

CENTRO LATINOAMERICANA DE DEMOGRAFIA
CELADE-SANTIAGO

C. Arretz
PROGRAMA DE MAESTRIA 1985-1986
PRIMER AÑO

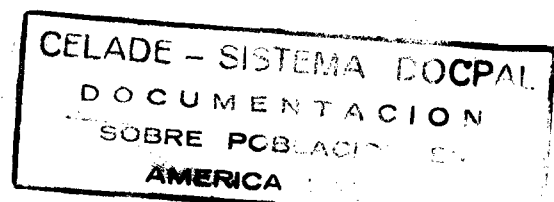
TRABAJO DE INVESTIGACION

Título : ESTIMACIONES DE MORTALIDAD ADULTA FEMENINA EN BRASIL,
SÃO PAULO Y BAHIA EN BASE A DATOS DE ORFANDAD MATERNA.

Autor: : Angela de Oliveira Belas

Asesor ; José Miguel Guzman
Hernán Orellana

Santiago - Chile
Diciembre, 1985



INDICE

	Páginas
INTRODUCCION	
I. FUENTES DE DATOS Y METODOLOGIA	3
II. ANALISIS DE LOS RESULTADOS	7
III. CONCLUSIONES	24
ANEXO	25
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	27

INTRODUCCION

Los objetivos básicos de este trabajo son dos:

a) realizar estimaciones de la mortalidad adulta femenina a través de la condición de orfandad de madre de la población, para Brasil, y dos de sus estados: São Paulo y Bahia.

b) en seguida, observar si los resultados que se obtienen a través de la pregunta acerca de la condición de orfandad permiten la realización de estudios de diferencias de mortalidad femenina adulta, entre distintas poblaciones.

Un hecho frecuentemente señalado por estudiosos e investigadores es la poca eficacia de los sistemas de registros de estadísticas vitales en América Latina. Ese hecho há contribuido a que, a lo largo de los últimos años, fueron desarrolladas metodologías que permiten derivar de preguntas retrospectivas introducidas en cuestionarios de censos o encuestas, estimaciones de mortalidad, fecundidad y migración.

La introducción de la pregunta sobre orfandad (materna y paterna) puede ser de gran utilidad en países que no disponen de buenas estadísticas de defunciones. A partir de esta pregunta es posible derivar estimaciones de la mortalidad adulta femenina.

La selección de los estados de São Paulo y Bahia toma en cuenta las profundas diferencias existentes entre los dos estados, en términos demográficos y socio-económicos. Cabe destacar, también, que los dos estados se distinguen considerablemente en términos de cualidad de información demográfica.

Brasil podría ser considerado, burdamente, un promedio de estas diferencias.

En el anexo se presentan algunos indicadores socio-económicos y demográficos de los respectivos estados, y del país, además de algunas estimaciones concernientes a la cualidad de las estadísticas de defunciones de los mismos.

Finalmente, los métodos empleados para la obtención de las estimaciones fueron los siguientes:

1) el método desarrollado por Hill y Trussell 1/, que permite derivar de las proporciones de no huérfanos observadas, estimaciones de la mortalidad adulta femenina, y

2) el método de Brass y Bamgboye 2/, que permite ubicar las estimaciones en el tiempo.

Los métodos son descriptos en el capítulo 1, juntamente con la información básica utilizada para las estimaciones.

1/ véase en la referencia bibliográfica, nº 16

2/ idem, nota 1/.

Capítulo 1 FUENTE DE DATOS Y METODOLOGIA

En Brasil se introdujo la pregunta de orfandad materna por primera vez en 1977, en el cuestionario de una encuesta de hogares^{3/}. Su posterior inclusión en el Censo Demográfico realizado en 1980 sugiere la apertura de nuevas perspectivas en el estudio de la mortalidad adulta femenina en el país.

En el Censo Demográfico el tema fue incorporado al cuestionario destinado a la muestra, y la pregunta "tem mãe viva?" que admitía como respuestas las alternativas "sim" , "nãõ", "nãõ sabe", fue formulada a la población masculina y femenina de todas las edades.

Los resultados fueron presentados, en las tabulaciones publicadas, clasificados por grupos quinquenales de edades de los informantes, y según la zona de residencia - urbana o rural.

El mismo censo presenta la información del número de hijos nacidos vivos, tenidos en los últimos doce meses precedentes a la fecha del censo, clasificada por grupos quinquenales de edades de las madres, y según la zona de residencia - urbana o rural. La pregunta indagava la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo, tenido por las mujeres de 15 y más años de edad.

Resumiendo, los datos sobre la condición de orfandad, y sobre el número de nacimientos de los últimos doce meses precedentes al censo^{4/}, se constituyeron en la información básica para la aplicación de los métodos que se describen a seguir.

Lotka (1931) fue quien, por primera vez investigó la relación cuantitativa entre la mortalidad y la incidencia de la orfandad, estableciendo una ecuación válida para poblaciones estables que permitía estimar la incidencia de la orfandad a partir del nivel de la mortalidad. Henry desarrolló un método para estimar el nivel general de mortalidad, a partir de proporciones de huérfanos, concebido principalmente para aplicaciones en demografía histórica ^{5/}.

^{3/} véase referencia bibliográfica nº 12

^{4/} Nota: los nacimientos pueden provenir de las estadísticas vitales.

^{5/} véase referencia bibliográfica nº 10

Brass ^{6/} desarrolló un método de estimación de probabilidades de sobrevivencia de las madres con hijos sobrevivientes al momento del censo o encuesta.

La idea básica es la siguiente:

para que una madre haya tenido un hijo "a" años antes de la encuesta, o censo, la primera evidencia práctica es que la madre debería estar viva en ese momento.

en segundo lugar, esa madre, que al nacimiento de su hijo tenía una edad "t", dentro del período reproductivo, debería estar sometida a una ley de fecundidad $f(t)$.

El riesgo de sobrevivencia de la madre será considerado a partir del nacimiento de su hijo, y será menor cuanto mayor sea la edad del hijo, o sea, el tiempo de exposición al riesgo de morir está dado por la edad de los hijos.

La probabilidad de que un hijo nazca de una madre de una determinada edad depende de la estructura de edades de la fecundidad y de la distribución por edades de las mujeres.

Considerando que $P(x)$ representa la proporción de hijos con edades exactas x , y que tienen sus respectivas madres vivas al tiempo de la encuesta o censo; si se supone que la variación de las probabilidades de sobrevivencia desde una edad "x" hasta una edad "x + y" es lineal ^{7/}, $P(x)$ será igual a la probabilidad de sobrevivir desde la edad "M" hasta la edad "x + M".

$$P(x) = \frac{l(x+M)}{l(x)}$$

donde "M" es la edad media de las madres al tener sus hijos.

Brass construye una tabla de multiplicadores "W" que, aplicados a las proporciones observadas de no huérfanos las convierten en probabilidades de sobrevivencia de una tabla de vida, de una edad patrón de 25 años hasta la edad de 25 + N, siendo "N" el punto medio entre dos grupos adyacentes de edades.

^{6/} véase referencia bibliográfica nº 4.

^{7/} véase referencia bibliográfica nº 3.

La relación usada para la conversión es la que sigue:

$$\frac{l(25 + N)}{l(25)} = W_N * 5P_{N-5} + (1-W_N) * 5P_N$$

En la tabla de multiplicadores se debe entrar con "N", y con el indicador del patrón de la fecundidad por edad, "M", la edad media de las madres al tener sus hijos. De ahí, mediante interpolación lineal se obtienen los factores de ponderación "W" relativos a "N" y "M".

El cálculo de M es muy sencillo:

$$M = [(\sum_{i=1}^7 (a(i)*B(i)) / \sum_{i=1}^7 B(i)] - 0.5$$

donde

a(i) son los puntos medios de los grupos quinquenales de edades (i).
B(i) son los nacimientos vivos del último año, clasificados por grupos quinquenales de edades de las madres. Cuando esos nacimientos provienen del censo o encuesta se restan 0.5 para corregir la diferencia entre la edad declarada de las madres al momento del empadronamiento, y su edad al momento en que tuvo el hijo. Si B(i) proviene de las estadísticas vitales no es necesaria esa corrección.

