980", en Asociación Demográfica Costarricense, *Mortalidad y Fecundidad en Costa Rica*, San José, Marzo del 1984, pp. 7-30.

1925, asentándose en Limón y las regiones costeras; pero, en 1927, no representaban más que el 10 por ciento de la población total del país. En 1892 la proporción de extranjeros era de menos del 3 por ciento del conjunto de habitantes, y una situación similar se presentaba en 1963.

Los elementos y las características peculiares de la economía rural del Valle Central de Costa Rica, convierten al caso que nos ocupa en un excelente "laboratorio" para la indagación demográfica y el estudio de las relaciones entre población y economía agraria.

III. LA INFORMACION BASICA

Abundantemente conservados y con registros de regular calidad, los libros sacramentales de las parroquias constituyen, para todo el siglo XIX, un invaluable antecesor del Registro Civil, creado en 1888. Aún después de la secularización, el registro de casamientos y de bautizos, como corresponde en una población campesina, culturalmente homogénea y profundamente religiosa, sigue siendo de notorio valor. En el caso de los matrimonios, el cura oficiante pasó a representar también la autoridad civil, debiendo enviar un formulario especial por cada acto para su registro final en el Registro Civil.

El presente trabajo se basa en información sobre casamientos recopilada en ocho archivos parroquiales. La edad y la profesión de los contrayentes comenzó a registrarse en forma más o menos regular recién a partir de 1888. La información sobre sobrevivencia de los padres comenzó a consignarse en ciertas parroquias en la década de 1850. Por tales razones, se decidió restringir el estudio al período 1888-1910. Las ocho parroquias seleccionadas: Guadalupe, Desamparados, Alajuelita, Moravia, San Ramón, Atenas, Grecia y Palmares, guardan varias características en común. Se trataba de comunidades rurales, cuya principal actividad económica era la agricultura del café. Las cuatro primeras, se localizaban en la 'región vieja', es decir la zona de la primera expansión cafetalera, en las cercanías de la ciudad de San José. Las cuatro últimas corresponden al sector de colonización nueva durante la segunda mitad del siglo XIX, en el occidente del Valle Central.

La información fue recolectada, como parte de una investigación mucho más amplia, en hojas especiales diseñadas a partir de los

modelos de D.E.C. Eversley⁸. Los datos sobre orfandad fueron indicados con el código *s* (sobreviviente), *d* (difunto). De toda la información existente, se seleccionaron las siguientes variables para su almacenamiento y procesamiento electrónico: parroquia, fecha del matrimonio, edad del contrayente, profesión y sobrevivencia de los padres. Constituidos los respectivos archivos de datos, se procedió a su limpieza, y a la obtención de las tabulaciones básicas necesarias para, en un segundo momento, efectuar las estimaciones de mortalidad adulta a partir de los datos sobre orfandad materna y paterna.

El cuadro 1 resume ciertas características de la información básica. El número total de casos, ligeramente superior a 10 mil, ofrece ciertas garantías en cuanto a la posible incidencia de factores puramente aleatorios y la precisión de las estimaciones. El examen cuidadoso de las diferentes tabulaciones que dieron origen al cuadro

Cuadro 1
PERIODO, NUMERO DE NOVIOS, PORCENTAJE SIN DECLARACION
COMPLETA Y PORCENTAJE DE NO HUERFANOS DE MADRE,
SEGUN PARROQUIA INVESTIGADA

Parroquia	Período	Número de novios	Porcentaje sin declaración completa	Porcentaje de no huérfanos de madre
Región vieja				
Alajuelita	1890-1910	716	13,1	81,8
Desamparados	1888-1910	1 670	14,6	81,2
Guadalupe	1894-1910	708	16,9	73,1
Moravia	1888-1910	614	66,1	83,2
Región nueva				
Atenas	1888-1910	1 528	13,4	80,1
Grecia	1894-1909	1 612	10,1	84,5
Palmares	1888-1910	914	12,7	81,6
San Ramón	1880-1900	2 408	11,0	89,7
Total	1880-1910	10 170	15,9	83,3

condujo, además, a la eliminación de los datos referentes a las parroquias de Moravia y San Ramón. En el primer caso, el factor más importante para la decisión fue el elevado porcentaje de novios sin declaración completa: 66,1% sobre una media del total de 15,9%. Nótese que, con la finalidad de garantizar la mayor precisión posi-

