OCT. 1973

CELADE

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Distribución interna

Juan Chackiel

Serie C, Nº 146.
Octubre, 1972.
400.

COSTA RICA (CANTON GRECIA) 1968 Y CHILE 1960:
ALGUNAS CONSIDERACIONES DEL METODO
DEL PROFESOR WILLIAM BRASS
PARA ESTIMAR FECUNDIDAD

BIBLIOTECA "GIORGIO MORTARA"
CENTRO LATINOAMERICANO
DE DEMOGRAFIA

7599

Las opiniones y datos que figuran en este trabajo son responsabilidad del autor, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.

I N D I C E

Indice de cuadros y gráficos

I. INTRODUCCION

1. Formas de estimación

Los demógrafos han enfrentado de varias formas la necesidad de estimar ciertos datos en países con estadísticas insuficientes. Los esfuerzos, en general, se vuelcan hacia la estimación de los niveles de fecundidad y de mortalidad, por ser éstos componentes demográficos, en gran medida, determinantes de los demás, sin desconocer que existe interrelación entre unos y otros.

Entre las formas de investigar estos acontecimientos, el propio Brass[1/] señala cuatro posibles:

a) Encuestas por muestreo que, con ciertas variaciones, tratan de estimar directamente la información.[2/]

b) Uso de modelos de poblaciones estables y cuasi-estables, que se basan, en general, en datos censales para realizar las estimaciones.[3/]

c) El empleo de preguntas retrospectivas, ya sea en censos o encuestas, como ser "hijos tenidos en el pasado", "hijos sobrevivientes", etc. Estos métodos son los que hasta ahora propone preferentemente el profesor Brass.

d) Una cuarta forma es el uso de censos sucesivos,[4/] con los que el Dr. William Brass está experimentando actualmente.

En este trabajo se presentarán estudios de métodos basados en preguntas retrospectivas y aplicaciones de ellos a Costa Rica (Cantón Grecia) 1968 y a Chile 1960, en particular dos informaciones que permiten estimar la fecundidad:

- Número de hijos tenidos por las mujeres durante toda su vida
- Número de hijos tenidos el año anterior a la encuesta

Como se verá, estos métodos son ventajosos por su fácil aplicación y su bajo costo, ya que, con pocas preguntas en un censo o una encuesta, se está en condición de aplicarlos.

Las conveniencias o inconveniencias, desde el punto de vista técnico, serán estudiadas al interpretar los resultados y analizar los supuestos que estas técnicas implican, lo que es parte de este trabajo.

El método presentado aquí no agota las posibilidades de análisis de informaciones retrospectivas, sino que existen otros datos útiles que permiten realizar otras estimaciones.

1/ Seminario sobre métodos para medir variables demográficas, CELADE, DS, Nº 9.
2/ Por ejemplo: Encuesta Demográfica Nacional de Honduras: Boletín Informativo, CELADE, Subsede.
3/ Naciones Unidas, Le Concept de Population Stable, ST/SOA/A 39.
4/ Naciones Unidas: Métodos relativos al uso de las estadísticas censales. ST/SOA/A7.

2. Principios generales

Podrían estudiarse ventajas o desventajas de las formas de estimación considerando sus puntos de contacto con determinados principios generales que, según el Dr. William Brass, deberían cumplir los métodos y la información demográficos.

Estos principios, de los cuales se mencionan algunos en lo que sigue del documento, son los siguientes:

a) Coherencia. Las informaciones demográficas y las estimaciones deben guardar coherencia interna entre sí. Por ejemplo, las estimaciones de mortalidad y de fecundidad deben estar de acuerdo con la estructura por edades de la población. Es conveniente tratar de estudiar esas compatibilidades, tanto en la información básica como en las estimaciones que se derivan.

b) "Serendipity". Es una expresión que no tiene traducción al español. Se refiere al hecho de encontrar por azar algo útil que haga cambiar la dirección por la cual se estaba transitando en una investigación. Este principio tiene mucho que ver con el empleo de la información retrospectiva, ya que, revisando información histórica, se encontraron con esos datos que dieron lugar a todo un conjunto de métodos.

c) "No Rule". Todo método está basado en determinados supuestos que nunca se dan iguales en todas las realidades. Eso está indicando que no existe el método que se adapte siempre perfectamente a toda circunstancia, o sea, que no hay normas estrictas aplicables invariablemente.

d) Robustez. Un método es robusto cuando a variaciones en las hipótesis, que pueden no verificarse estrictamente en la práctica, no suceden modificaciones sensibles en los resultados. Por el contrario, un método que teóricamente puede ser perfecto, no es robusto si, al no verificarse fielmente las hipótesis en la práctica, se producen grandes errores en los resultados.

e) Rehabilitación. Se trata de corregir la información solamente en lo necesario, confiar más en lo observado evitando sobrecorregir los datos y apartarnos aún más de la realidad. Se debe corregir solamente cuando se sabe que es absolutamente necesaria dicha corrección.