Más recientemente Hill y Trussell ^{8/} establecieron un procedimiento basado en un análisis de regresión, donde para valores de "N" desde 20 hasta 50 años, a intervalos quinquenales, la relación $l(25 + N) / l(25)$ de una tabla de vida se estima directamente del valor de "M" (edad media de las madres) y de $5P_{N-5}$ (proporción de no huérfanos en el grupo de cinco años de edad desde "N-5" hasta "N", mediante la ecuación

$$\frac{l(25 + N)}{l(25)} = a_N + b_N * M + c_N * 5P_{N-5}$$

Los valores "a", "b" y "c" son coeficientes de regresión estimados por Hill y Trussell.

^{8/} véase referencia bibliográfica nº 16.

En ese trabajo aplicaremos la metodología creada por Hill y Trussell para obtener las estimaciones de mortalidad adulta femenina, pero para ubicarlas en el tiempo usaremos del método propuesto por Brass y Bamgboye ^{9/}, aplicando la ecuación desarrollada por los autores:

$$t(n) = (n - 2.5) (1.0 - u(n)) / 2.0$$

donde,

$$u(n) = 0.3333 * \ln S(n-5) + Z(M + n - 2.5) + 0.0037 * (27 - M)$$

siendo que,

t(n) restado de la fecha del censo nos dá la fecha a que se refieren las estimaciones.

S(n-5) es la proporción de no huérfanos de edades entre M-5 hasta M-1.

(n - 0.5) es un indicador burdo de la edad media de los informantes.

Z(x) es una función standard donde algunos de sus valores estan en las tablas construídas por los autores, y otros pueden ser obtenidos mediante interpolación.

Los supuestos básicos de los métodos de orfandad materna son:

- que no haya asociación entre la mortalidad de la madre y del hijo.
- que la experiencia de mortalidad de las madres que tienen hijos sobrevivientes sea representativa de la de todas las mujeres adultas.
- que no haya asociación entre la mortalidad de las madres y el número de hijos tenidos.

A estos supuestos pueden agregarse los de población cerrada, fecundidad y mortalidad constante por un período razonable, distribución por edades estable, y algunas condiciones referidas a la información, tales como:

- que la declaración de la edad y de la condición de orfandad sean correctas.
- que la madre declarada sea la real progenitora.

^{9/} véase referencia bibliográfica nº 16.

Capitulo II ANALISIS DE LOS RESULTADOS

Los cuadros 1,2 y 3 presentan los resultados obtenidos de la aplicación del método de Hill - Trussell a los datos de orfandad materna del censo de 1980 para los estados de São Paulo, Bahía, y para Brasil.

Las estimaciones derivadas de la aplicación del método son resumidas en las probabilidades de sobrevivencia, referidas a las fechas estimadas, y en los niveles, y e° (25) interpoladas de las tablas de Coale y Demeny ^{10/} para cada familia de tablas.

Si las estimaciones obtenidas reflejan la mortalidad adulta femenina de Brasil, Bahia y S. Paulo, los cuadros deberán reflejar su evolución a lo largo de un período de alrededor de seis años, comprendidos, aproximadamente, entre 1967 - 1973. ¹

Una primera constatación (véase gráficos 1,2,3,4,5,6) es que la mortalidad femenina adulta en Brasil ha sufrido un descenso en un período aproximado de 6 años.

El modelo norte es lo que sugiere el descenso más pronunciado en el período, seguido del modelo sur, presentando ambos la mayor variabilidad entre los niveles. Yá los modelos oeste y este reflejan un descenso más moderado de la mortalidad adulta femenina en el período considerado.

Como se desconoce el ritmo con que se dio el descenso de la mortalidad adulta femenina en el período, pareciera resultar más sensato tomar el modelo que se ubicase en una posición intermedia respecto a los demás, lo que significa adoptar el modelo oeste como el que describe de forma más aproximada el descenso en la mortalidad adulta femenina en el período.

Por ocasión del Panel de Brasil ^{11/} fueron realizadas estimaciones de mortalidad adulta femenina, empleándose varias metodologías, incluso el método de Brass - Hill, de orfandad materna, en base a datos de la encuesta de hogares de 1977 ^{12/}. Según los autores el modelo oeste se ajustaba mejor que los demás a la estructura de la mortalidad adulta femenina en Brasil.

^{10/} véase referencia bibliográfica nº 7

^{11/} véase referencia bibliográfica nº 8

^{12/} véase referencia bibliográfica nº 12

Cuadro 1

TABLA ESTADÍSTICA DE LA MORTALIDAD EN LA FLORENA MEDIANTE EL USO DE LA INFORMACIÓN DE OBRERAS MATERNAS GERMINES DEL CENSO DE 1961, PARA DIFERENTES FAMILIAS DE LAS TABLAS MODELO DE OJEL Y OJELM.

GRUPO DE EDAD	F. MATERNAL	N	1 (25-N)	Niveles y e ² (25) obtenidos en las tablas modelos								FLORES
				MOTL		ESTL		SOL		OJEL		
				Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	
15 - 19	0,9478	20	0,9424	20,51	48,95	18,96	47,05	18,19	48,00	19,98	47,51	1972,9
20 - 24	0,9115	25	0,9104	19,47	47,81	18,21	46,35	17,13	46,96	19,49	46,86	1971,2
25 - 29	0,8726	30	0,8691	18,84	47,21	17,76	45,61	16,51	46,21	19,04	46,44	1969,7
30 - 34	0,7985	35	0,7983	18,06	46,37	17,39	45,44	15,81	45,47	18,60	46,03	1968,5
35 - 39	0,7091	40	0,7111	17,54	45,77	17,31	45,36	15,51	45,15	18,45	45,79	1967,6
40 - 44	0,5997	45	0,6176	17,14	45,36	17,47	45,51	15,44	45,09	18,27	45,59	1967,0
45 - 49	0,4724	50	0,4811	17,02	45,13	18,07	46,44	16,23	45,94	18,71	46,08	1966,8

Fuente: Véase ref. bibliográfica nº 7 y 11.

Cuadro 2

TABLA ESTADÍSTICA DE LA MORTALIDAD EN LA FLORENA MEDIANTE EL USO DE LA INFORMACIÓN DE OBRERAS MATERNAS GERMINES DEL CENSO DE 1961, PARA DIFERENTES FAMILIAS DE LAS TABLAS MODELO DE OJEL Y OJELM.

GRUPO DE EDAD	F. MATERNAL	N	1 (25-N)	Niveles y e ² (25) obtenidos en las tablas modelos								FLORES
				MOTL		ESTL		SOL		OJEL		
				Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	
15 - 19	0,9433	20	0,9466	20,57	49,19	19,16	47,28	18,41	48,25	20,16	47,72	1972,9
20 - 24	0,9103	25	0,9113	19,53	48,00	18,30	46,37	17,26	47,03	19,46	46,93	1971,2
25 - 29	0,8711	30	0,8690	19,02	47,41	17,94	46,00	16,69	46,41	19,19	46,62	1969,7
30 - 34	0,8090	35	0,8112	18,41	46,73	17,72	45,78	16,14	45,82	18,96	46,36	1968,5
35 - 39	0,7234	40	0,7295	17,88	46,14	17,66	45,72	15,84	45,51	18,76	46,14	1967,6
40 - 44	0,6174	45	0,6175	17,49	45,71	17,82	45,85	15,78	45,44	18,61	45,97	1967,0
45 - 49	0,4875	50	0,4806	17,47	45,70	18,51	46,59	16,39	46,09	18,86	46,25	1966,7

Fuente: Véase ref. bibliográfica nº 7 y 11.