⁸ Ciro F.S. Cardoso y Héctor Pérez Brignoli, *Los Métodos de la Historia*, Barcelona, Editorial Crítica (Grijalbo), 1976, pp. 137-141.

Cuadro 2
 ORFANDAD MATERNA Y PATERNA EN SEIS PARROQUIAS DEL
 VALLE CENTRAL DE COSTA RICA
 (1888-1910)

Grupos de edades	Total de personas	Con declaración completa	No huérfanos de madre	Porcentaje de no huérfanos de madre	No huérfanos de padre	Porcentaje de no huérfanos de padre
Menos de 15	24	20	18	90,00	19	95,00
15-19	1 665	1 527	1 334	87,36	1 221	89,96
20-24	2 770	2 507	2 104	83,93	1 916	76,43
25-29	1 295	1 170	920	78,63	793	67,78
30-34	541	425	314	73,88	245	57,65
35-39	233	178	105	58,99	88	49,44
40-44	142	85	47	55,29	43	50,59
45-49	70	31	10	32,26	10	32,26
50 y +	152	66	22	33,33	16	24,24
Ignorado	250	192	157	81,77	140	72,92
Total	7 142	6 201	5 031	81,13	4 491	72,42

ble en la información básica, se eliminaron todos los casos en los cuales faltaba la información sobre sobrevivencia de uno de los cónyuges. En el segundo caso, la decisión fue tomada debido a las proporciones demasiado elevadas de los novios no huérfanos de madre. Aunque el número de casos de San Ramón es considerable, un porcentaje tan alto nos hizo sospechar en un posible sesgo en el registro. Una inspección rápida en las hojas de recolección originales mostró, que, en los años finales del período, casi la totalidad de los cónyuges aparecía con ambos padres vivos. Aunque esto es, obviamente posible, no dejó de parecernos extraño. Y, para mejor seguridad, se decidió eliminar dicha parroquia del conjunto.

En el cuadro 2 se presenta la información básica sobre orfandad materna y paterna, relativa al conjunto de las seis parroquias finalmente seleccionadas.

IV. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA Y MASCULINA

1. *El método de orfandad materna y paterna*

Como ya fue señalado, existen dos métodos para obtener estimaciones de la mortalidad adulta a partir de la información sobre orfandad paterna y materna. Uno ideado por Louis Henry y otro desarrollado por William Brass.

En este trabajo utilizamos el método de Brass porque permite obtener estimaciones más detalladas. El procedimiento consiste en la transformación de las proporciones de hijos no-huérfanos por grupos quinquenales de edad en probabilidades de sobrevivencia para diferentes tramos de edades, para lo cual se necesita también información sobre la edad media de las madres y de los padres.

En su forma original, la relación que permite obtener la probabilidad de sobrevivir para la población femenina adulta, a través de la orfandad materna, es la siguiente:

$$l(25 + N) / l(25) = {}_5NH_{N-5} \cdot W_N + {}_5NH_N \cdot (1 - W_N)$$

y para la mortalidad adulta masculina, a través de la orfandad paterna:

$$l(35 + N) / l(32.5) = {}_5NH_{N-5} \cdot W_N + {}_5NH_N \cdot (1 - W_N) \quad \text{ó}$$

$$l(40 + N) / l(37.5) = {}_5NH_{N-5} \cdot W_N + {}_5NH_N \cdot (1 - W_N)$$

donde por ejemplo $l(25 + N)/l(25)$ es la probabilidad de sobrevivir desde la edad exacta 25 hasta la edad exacta $25 + N$, siendo N la edad central de dos grupos de edades quinquenales de los informantes.

