

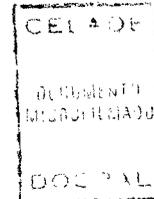
**INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION**

34, rue des Augustins, 4000 Liège, Belgium

Tel.: 041/22.40.80 - Cable : Popunion-Liège

---

**COMMITTEE ON HISTORICAL DEMOGRAPHY**



**SEMINAR ON ADULT MORTALITY AND  
ORPHANHOOD IN THE PAST**

San José, Costa Rica  
12-14 December 1984

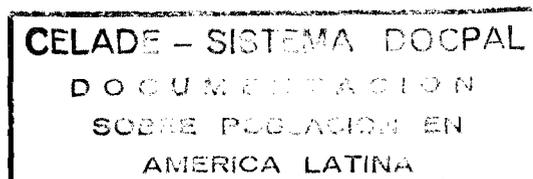
**ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA EN SEIS PARROQUIAS  
DEL VALLE CENTRAL DE COSTA RICA (1888-1910)  
A PARTIR DE LA INFORMACION SOBRE ORFANDAD**

Dirk Jaspers Faijer

Centro Latinoamericano de Demografia

Hector Perez Brignoli

Universidad de Costa Rica



**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE)**

**UNIVERSIDAD DE COSTA RICA**

## 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 Henry <sup>1/</sup>, 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 Brass <sup>2/</sup> 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 registros 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.

---

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

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

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 natural 5/, bajas tasas de natalidad ilegítima 6/ 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. Entrado al siglo XX se produjeron des censos mucho más drásticos 7/. 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 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

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

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

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
<b>Región vieja</b>				
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
<b>Región nueva</b>				
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
<b>TOTAL</b>	<b>1880-1910</b>	<b>10 170</b>	<b>15,9</b>	<b>83,3</b>

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	79,96
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
<b>TOTAL</b>	<b>7 142</b>	<b>6 201</b>	<b>5 031</b>	<b>81,13</b>	<b>4 491</b>	<b>72,42</b>

para obtener las probabilidades de sobrevivencia para la población femenina adulta (orfandad materna), haciendo uso de ecuaciones de regresión:

$$l(25+N) / l(25) = a_N + b_N \cdot \bar{M} + c_N \cdot {}_5N_{N-5}, \text{ donde}$$

$a_N$ ,  $b_N$  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 Brass <sup>10/</sup>. 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 mortalidad 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 Demeny <sup>11/</sup>. 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 1896 <sup>12/</sup>. 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

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

<sup>11/</sup> Anshley J. Coale y Paul Demeny, Regional Model Life Tables and Stable Population. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1966.

<sup>12/</sup> 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.

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
TOTAL	27,1	21,7	25,0	20,8
Región vieja <sup>1/</sup>	27,0	22,0	25,0	20,7
Región nueva <sup>2/</sup>	27,1	21,4	25,1	20,8

<sup>1/</sup> Región vieja: parroquias de Guadalupe, Desamparados y Alajuelita.

<sup>2/</sup> Región nueva: parroquias de Grecia, Atenas y Palmares.

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		
	$\frac{1(25+N)}{1(25)}$	Nivel correspondiente en las tablas modelo de Coale y Demeny				$\frac{1(25+N)}{1(25)}$	Nivel correspondiente 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 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: $e^0(25)$					
	País		Región vieja		Región nueva	
	Novios	Novias	Novios	Novias	Novios	Novias
<b>Orfandad materna</b>						
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
<b>Orfandad paterna</b>						
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

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.

#### 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 parecen 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	<del>30.9</del> 39.0	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 parecen 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

## 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 deteriorara. 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 otros <sup>13/</sup> el efecto de ese factor no parece ser de mucho peso en las estimaciones obtenidas a través de la orfandad materna.

---

<sup>13/</sup> 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.

## SUMMARY

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

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.