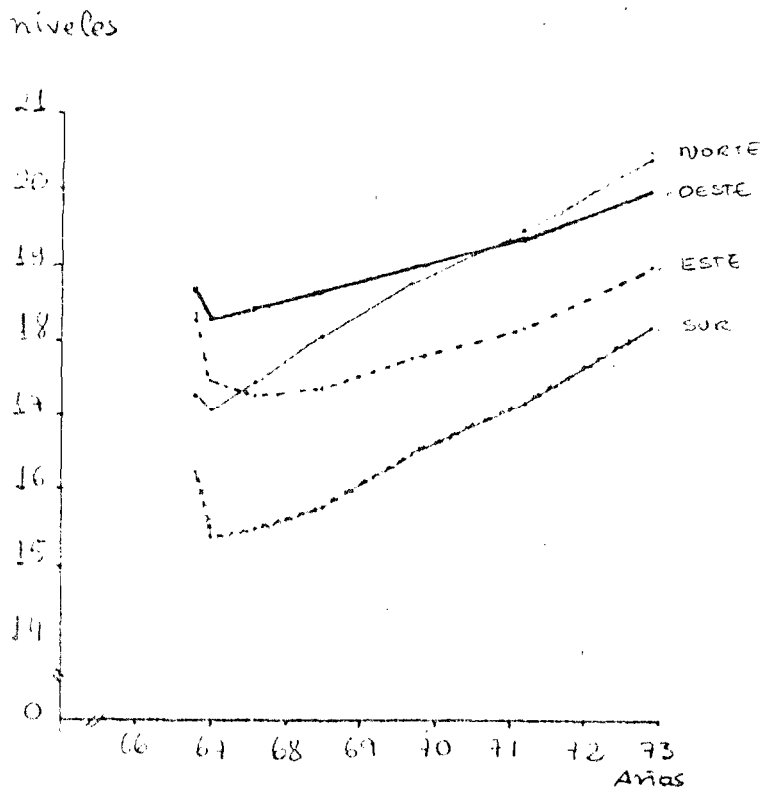
Cuadro 3

TABLA ESTADÍSTICA DE LA MORTALIDAD EN LA FLORENA MEDIANTE EL USO DE LA INFORMACIÓN DE OBRERAS MATERNAS GERMINES DEL CENSO DE 1961, PARA DIFERENTES FAMILIAS DE LAS TABLAS MODELO DE OJEL Y OJELM.

GRUPO DE EDAD	F. MATERNAL	N	1 (25-N)	Niveles y e ² (25) obtenidos en las tablas modelos								FLORES
				MOTL		ESTL		SOL		OJEL		
				Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	Niveles	e ² (25)	
15 - 19	0,9416	20	0,9412	20,06	48,60	18,06	46,74	17,47	47,65	19,71	47,22	1973,0
20 - 24	0,9105	25	0,9103	19,02	47,41	17,76	45,82	16,74	46,46	19,00	46,40	1971,2
25 - 29	0,8463	30	0,8509	18,31	46,61	17,20	45,25	15,94	45,61	18,56	45,91	1969,7
30 - 34	0,7773	35	0,7964	17,71	45,95	16,99	45,03	15,40	45,04	18,31	45,65	1968,6
35 - 39	0,6901	40	0,7174	17,36	45,60	17,16	45,21	15,34	44,98	18,30	45,63	1967,7
40 - 44	0,5849	45	0,6143	17,31	45,59	17,71	45,77	15,67	45,33	18,50	45,85	1967,2
45 - 49	0,4707	50	0,4907	17,81	46,07	18,85	46,94	16,72	46,44	19,21	46,64	1967,2

Fuente: Véase ref. bibliográfica nº 7 y 11.

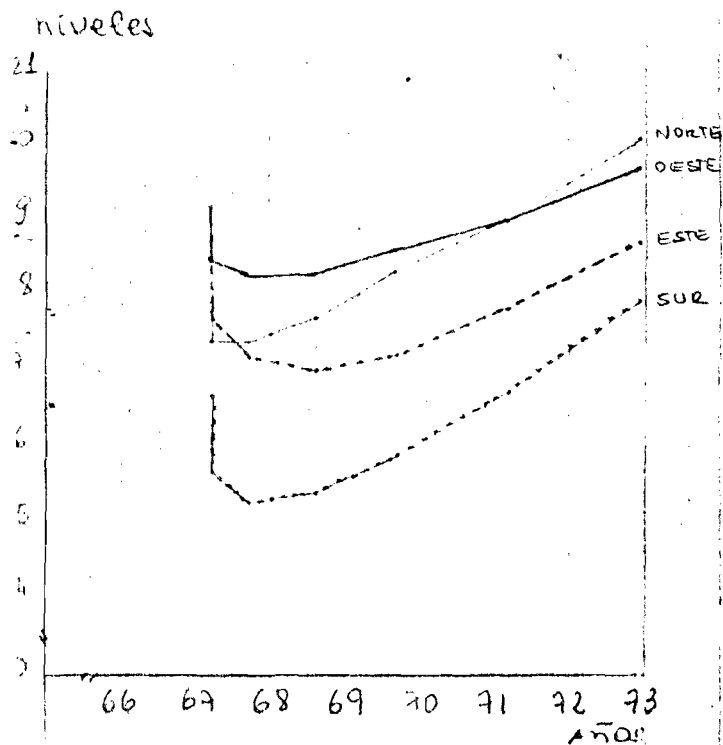
1. Brasil. Niveles de mortalidad adulta femenina según las distintas familias de Coale y Demeny



Fuente: Cuadro 1

Gráfico 2

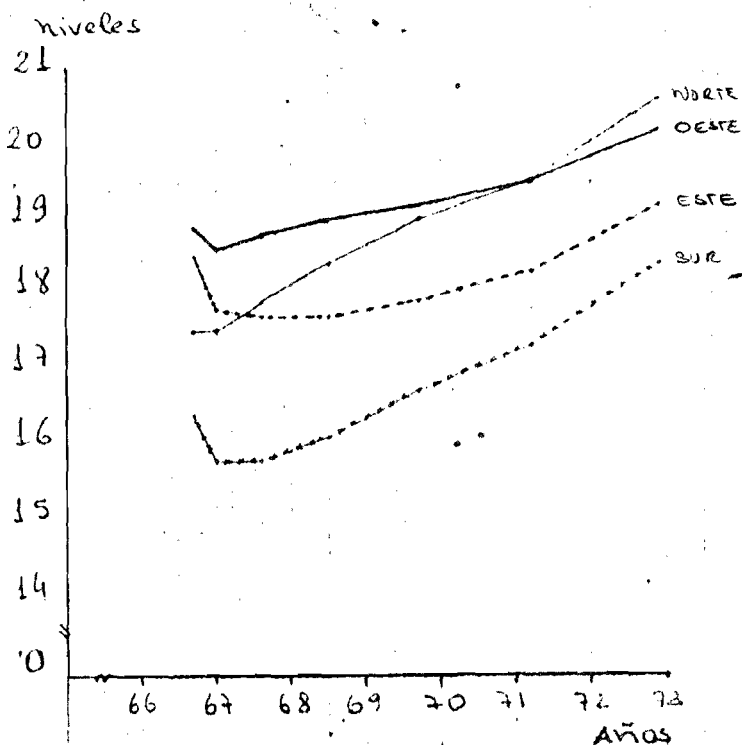
2. São Paulo. Niveles de mortalidad adulta femenina según las distintas familias de Coale y Demeny