${}_5NH_{N-5}$ y ${}_5NH_N$ representan las proporciones de hijos no huérfanos (de madre (o padre) del grupo de edad $N-5, N$ y $N, N+5$, respectivamente.

W_N son multiplicadores que dependen de la edad central N y de la edad media de las madres (o de los padres en el caso de orfandad paterna).

Posteriormente, Hill y Trussell⁹, presentaron una manera más simple para obtener las probabilidades de sobrevivencia para la población femenina adulta (orfandad materna), haciendo uso de ecuaciones de regresión:

$$l(25+N) / l(25) = a_N + b_N \cdot \bar{M} + c_N \cdot {}_5NH_{N-5}, \text{ donde}$$

a_N , b_N y c_N son coeficientes de regresión, dependiendo de N , y \bar{M} la edad media de las madres.

En base a estas probabilidades de sobrevivencia, se podría construir una tabla de vida parcial, sea directamente o sea a través de, por ejemplo, el "sistema logito" de Brass¹⁰. Sin embargo, teniendo en cuenta que la gran mayoría de la información proviene de dos o tres grupos de edades, este ejercicio podría conducir a estimaciones erróneas. Es posible también que el casarse esté relacionado con la condición de orfandad. De ser así, ello afectaría la estructura de la mor-

⁹ Ken Hill y James Trussell, "Further development in indirect mortality estimation", *Population Studies*, Volumen 31, Number 2, Londres, Julio 1977.

¹⁰ William Brass, "Sobre la escala de mortalidad", *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. Selección de trabajos de William Brass*. CELADE, Serie E, No. 14, Santiago de Chile, 1974.

talidad por edad estimada, ya que los padres de los novios más jóvenes aparecerían por ese hecho, con una mortalidad más alta que los padres de los novios de más edad.

Tratando de evitar estos riesgos, optamos por utilizar las tablas modelo de Coale y Demeny¹¹. Las probabilidades de sobrevivencia se interpolan en dichas tablas obteniéndose así los niveles de mortalidad correspondientes. Se calcula luego un nivel promedio, y se supone que la mortalidad adulta de ese nivel promedio refleja en forma adecuada la mortalidad adulta real de la población en estudio. La esperanza de vida a los 25 años de edad, se utiliza, finalmente, como indicador "resumido" de la mortalidad adulta estimada.

2. Aplicación a la información suministrada por los novios residentes en el Valle Central

La aplicación del método de orfandad exige contar con estimaciones de la edad media de las madres y los padres. En el primer caso utilizamos una estimación directa, obtenida de la distribución de nacimientos por edad de la madre, ocurridos en la parroquia de San Ramón en 1896¹². El valor resultante fue de 27 años. La edad media de los padres fue estimada a partir del mismo registro de matrimonios. En el cuadro 3 se puede observar que los hombres se casaban, en promedio, a los 27 años, mientras que las mujeres lo hacían a los 22.

Cuadro 3

LA EDAD MEDIA Y MEDIANA AL MATRIMONIO POR SEXO EN LAS SEIS PARROQUIAS DEL VALLE CENTRAL

Parroquia	Edad media al matrimonio		Edad mediana al matrimonio	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Región vieja ¹	27,1	21,7	25,0	20,8
Región nueva ²	27,0	22,0	25,0	20,7
Región nueva ²	27,1	21,4	25,1	20,8

¹ Región vieja: parroquias de Guadalupe, Desamparados y Alajuelita.

² Región nueva: parroquias de Grecia, Atenas y Palmares.

¹¹ Ansley J. Coale y Paul Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Population*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

¹² Héctor Pérez Brignoli, *Las variaciones demográficas en las economías de exportación: El ejemplo del Valle Central de Costa Rica (1800-1950)*, Universidad de Costa Rica, San José, 1978.

Una diferencia también de cinco años, se observaba al comparar las edades medianas al matrimonio de hombres y mujeres. El cuadro 3 permite afirmar, además, la ausencia de diferencia por región en las edades media y mediana al matrimonio. Con base en ello, y a falta de mayor información, se supuso la misma diferencia de cinco años en la edad media de los padres, con respecto a la edad media de las madres. La estimación, en consecuencia, se fijó en 32 años.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de la aplicación del método de orfandad materna a los datos de las seis parroquias seleccionadas del Valle Central. Las probabilidades de sobrevivencia fueron obtenidas mediante dos métodos: el de los multiplicadores de Brass y las ecuaciones de regresión de Hill y Trussell. Una comparación de ambas series y de los niveles estimados en las tablas modelo de Coale y Demeny, indica que el método de Brass parece producir estimaciones más consistentes. Por ello, para el resto del estudio se optó por el uso de los multiplicadores de Brass. Ello tiene como ventaja adicional, el guardar coherencia con el método de orfandad paterna, ya que las ecuaciones de Hill-Trussell sólo se aplican a la orfandad materna.

En el mismo cuadro 4, se presentan los niveles y familias de las tablas modelo de Coale y Demeny a que corresponde cada probabilidad de sobrevivencia estimada. Estudiando las diferencias, se llega a la conclusión de que la familia Sur produce las estimaciones más coherentes. Por ello, en el resto de este estudio las estimaciones de la mortalidad adulta que se presentan fueron calculadas utilizando el modelo Sur de las tablas modelo de Coale y Demeny. Como las estimaciones de la mortalidad adulta masculina resultaron ser menos consistentes que las de la mortalidad femenina, decidimos, por razones de coherencia, utilizar también en ese caso el mismo modelo Sur.

Incluimos, finalmente, estimaciones de la mortalidad adulta en las seis parroquias del Valle Central, calculadas mediante un promedio de las esperanzas de vida a los 25 años de edad. Para ese cálculo utilizamos únicamente la información suministrada por los novios de 15 a 34 años (véase el cuadro 5). Las estimaciones con la información de los novios de más edad, resultan menos consistentes, y ello no es muy extraño, ya que ellos representan algo menos del 10 por ciento del total de novios. Así, pues, las estimaciones finalmente determinadas, indican que hacia 1900, la esperanza de vida de una mujer a los 25 años era de unos 41 años, mientras que un hombre de la misma edad podía esperar vivir todavía 40 años más.

Cuadro 4

**PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA FEMENINA ADULTA
OBTENIDAS CON LOS METODOS DE BRASS Y HILL-TRUSSEL Y LOS
NIVELES CORRESPONDIENTES EN LAS TABLAS MODELO
DE COALE Y DEMENY**

N	Brass				Hill-Trussel		
	$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel correspondiente en las tablas modelo de Coale y Demeny				$\frac{l(25+N)}{l(25)}$	Nivel correspon- diente en las tablas modelo de Coale y Demeny Sur
		Norte	Este	Sur	Oeste		
20	0,8680	13,86	12,34	11,63	14,25	0,8664	11,51
25	0,8346	14,32	12,87	11,91	14,76	0,8360	12,00
30	0,7843	14,21	12,97	11,78	14,87	0,7875	11,96
35	0,7367	14,87	14,08	12,51	15,70	0,7456	12,92
40	0,5880	12,00	11,78	10,71	13,26	0,5954	10,46
45	0,5262	14,09	14,51	12,57	15,35	0,5624	13,85

Cuadro 5
ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA Y
MASCULINA PARA EL CONJUNTO DE LAS SEIS PARROQUIAS DEL
VALLE CENTRAL