Fuente: Cuadro 2

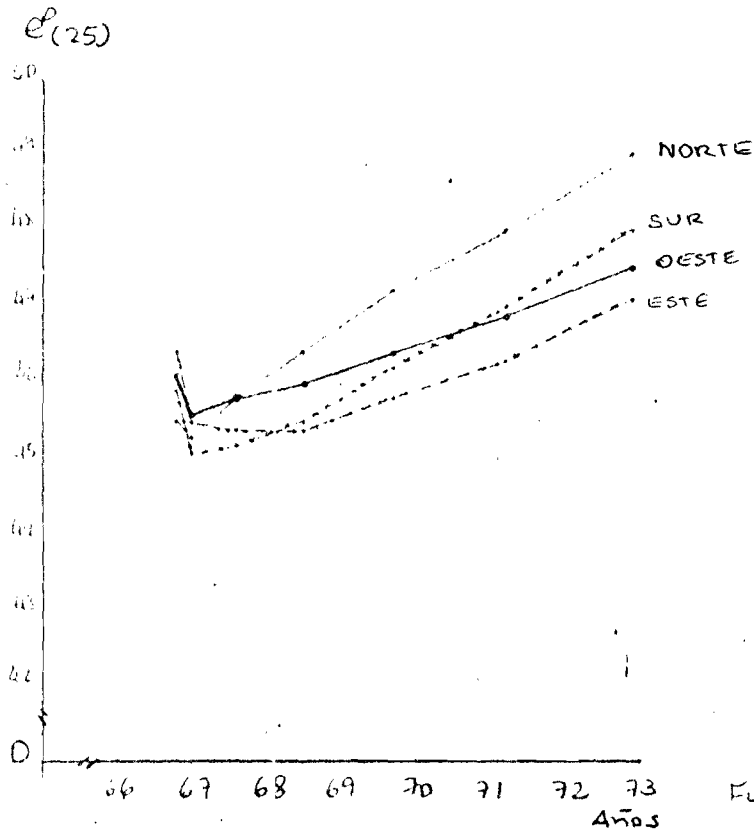
Gráfico 3

3. Bahia. Niveles de mortalidad adulta femenina según las distintas familias de Coale y Demeny

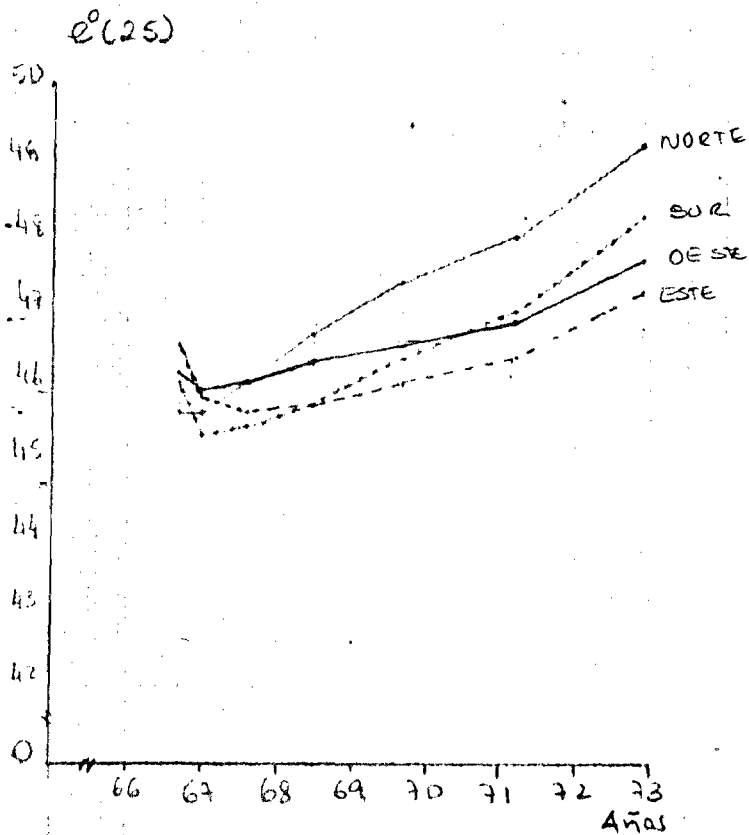


Fuente: Cuadro 3

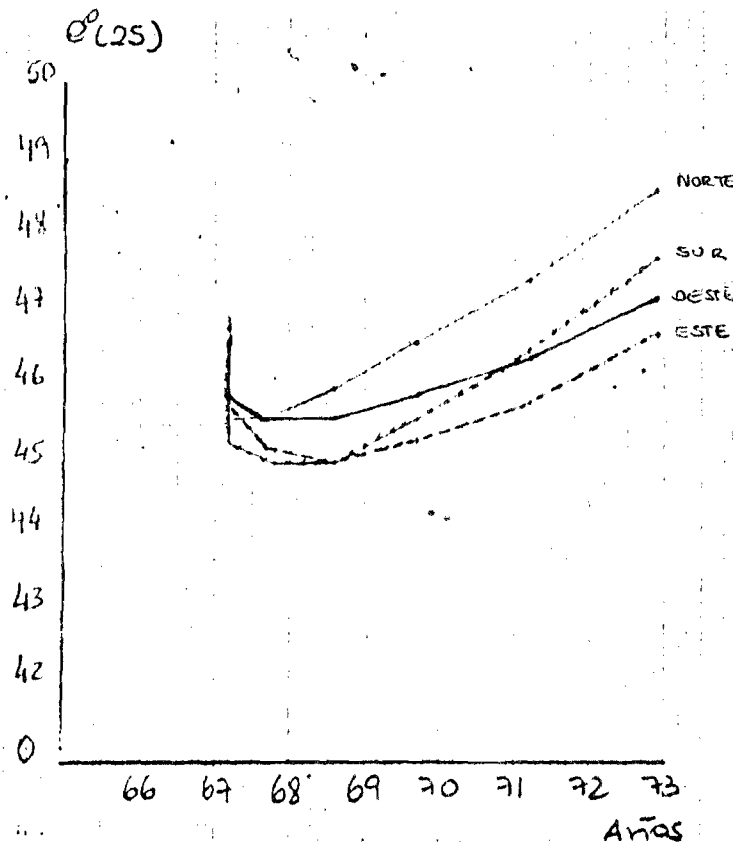
Brasil. ^{Gráfico 4} e(25) años según los diferentes modelos de Coale y Lemery



S. Paulo. ^{Gráfico 5} e(25) años según los diferentes modelos de Coale y Lemery



Bahia. ^{Gráfico 6} e(25) años según los diferentes modelos de Coale y Lemery



Finalmente, la diferencia en términos de $e^{\circ}(25)$ entre el modelo oeste y los demás no se muestran tan grandes, como para distorcionar en mucho los niveles de mortalidad adulta femenina.

Los resultados obtenidos fueron comparados a otras estimaciones de mortalidad adulta femenina para períodos aproximados, con el propósito de observar la consistencia de las estimaciones que se derivan de la información de orfandad materna del censo.

Para el total del país los resultados fueron confrontados a las estimaciones de mortalidad adulta femenina de las proyecciones de CELADE ^{13/} para los períodos de 1960-65, 1965-70 y 1970-75, cuyas estimaciones de mortalidad se obtuvieron aplicándose el procedimiento de Brass: "Growth Balance Equation" ^{14/}.

Aún para el total del país se tomo las estimaciones de mortalidad adulta femenina en base a la aplicación del método de Brass/Hill de orfandad materna, realizadas por ocasión del Panel de Brasil ^{15/}, cuya información básica provenía de la encuesta de hogares de 1977, ya mencionada.

Como elemento de comparación con las estimaciones de São Paulo, fueron adoptados los resultados del estudio mencionado en el párrafo anterior - con base en la información de orfandad materna, y las tablas de mortalidad construídas para el referido estado relativas a los períodos 1959-61, 1969-71, 1975-76, en base a defunciones registradas y la población censada.

Para el estado de Bahia, desafortunadamente no disponemos de estimaciones confiables de mortalidad para ser aquí destacadas.

13/ véase referencia bibliográfica nº 6

14/ véase referencia bibliográfica nº 1

15/ véase referencia bibliográfica nº 8

Los cuadros 4 y 5 presentan, respectivamente, las $l(25 + N) / l(25)$ de las tablas del CELADE y de las tablas de mortalidad de S. Paulo, y los niveles correspondientes en los modelos de las tablas de Coale y Demeny.