N	Orfandad materna			Orfandad paterna		
	$\frac{1(25+N)}{1(25)}$	Nivel C y D Sur	e_{35}	$\frac{1(35+N)}{1(32.5)}$	Nivel C y D Sur	e_{35}
20	0,8680	11,63	41,14	0,7827	12,04	39,33
25	0,8346	11,91	41,43	0,7188	13,17	40,31
30	0,7843	11,78	41,30	0,6088	12,97	40,15
35	0,7376	12,51	42,04	0,5033	14,18	41,20
40	0,5880	10,71	39,66	0,5082	20,39	47,27
45	0,5262	12,57	42,11	0,2318	16,88	43,58
Promedio de las primeras tres estimaciones		11,77	41,29		12,73	39,93

3. *Estimaciones derivadas de la información suministrada por los novios y novias, y por los novios casados antes y después de 1900.*

Con el fin de verificar si las estimaciones son robustas, se efectuaron estimaciones de la mortalidad a través de la información suministrada por los novios y las novias, en forma separada. En el cuadro 6 se presentan los resultados encontrados. En general se puede decir que las estimaciones no difieren significativamente entre sí. Cabe esperar que la información suministrada por las novias sea de mayor calidad, siempre y cuando se haya cumplido el supuesto de que las mujeres están mejor informadas sobre la situación de sus padres que los hombres. En este caso se esperaría que la información sea más completa (lo que, de hecho, resulta ser así), y que la mortalidad adulta estimada sea más alta. Esto último, en cambio, no resulta ser así. Aunque las diferencias son pequeñas, hay una tendencia a que la mortalidad estimada a través de los hombres sea más alta (aunque no en todos los casos investigados). Este hecho podría ser causado por diferentes factores (estructura por edades de los novios y las novias, migración diferencial según sexo y condición de orfandad, fluctuaciones aleatorias, etc.) En resumen, se puede decir que los resultados no indican diferencias significativas entre las estimaciones obtenidas a través de los novios o de las novias, lo cual indica, a su vez, que la información básica parece ser consistente.

Cuadro 6
ESPERANZA DE VIDA A LOS 25 AÑOS POR SEXO, ESTIMADAS
A TRAVES DE LA INFORMACION SUMINISTRADA POR LOS NOVIOS Y
LAS NOVIAS

N	Esperanza de vida a los 25 años.					
	País		Región vieja		Región nueva	
	Novios	Novias	Novios	Novias	Novios	Novias
Orfandad materna						
20	40,42	41,21	39,34	41,00	41,36	41,36
25	41,49	41,48	41,15	41,12	41,70	41,80
30	40,44	43,55	39,52	41,25	41,16	45,84
Promedio	40,78	42,08	40,00	41,12	41,41	43,00
Orfandad paterna						
20	39,59	39,04	38,95	37,66	40,05	40,04
25	40,32	40,56	39,41	40,70	41,01	40,44
30	39,85	40,80	38,94	41,55	40,53	40,18
Promedio	39,92	40,13	39,10	39,97	40,53	40,22

Cuadro 7
PORCENTAJES DE NO HUÉRFANOS DE MADRE Y DE PADRE,
SEGUN PERIODO (1888-1899 y 1900-1910) Y POR PARROQUIA

Parroquia	Porcentaje no huérfanos			
	1888-1899		1900-1910	
	Madre	Padre	Madre	Padre
Región vieja	82,2	72,4	76,9	68,0
Alajuelita	78,3	68,8	85,4	73,4
Desamparados	84,1	72,8	77,0	68,6
Gundlupé	79,7	76,8	70,3	63,0
Región Nueva	82,3	73,3	82,2	74,8
Atenas	83,7	73,4	76,7	62,1
Grecia	78,6	73,0	87,4	83,8
Palmares	83,7	73,4	76,2	72,7
País	82,2	72,9	80,0	72,0

Otro rasgo, que apunta en el mismo sentido, es el hecho de que un análisis por período del casamiento (antes y después de 1900) tampoco indica diferencias esenciales, al menos a nivel total de las seis parroquias.

Un examen de los datos por parroquia revela, en cambio, ciertas diferencias importantes. Así ocurre, por ejemplo, si se consideran las proporciones de no huérfanos de madre y padre en ambos períodos, en Guadalupe y Grecia (véase el cuadro 7). Aunque una buena parte de estas diferencias pueden, sin duda, explicarse por variaciones aleatorias, no es menos evidente que también otros factores, como cambios en la calidad del registro, pueden estar presentes.