Como es posible ser observado, el modelo norte (cuadro 4) es lo que presenta la menor diferencia entre su nivel más alto y el más bajo, seguido del modelo oeste, para Brasil. Sin embargo, el cuadro 4, referente a S. Paulo, sugiere menores diferencias en los períodos 1959-61 y 1975-76 para el modelo oeste, seguido del este. Yá para el período 1969-71, se observan las diferencias menores para el modelo este, seguido del oeste.

Como se trata de un tramo corto de edades, es muy difícil decir cual es el mejor modelo, o sea, el que mejor describe la estructura de la mortalidad, siendo posible ocurrir que un modelo describe mejor la mortalidad adulta femenina y no sea el adecuado para la mortalidad infantil.

Finalmente, la cuestión merece una investigación más profunda, lo que no puede ser hecho en el ámbito de ese trabajo. Lo que se intenta hacer en ese momento es comparar las $e^{\circ}(25)$ sacadas directamente de las tablas de CELADE para los períodos yá mencionados, y las provenientes de las tablas de S. Paulo, además las $e^{\circ}(25)$ de las estimaciones basadas en información de orfandad materna de la encuesta, con las $e^{\circ}(25)$, relativas al modelo oeste de las tablas Coale y Demeny, que se derivan de las estimaciones basadas en la información de orfandad materna del censo.

Conforme lo que puede ser observado en el gráfico 7, las estimaciones provenientes de la información censal de orfandad materna presentan valores de $e^{\circ}(25)$ levemente superiores a las que se observan en las tablas de CELADE. Estas, a su vez indican un descenso más moderado de la mortalidad adulta femenina, entre 1968-73, que las primeras. El descenso de la mortalidad adulta femenina se muestra levemente más fuerte en el quinquenio anterior (1963-68), sugiriendo que la mortalidad adulta femenina en el país habría experimentado un proceso de descenso más evidente en períodos anteriores a 1968.

Si la tendencia declinante de la mortalidad adulta femenina realmente estuviera siendo atenuada, las estimaciones derivadas de la información censal de orfandad materna (mismo excluída la estimación proveniente de las edades entre 15 y 19 años que parece demasíadamente alta, respecto a las demás) estarán subestimando la mortalidad adulta femenina en Brasil

Cuadro 4

BRASIL . PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA ($l_{(25+N)}/l_{(25)}$) Y NIVELES CORRESPONDIENTES EN LAS TABLAS MODELOS DE COALE Y DEMENY, A PARTIR DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD DE CELADE.

N	$\frac{l_{(25+N)}}{l_{(25)}}$	Niveles de Coale - Demeny			
		OESTE	SUR	NORTE	ESTE
<u>(1960-65)</u>					
20	0.89570	16.19	13.78	16.06	14.56
25	0.85535	15.98	13.26	15.67	14.26
30	0.80526	15.92	12.93	15.38	14.16
35	0.74279	15.96	12.79	15.16	14.37
40	0.66463	16.30	13.21	15.24	14.00
45	0.56388	16.73	13.90	15.54	15.90
50	0.44066	17.46	15.08	16.09	17.14
<u>(1965-70)</u>					
20	0.90663	16.99	14.30	16.97	15.49
25	0.87006	16.86	14.25	16.65	15.28
30	0.82435	16.88	14.01	16.45	15.27
35	0.76669	17.00	13.93	16.29	15.53
40	0.69348	17.40	14.37	16.42	16.18
45	0.59627	17.88	15.04	16.73	17.07
50	0.47337	18.61	16.16	17.23	18.27
<u>(1970-75)</u>					
20	0.91610	17.71	15.52	17.78	16.32
25	0.88149	17.44	15.05	17.43	16.09
30	0.83758	17.56	14.78	17.20	16.04
35	0.78159	17.66	14.66	17.00	16.26
40	0.70986	18.02	15.04	17.09	16.85
45	0.61374	18.48	15.65	17.36	17.69
50	0.49032	19.19	16.71	17.80	18.84

Nota: La $e^{\circ}(25)$ para el período 1960-65 corresponde a 44.23 años; para el período 1965-70 es igual a 45.47 años; y para el período 1970-75 equivale a 46.22 años.

Fuentes : véase ref. bibliog. nº 6 y 11

Cuadro 5

S. PAULO . PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA $(1(25 + N)/1(25))$ Y NIVELES CORRESPONDIENTES EN LAS TABLAS DE COALE Y DEMENY, A PARTIR DE LOS DATOS DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD DEL ESTADO.

N	$\frac{1(25+N)}{1(25)}$	Niveles de Coale - Demeny			
		OESTE	SUR	NORTE	ESTE
<u>(1959-61)</u>					
20	0.93312	19.05	17.09	19.30	17.87
25	0.90446	19.01	16.76	19.04	17.78
30	0.86460	18.96	16.42	18.76	17.67
35	0.80658	18.75	15.90	18.19	17.49
40	0.72836	18.72	15.80	17.84	17.61
45	0.61500	18.53	15.70	17.40	17.73
50	0.47024	18.50	16.06	17.12	18.16
<u>(1969-71)</u>					
20	0.94814	20.29	18.57	20.73	19.34
25	0.92223	20.18	18.14	20.35	19.15
30	0.88541	20.07	17.74	20.00	18.97
35	0.83363	19.96	17.30	19.50	18.86
40	0.75799	19.83	17.03	19.03	18.83
45	0.64739	19.63	16.83	18.54	18.87
50	0.50120	19.56	17.06	18.16	19.21
<u>(1975-76)</u>					
20	0.95122	20.55	18.88	21.03	19.65
25	0.92582	20.42	18.44	20.62	19.44
30	0.89060	20.34	18.08	20.32	19.30
35	0.84154	20.30	17.72	19.89	19.26
40	0.77158	20.33	17.61	19.58	19.39
45	0.67011	20.38	17.64	19.33	19.67
50	0.53168	20.54	18.04	19.15	20.18

Nota: La $e^{\circ}(25)$ para el período 1959-61, 1969-71, y 1975-76 son, respectivamente: 46.25, 47.39 y 48.05 años.

Fuentes: véase ref. bibliográfica nº 15 y 11

en términos de niveles, y sobreestimando la tendencia declinante de la misma, y la intensidad del ritmo del descenso.

Cabe destacar, también, que las dos estimaciones parecen aproximarse más en períodos más lejanos, anteriores a 1969.

El cuadro 6 presenta los valores de las $e^{\circ}(25)$ correspondientes a las estimaciones de CELADE, y de la encuesta.

Respecto a la encuesta, lo que se puede observar es que en un período de apenas 6,6 años (1962.6-1969.2), según se puede comprobar con el cuadro 6 se ha logrado ganar 3.63 años en la $e^{\circ}(25)$, mientras que según el estimado mediante la información censal de orfandad materna se habría logrado en 6,1 años (entre 1966.8-1972.9) solamente 1.92 años en la $e^{\circ}(25)$.

Hay que considerar que las estimaciones provenientes de la encuesta se refieren a un período más hacia atrás en el tiempo, donde conforme se sugiere en las tablas de CELADE, la mortalidad descendía en forma más acentuada.

En relación a los resultados provenientes de la encuesta, la mortalidad dada por las estimaciones basadas en la información censal de orfandad parecen sobreestimar la mortalidad.

Cabe resaltar, además que para años coincidentes (1963-68) presentase para las estimaciones de CELADE y de la encuesta dos situaciones distintas.

Alrededor de 1963 la mortalidad adulta femenina indicada por la encuesta es más alta que la estimada por CELADE, ya aproximadamente en 1968, la mortalidad adulta femenina dada por la encuesta resulta ser menor que la de CELADE.

El gráfico 8 introduce en un mismo plano las estimaciones de las $e^{\circ}(25)$ originadas de la información censal de orfandad materna, las $e^{\circ}(25)$ derivadas de la información de orfandad materna de la encuesta y las extraídas de las tablas de mortalidad de S. Paulo.