Es difícil que haya habido modificaciones en la mortalidad en el período estudiado, y más difícil aún que variaciones menores hubieran afectado significativamente las proporciones de no huérfanos por grupos de edades. En el cuadro 8 se presentan las esperanzas de vida, por sexo y por región, estimadas para los períodos en que se dividieron los casamientos, esto es, antes y después de 1900.

Cuadro 8
ESPERANZAS DE VIDA A LOS 25 AÑOS POR SEXO, ESTIMADAS PARA
LOS PERIODOS 1888-1899 Y 1900-1910

PERIODO	Esperanza de vida a los 25 años.		
	País	Región vieja	Región nueva
Orfandad materna			
1888-1899	41,7	42,3	41,2
1900-1910	40,9	39,1	42,2
Total	41,3	40,6	41,8
Orfandad paterna			
1888-1899	40,2	40,8	39,6
1900-1910	39,8	37,7	41,4
Total	39,9	39,1	40,5

4. Mortalidad adulta estimada según ocupación de los novios.

La información sobre ocupación del novio permitió investigar posibles diferencias en la mortalidad adulta según categoría socio-profesional. Debemos hacer, sin embargo, dos observaciones previas:

1. Se supone que la ocupación del hijo-novio está estrechamente relacionada con la de su padre, y
2. Sólo las categorías de "jornalero" (peón, supuestamente no propietario, que trabaja por un salario) y "agricultor-labrador" (trabajador agrícola, que se supone, por lo general, propietario), aparecieron con un número de casos suficientemente relevante. Esto último es, por cierto, esperable en sociedades campesinas como las consideradas en este estudio.

Los resultados se presentan en el cuadro 9. Las diferencias que se observan son pequeñas, e incluso, la mortalidad de los padres y las madres de los jornaleros parece ser más baja que la de padres y madres de agricultores y labradores, contrariamente a lo que podría esperarse. Además, la mortalidad de los padres de estos novios resulta ser menor que la de los de otras ocupaciones y de ocupación desconocida.

Cuadro 9
ESPERANZA DE VIDA ESTIMADA A LOS 25 AÑOS DE EDAD,
POR SEXO SEGUN OCUPACION DE LOS NOVIOS
(UNICAMENTE HOMBRES)

Región	Total		Jornalero		Agricultor	
	Materna	Paterna	Materna	Paterna	Materna	Paterna
País	40,8	30,9	42,0	40,7	40,9	40,0
Región vieja	40,0	39,1	41,5	42,1	38,8	38,3
Región nueva	41,4	40,5	42,6	38,5	42,3	41,2

Es difícil elaborar cualquier explicación definitiva sobre estas diferencias que, de todos modos, son pequeñas. Quizás lo más seguro sea simplemente decir que no parece haber desigualdades muy notorias en la mortalidad, originadas en la categoría socio-ocupacional. Ello es igualmente esperable, en sociedades rurales y relativamente homogéneas como las que estamos considerando.

5. Mortalidad adulta según región y parroquia

En algunos cuadros anteriores ya se ha observado que no hay diferencias sustantivas en la mortalidad según región. Parece, sin embargo, que la mortalidad adulta en la "región nueva" fue algo más baja que en la región vieja".

En cuanto a la mortalidad estimada para las diferentes parroquias, se observan diferencias de mayor importancia (véase el cuadro 10). Estas diferencias pueden reflejar variaciones reales en la mortalidad, aunque eso no parece muy razonable. Por ejemplo, es difícil justificar las diferencias en la mortalidad adulta masculina estimada para Palmares y Grecia, ya que ambas parroquias tenían muchas características comunes. Algunas explicaciones para las variaciones encontradas pueden ser: diferencia en la calidad de la información básica, influencia de la migración diferencial según condición de orfandad, fluctuaciones aleatorias, situaciones casuales, etc.

Cuadro 10
ESPERANZA DE VIDA ESTIMADA A LOS 25 AÑOS DE EDAD POR
REGION Y PARROQUIA

Región y parroquia	e_{25}^o femenina	e_{25}^o masculina
País	41,3	39,9
Región vieja	40,6	39,1
Alajuelita	42,9	40,5
Desamparados	41,5	39,4
Guadalupe	36,5	37,5
Región nueva	41,8	40,5
Atenas	40,5	37,5
Grecia	44,0	44,5
Palmares	40,5	38,8

V. EVALUACION Y CONCLUSIONES

Hemos determinado, finalmente, como estimación de la mortalidad adulta, una esperanza de vida a los 25 años de 41 años para las mujeres y de 40 años para los hombres. Esto corresponde a una mortalidad situada entre los niveles 11 y 13 de las tablas modelo de Coale y Demeny (familia Sur). Si la familia Sur representa en forma adecuada la estructura de la mortalidad en las seis parroquias estudiadas, la esperanza de vida al nacer sería de 47 años.

La mortalidad estimada resulta, pues, algo más baja de lo esperado. Aceptarla, sin más consideraciones, como representativa del conjunto del país, implica sostener que, entre fines del siglo pasado y 1935, no hubo cambios importantes en el nivel de la mortalidad adulta. Y eso no parece, al menos en principio, muy razonable.

¿Qué factores pueden incidir en esa estimación de una mortalidad adulta demasiado baja? La *calidad* de los datos básicos es, obviamente, el primer punto que debemos considerar. En el punto 4 ya vimos que la información básica era en general consistente, con excepción de las proporciones de hijos no huérfanos en el tiempo, y por parroquia. Es posible entonces que, en ciertas parroquias se hubiesen presentado períodos en los cuales, por descuido del cura, la calidad de los registros se deteriora. En todo caso, resulta claro que es bastante riesgoso aplicar el método de orfandad a una sola parroquia y en un período corto.

Ciertos factores relativos a una posible *selectividad* en los novios pueden también sesgar las estimaciones. Pensamos en los novios como un grupo especial, al cual no llegan a ingresar sectores importantes de la población adulta. Pero, la baja ilegitimidad en los nacimientos es un indicador seguro en cuanto a lo reducido de las uniones libres o consensuales, y las tasas también bajas de celibato contribuyen a confirmar la impresión general de que no hay efectos de selectividad particular en el grupo de adultos casados.

La *migración* diferencial puede haber incidido en las estimaciones, sobre todo si la condición de huérfano era una razón importante para motivar la migración. Ese pudo haber sido el caso, tanto en la "región vieja" como en la "región nueva", ya que hacia 1900 la frontera de colonización se había desplazado hacia otras zonas del país.

Otro sesgo hacia arriba en las estimaciones puede provenir de las prácticas de *adopción*. Pero, como indican Palloni y otros¹³ el efecto de ese factor no parece ser de mucho peso en las estimaciones obtenidas a través de la orfandad materna.

Por último, debemos mencionar *otros factores* de sesgo adicionales. Puede haberse utilizado una mala estimación de la edad media de las madres y los padres, y pueden haberse presentado errores en la declaración de la edad de los novios. Pero el efecto de estos factores sobre las estimaciones parece ser mínimo.

No podemos, con los elementos de juicio disponibles, tomar una decisión final sobre la validez de las estimaciones presentadas. Es ne-

¹³ A. Palloni, M. Massagli y J. Marcote, "Estimating Adult Mortality with Maternal Orphanhood Data: Analysis of Sensitivity of the Techniques", *Population Studies*. Volume 38, No.2, July 1984. Londres.

cesario un mejor conocimiento de los comportamientos demográficos en el pasado de Costa Rica, y también disponer de estudios más amplios sobre el método mismo de orfandad, la sensibilidad de las estimaciones, y su aplicación en estudios parroquiales.