Comparadas a las estimaciones de mortalidad adulta femenina de las tablas, las que provienen de la información censal de la orfandad materna parecen sobreestimar los niveles de la mortalidad adulta femenina en el período, en S. Paulo.

Fig. 2. Índice de precios de los alimentos básicos para el período 1950-1955.

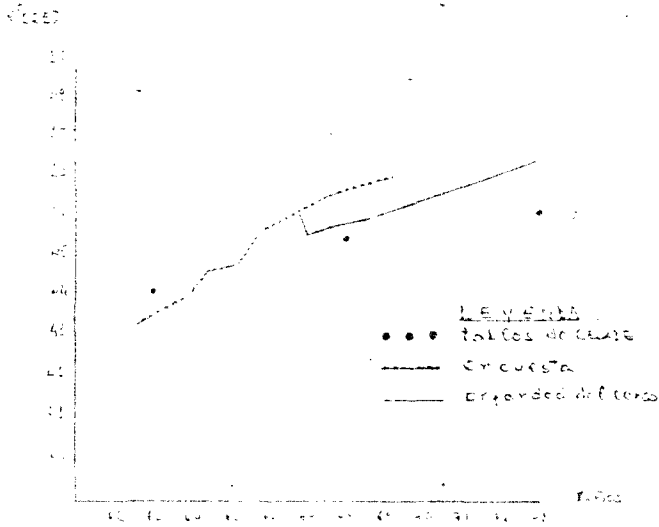
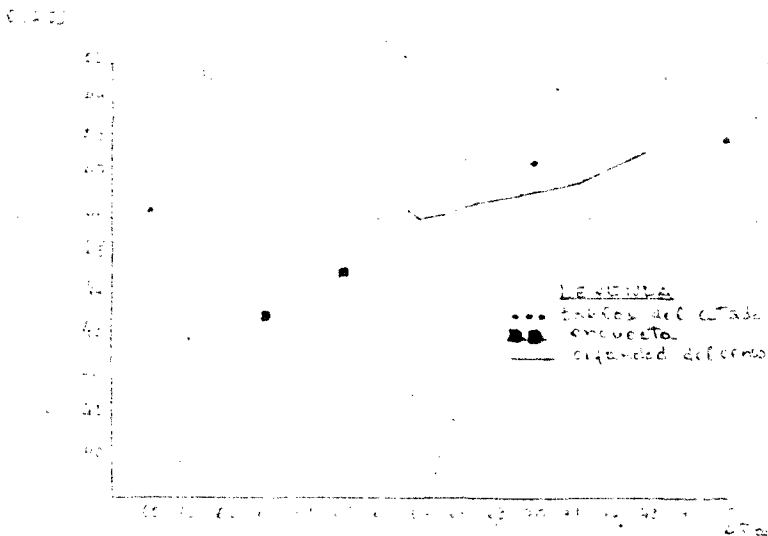


Fig. 3. Índice de precios de los alimentos básicos para el período 1950-1955.



Cuadro 6

BRASIL. ESTIMACIONES DE LOS $e^{\circ}(25)$ A PARTIR DE LOS RESULTADOS DE LA ENCUESTA, Y DE LAS TABLAS DE CELADE.

FECHAS		$e^{\circ}(25)$
1962.6		43.43
1963.0	<u>a/</u>	44.23
1963.9		44.08
1964.4		44.72
1965.2		44.93
1965.8		45.69
1967.6		46.55
1968.0	<u>a/</u>	45.47
1969.2		47.06
1973.0	<u>a/</u>	46.22

Nota: a/ corresponden a las estimaciones provenientes de la encuesta.

Fuente: véase ref. bibliof. n^o 8 y 6

Cuadro 7

SAO PAULO. ESTIMACIONES DE LA $e^{\circ}(25)$ A PARTIR DE LOS RESULTADOS DE LA ENCUESTA, Y DE LAS TABLAS DEL ESTADO.

AÑOS		$e^{\circ}(25)$
1960		46.25
1963	<u>a/</u>	43.54
1965	<u>a/</u>	44.64
1970		47.39
1975		48.05

Nota: a/ refiérense a estimaciones provenientes de la encuesta.

Fuentes: véase ref. bibliog. n^o 8 y 15

Por otro lado, el descenso de la mortalidad adulta femenina dados por las tablas de mortalidad de S. Paulo es, conforme se observa, más moderado y lento - al final de 15 años (1960-75) se verifica de un aumento de menos de 2 años en la $e^{\circ}(25)$ - que el que se observa en las estimaciones provenientes de los datos de orfandad materna dada por el censo, que indica un aumento de casi un año en la $e^{\circ}(25)$, (0.96 años) en un período de apenas 4 años, aproximadamente (1967-1971.2).

El hecho de que las estimaciones de las tablas son puntuales, y con razonable espaciamiento entre sí impide que se observe la forma como ha descendido la mortalidad en los años intermedios.

Una vez más se constató que la información censal de orfandad materna proveniente de informantes jóvenes (15-19) parece distorcionar la tendencia observada en las estimaciones obtenidas para los otros puntos de la serie, a la excepción del otro punto extremo, cuya sobrevivencia sugiere estar exagerada.

Las estimaciones provenientes de la encuesta, si comparadas a las de las tablas, sugieren una sobreestimación aún mayor de la verificada cuando se comparó la mortalidad adulta femenina de S. Paulo dada por las tablas, a la estimación proveniente de la información de orfandad materna del censo.

Finalmente, la tendencia de la mortalidad adulta femenina verificado por los resultados de la encuesta para 1963 y 1965 indica un descenso más pronunciado de la mortalidad, de lo que se observa en las tablas o en los resultados de orfandad materna del censo.

En el cuadro 7 se ilustran los valores $e^{\circ}(25)$ para el estado provenientes de las estimaciones de las tablas de mortalidad de S. Paulo, y de la encuesta.

Finalmente, considerando que las estimaciones derivadas de la información de orfandad de la encuesta están sujetas a las mismas limitaciones que las provenientes del censo, y tomando en cuenta el análisis comparativo hecho entre las distintas estimaciones, pareciera conveniente de ahora en adelante tomar como punto de referencia las estimaciones provenientes de las tablas de CELADE, para el censo de Brasil, y las tablas de mortalidad construídas para el estado de S. Paulo.

Cabe ahora comparar los resultados obtenidos para el total del país, y para los estados de São Paulo y Bahia, y verificar las diferencias en la mortalidad indicada por ellos, teniendo presente las observaciones hechas respecto a la posibilidad de que las estimaciones hechas para el total del país pueden estar subestimando aunque levemente los reales niveles de la mortalidad adulta femenina, conforme resultó de la comparación con las tablas de CELADE, y de que las estimaciones de mortalidad adulta femenina para São Paulo pueden estar sobreestimadas, conforme el verificado en relación con las tablas construídas para el estado.

El gráfico 9 pone en evidencia que, mientras la mortalidad femenina adulta en S. Paulo está por abajo de la estimada para el país, Bahia se sitúa, en términos de mortalidad adulta femenina, en los niveles más elevados, tanto en relación a São Paulo, como en lo que respecta al país.

El descenso de la mortalidad adulta femenina en el estado de São Paulo es, conforme lo que sugiere el gráfico, más suave que el verificado para el país (entre 1967 y 1971.2).

La curva más distinta es la que describe la mortalidad adulta femenina en Bahia. Ahí, el descenso de la mortalidad solamente toma impulso a partir de la segunda mitad de 1968.

Es necesario evidenciar que las diferencias en términos de $e^{\circ}(25)$ para los dos estados y para el país no son muy significativas.

La mayor diferencia se presente entre S. Paulo y Bahia, correspondiendo a precisamente 0.73 años, entre los años de 1968.5 (S.Paulo) y 1968.6 (Bahia).

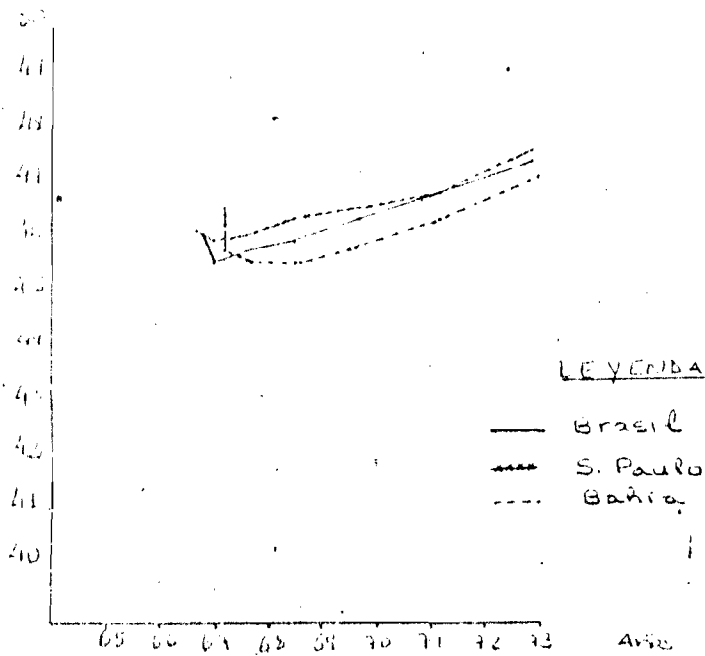
Lo que se pretende sugerir como hipótesis es que las estimaciones derivadas de los datos de orfandad materna del censo están subestimando las reales diferencias de la mortalidad adulta femenina entre los estados de S. Paulo y Bahia y, consecuentemente, entre estos estados y el país.

Si se corrigiesen las estimaciones de mortalidad adulta femenina de São Paulo en base a las tablas construídas para el estado, estaríamos reduciendo la mortalidad femenina adulta del estado a niveles más bajos. Si el mismo se hiciese para el país, o sea, si se corrigiese la subestimación de la mortalidad adulta femenina (dada por las estimaciones hechas con base en la información censal de orfandad materna) tomando como referencia las estimaciones de las tablas de CELADE, estaríamos ampliando las diferencias de mortalidad

GRÁFICO 3

Comparación de los resultados obtenidos para el país, y los estados de S. Paulo y Bahía

Grados



fuentes: cuadros 1, 2 y 3

adulta femenina entre São Paulo y Brasil, aumentando, consecuentemente las diferencias entre S. Paulo y Bahía.

Es posible que las diferencias entre Bahía y S. Paulo sean aún mayores, mismo después de "corregirse" conforme el indicado en el párrafo anterior, la subestimación en Brasil y la sobrestimación en S. Paulo, considerando que las estimaciones hechas para el estado de Bahia pueden, probablemente estar subestimando la mortalidad adulta femenina en ese estado. Como no se dispone en ese trabajo de estimaciones alternativas de mortalidad adulta femenina para ese estado, esa subestimación sugerida no podrá pasar de una hipótesis, pero algunos indicios sugieren que esta hipótesis al menos tiene algun fundamento.

Si hubiese asociación entre la mortalidad de las madres y de los hijos, ello podría afectar las estimaciones aqui obtenidas, siendo que lo difícil será determinar en que sentido, si en términos de una subestimación o sobreestimación de la mortalidad adulta femenina, y si afecta distintamente las unidades de análisis consideradas.

Si la experiencia de mortalidad de las madres que tenían al menos un hijo sobreviviente en el momento del censo no es representativa de la totalidad de la población femenina adulta, las estimaciones obtenidas en la medida en que pretenden reflejar la mortalidad adulta femenina podrán estar sobreestimando o subestimando la misma, y su efecto puede ser distinto entre los estados considerados.

Por otro lado, si hubiese relación entre la mortalidad de las madres y el número de hijos nacidos vivos tenidos, ello afectaría ciertamente de forma distinta los dos estados. Si el riesgo de mortalidad de madres con muchos hijos es menor que el promedio, ello resultará en una subestimación de la mortalidad adulta femenina, pero una subestimación que afectará más las estimaciones para el estado de Bahia, que presenta tasas globales de fecundidad mayores que las presentadas para el país y, por lo tanto, más elevadas que las presentadas en São Paulo. Las estimaciones de fecundidad ^{16/} referidas al año de 1970 son las siguientes:

Bahía, TGF (urbano) = 4.590 ; TGF (rural = 6.055)
S. Paulo, TGF (urbano) = 2.860 ; rural = 4.710
Brasil, TGF (urbano) = 3.475 ; rural = 5.885.

Una otra limitación que puede afectar de forma diferencial los estados de São Paulo y Bahia, es que ambos se constituyen en poblaciones abiertas, y de alta migración, en sentido inverso. Sao Paulo es un estado receptor de migrantes, mientras que Bahia es un estado de fuerte migración, como casi todos los estados del nordeste de Brasil.

No se dispone, para ese trabajo, de información de los emigrantes en Bahia, pero se dispone para la region nordeste, y se supone que la emigración del estado de Bahia no resultaría en mucho sobreestimada o subestimada por las cifras presentadas para el nordeste. Lo que es importante destacar es que la mayor parte de la migración nordestina se dirige hacia S. Paulo.

Los saldos migratorios^{17/} relativos a 1970 son de 1 916 644 para S. Paulo, y - 3 510 857 para el nordeste; para 1980 son en la órden de 4 554 130 para S. Paulo y - 5 590 714 para la región nordeste.

Así, la mortalidad estimada para los estados de S. Paulo y Bahia puede no representar la mortalidad adulta femenina real de estos estados, pudiendo estar sobreestimada en S. Paulo por efecto de la gran cantidad de nordestinos con patrones más elevados de mortalidad, y subestimada en Bahia, si las personas que emigran son, en mayor proporciones huérfanos de madre. Obsérvese que la información viene clasificada por lugar de residencia del hijo informante.

Agredítase que las estimaciones para el total del país no serían muy afectadas, considerando que el efecto migratorio internacional parece ser nulo^{18/}.

La cualidad de la información también puede afectar las estimaciones, y se supone que con mayor intensidad las estimaciones relativas a Bahia, resultantes de: a) una mala declaración de la edad (explicación plausible para los desvios en las estimaciones provenientes de informantes más viejos _ entre 45 y 49 años de edad); b) la mala declaración de la madre verdadera, que afectaría en mayor medida a los informantes más jóvenes (15 a 19 años), que tendrían a declarar como madre verdadera la madre adoptiva. En ambos casos el resultado es una subestimación de la mortalidad femenina adulta, derivada de los informantes de los grupos de edades mencionados.

^{17/} véase ref. bibliográfica nº 13

^{18/} véase ref. bibliográfica nº 1.

A fin de concluir el análisis, se presenta en el cuadro 8 estimaciones de mortalidad adulta femenina desagregadas para las zonas urbana y rural de los estados y del país.

Ese cuadro solamente fue incluido porque presenta indicios que refuerzan la sospechas de que las estimaciones de la mortalidad adulta femenina derivadas de la información censal de orfandad no reflejan adecuadamente las diferencias en los niveles de mortalidad entre las unidades de análisis consideradas.

El hecho de que Bahia presente mayor mortalidad en su zona urbana, no es absurdo, se consideramos el período al cual se refiere las estimaciones, y que estos ocurren en muchas áreas subdesarrolladas.

Lo que resulta muy poco aceptable es que la mortalidad adulta femenina en las áreas rurales de Bahia resulta inferior (hasta el año de 1971.2) a la mortalidad adulta femenina en la zona rural de S. Paulo, y más baja aún que la mortalidad adulta femenina de la zona urbana de ese estado, en fechas aproximadas a 1967.

Cuadro 8

BRASIL. ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA EN BRASIL Y LOS ESTADOS DE SÃO PAULO Y BAHIA, DESAGREGADAS, SEGUN LA ZONA DE RESIDENCIA, EN URBANA Y RURAL.

BRASIL				SÃO PAULO				BAHIA			
URBANO		RURAL		URBANO		RURAL		URBANO		RURAL	
FECHA	e*(25)	FECHA	e*(25)	FECHA	e*(25)	FECHA	e*(25)	FECHA	e*(25)	FECHA	e*(25)
1972.9	47.59	1973.0	47.47	1972.9	47.74	1972.9	47.62	1972.9	46.99	1973.0	47.43
1971.2	46.85	1971.2	46.69	1971.2	46.99	1971.1	46.35	1971.2	46.16	1971.2	46.64
1969.7	46.39	1969.7	46.12	1969.7	46.73	1969.6	45.67	1969.7	45.62	1969.8	46.17
1968.5	46.13	1968.5	45.59	1968.5	46.52	1968.3	44.87	1968.4	45.13	1968.7	46.13
1967.6	45.95	1967.6	45.48	1967.7	46.34	1967.3	44.47	1967.5	44.91	1967.5	46.23
1967.0	45.67	1967.0	45.26	1967.0	46.29	1966.4	44.05	1966.9	45.14	1967.5	46.53
1966.7	46.11	1966.8	45.81	1966.8	46.48	1965.9	44.27	1966.8	46.02	1967.5	47.21

Fuentes: véase ref. bibliográfica n° 11

Capitulo III CONCLUSIONES

Las conclusiones extraídas del análisis efectuado se resume en lo que sigue:

a) La mortalidad adulta femenina en Brasil sufrió un descenso en el período analizado, lo mismo verificándose en S. Paulo y Bahía.

b) Lo verificado para S. Paulo sugiere que la mortalidad adulta femenina estimada mediante información censal de orfandad materna está levemente sobreestimada (comparada a la estimación de las tablas), estando sobreestimado el ritmo del descenso en el período. Por el contrario, los niveles de mortalidad adulta femenina estimados para el total del país parece subestimar los verdaderos niveles de la mortalidad femenina adulta del mismo, y sobreestimar el ritmo del descenso en el período.

c) Al contrario de lo que resulta de un análisis de diferencias en la mortalidad infantil entre poblaciones de distintos grados de desarrollo socio-económico, las diferencias obtenidas en los niveles de la mortalidad adulta femenina, medidas en términos de $e^{\circ}(25)$ se muestran bien menos significativas.

d) El hecho de que S. Paulo y Bahia sean estados fuertemente sujetos a la migración, en direcciones opuestas (S. Paulo siendo zona de atracción para "bahianos", y Bahia como zona de rechazo), asociado a niveles distintos de fecundidad en los dos estados, y a una posible distinción entre la calidad de la información obtenida en los mismos, todos esos factores conjugados parecen actuar en el sentido de subestimar las diferencias reales de la mortalidad adulta femenina de esos estados. Obsérvese que las perturbaciones se hacen más fuertes cuando las estimaciones son desagregadas para los sectores urbano y rural.

e) Las estimaciones basadas en orfandad materna se refieren a un corto intervalo de tiempo, en un pasado más o menos reciente, imponiendo el riesgo de que el comportamiento de la mortalidad adulta femenina en ese período no sea representativo del comportamiento más frecuentemente observado en períodos más largos.

ANEXO

1. Mortalidad (1960-70)

	e° ₀ (total)		e° ₀ (urbano)		e° ₀ (rural)	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
BRASIL	51.6	55.9	52.0	56.2	51.2	55.5
S.PAULO	56.6	61.1	56.9	61.4	55.5	60.0
BAHIA	48.3	52.4	46.3	50.6	49.4	53.6

Fuente: J.A.M. Carvalho, Fecundidade e Mortalidade no Brasil in Dinâmica da População, org. J.L.F. Santos, M.S.F. Levy, T. Szmrecsanyi, Brasil, 1980.

2. Alfabetización (1970)

	Porcentaje de personas ^{a/} que no saben leer y escribir		
	Brasil	S.Paulo	Bahia
Total	38.72	21.44	56.96
Hombres	18.39	9.09	26.89
Mujeres	20.33	12.35	30.07

Nota: ^{a/} Población con 5 años y más edades.
Fuente: Censo Demográfico do Brasil, 1970.

3. Urbanización (1980)

Porcentaje de Población Urbana	
Brasil	: 67.59
S. Paulo	: 88.64
Bahia	: 49.29

Fuente: Censos Demograficos do Brasil, 1980

4. Saneamiento (1970)

	Número total de municipios	Nº de municipios con abastecimiento de agua en sede municipal
Brasil	3 949	2 332
S. Paulo	571	485
Bahia	336	162

Fuente: Anuario Estadístico do Brasil, 1972

5. Salud (1980)

Número medio de cama hospitalarias de establecimientos de Salud con hospitalización.

Brasil	4.2
S. Paulo	5.4
Nordeste	2,5

Fuente: véase referencia bibliográfica nº 13.

6. Porcentaje de sub registro de las defunciones (1976).

Brasil ^a	14.00
Sao Paulo ^a	0.50
Nordeste ^a	33.00
Bahia ^b	52.10

^a SEADE, Informe Demográfico nº7, S.Paulo, 1982.

^b SEPLANTEC, Informe Conjuntural. Salvador, Bahia, 1982.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

1. ARRETX, C., "Proyección de la Población de Brasil por sexo y grupos quinquenales de edades, 1950 - 2150" in Métodos para proyecciones Demográficas, CELADE, Serie E, nº 1003, San José, Costa Rica, Noviembre 1984.
2. BERQUO, E.S., in Dinamina da População, tabela 31, p.81, org J.L.F. Santos, M.S.F Levy, T. Szmrecsanyi, Brasil, 1980.
3. BRASS, W., "Estimaciones de la mortalidad", in Seminario sobre métodos para medir variables Demográficas (Fecundidad y mortalidad), CELADE, Costa Rica, 1973.
4. BRASS, W., Hill, K. H., Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, nº 14, Santiago, Chile, 1974
5. CELADE, Cuatro Lecciones de William Brass, Serie D, nº 91, Santiago, Chile, Sept., 1977
6. CELADE, Boletón Demográfico nº
7. COALE, J. y Demeny, Paul, Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton. New Jersey, 1966.
8. Committe on Population and Demography, Levels and Recent Trends in Fertility and Mortality in Brazil, Report nº 21, Washington, D.C., 1983
9. Hill, K., "El uso de la información sobre orfandad para estimar la supervivencia en edades adultas", in Notas de Población nº 15, año 5, CELADE, Dic., 1977.
10. Hill, K., Análisis de preguntas Retrospectivas, CELADE, Serie A, nº 129, Fascículo VII, abril/1976
11. IBGE, Fundação Instituto Brasileiro de Geografía e Estatística, Censo Demográfico de 1980 (tomo relativo a Brasil, Sao Paulo y Bahia)
12. IBGE Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios PNAD, Brasil, 1977.
13. IBGE, UNICEF, OPAS, Perfil Estatístico de crianças e maes no Brasil, R. Janeiro, 1984
14. LOTKA, A.J., Teoría Analítica de las Asociaciones Biológicas, CELADE, Serie E, nº 5, Costa Rica, 1976.
15. SEADE, Fundação Sistema Estadual de Análises de Dados, Informe Demográfico nº4, S. Paulo, 1980.
16. United Nations, Indirect Techniques for Demographyc Estimation, Manual X, New York, 1983.

Relativos al Anexo

17. IBGE, Anuario Estatístico do Brasil, R. Janeiro, 1972.
18. IBGE, Censo Demográfico de 1970 (tomos relativos a Brasil, S. Paulo y Bahia), R. Janeiro, 1970
19. Carvalho, J.A.M., in Dinamica da População, tabela 18, p.60, org. J.L.F. Santos, MSF Levy, T. Szmrecsanyi, Brasil, 1980.

12

12

12