II. METODOLOGIA

1. Información básica

Se parte de la siguiente información, obtenida a través de un censo o una encuesta:

a) Mujeres clasificadas por grupos de edades.

b) Número de hijos nacidos vivos, tenidos por las mujeres según edad de las mismas, al momento del censo o la encuesta. (Información "retrospectiva").

c) Número de hijos nacidos vivos, según edad de la madre, durante el año anterior al censo o la encuesta. (Información "actual").

Con las dos informaciones de nacimientos ("retrospectivos" y "actual"), tomadas aisladamente, podrían hacerse estimaciones de Fecundidad, pero sucede que estos datos adolecen de determinados errores:

Errores para información "retrospectiva":

a) Al aumentar la edad de las mujeres se acentúa el problema de la memoria para recordar los hijos tenidos y es probable que aumente también por ello la proporción de hijos omitidos.

b) Si la fecundidad es diferencial entre las mujeres sobrevivientes y las que han muerto, afectaría el resultado, pues no se consideraría a estas últimas.

c) Si la fecundidad ha estado cambiando afectará el resultado.

Errores para información "actual": Aquí el problema radica en la ubicación del nacimiento en el tiempo, por parte de la madre o del informante. Es probable que equivoquen el período de referencia y declaren nacimientos de un lapso mayor o menor que un año. Brass supone que este error es independiente de la edad.

Se observa que ambas informaciones adolecen de errores totalmente distintos y, por ende, que lo que tienen de bueno se complementa:

Para información "retrospectiva": El número medio de hijos tenidos por mujer de edad i se define como:

$$P_i = \frac{\text{Hijos tenidos por mujeres de edad } i}{\text{Mujeres de edad } i}$$

i = 1 grupo de edad 15-19

i = 2 grupo de edad 20-24

⋮

i = 7 grupo de edad 45-49

Este número medio de hijos tenidos por mujer, para las edades jóvenes, parecería no estar muy afectado por los errores mencionados y ofrecería una buena estimación de la fecundidad a esas edades.

Para información "actual": La tasa de fecundidad específica se define de la siguiente manera:

$$f_i = \frac{\text{Hijos tenidos durante el año anterior al censo, por mujeres de edad } i}{\text{Mujeres de edad } i}$$

Si bien no reflejan el nivel de la fecundidad del período de un año antes del censo o la encuesta, por los errores en el período de referencia, sí es probable que reflejen fielmente la forma de la distribución de la fecundidad según la edad. Lo positivo que suministraría esta información sería el comportamiento de la curva de fecundidad en el período reproductivo.

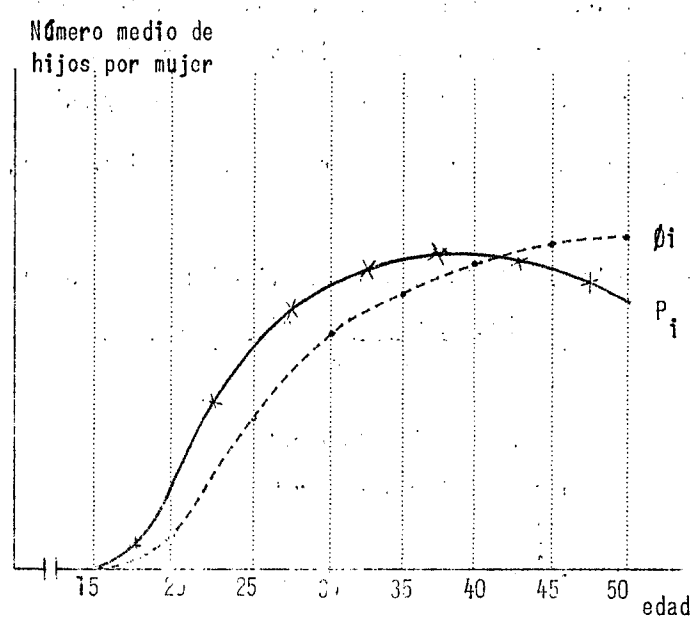
2. Procedimiento

La idea consiste en aprovechar estas virtudes de las informaciones y encontrar un factor que permita llevar las f_i a un nivel considerado aceptable. Suponiendo que P_i a edades jóvenes refleja el nivel correcto, se compara con una medida similar (F_i), calculada a partir de las f_i. Brass propone el cociente P_2/F_2 como factor de corrección. Se estimarían, entonces, las tasas específicas de fecundidad:

$$\hat{f}_i = f_i \times P_2/F_2$$

Cálculo de F_i: La información "retrospectiva" da el número medio de hijos tenidos por las mujeres pertenecientes al intervalo de edad i. En cambio, si se acumulan las tasas específicas (f_i) multiplicadas por la amplitud del intervalo ($\emptyset\ i = 5\ f_i + \ldots + 5\ f_{i-1}$) se obtiene el número medio de hijos tenidos por mujer a la edad final del intervalo i-1.

Gráficamente:



El equivalente a P_i, calculado a través de la información "actual", sería igual a la acumulación de las tasas específicas f_i hasta el final del grupo anterior más la fecundidad del intervalo i durante determinado período de riesgo k_i:

$$F_i = \emptyset + k_i f_i$$

Si la fecundidad fuera constante en el intervalo, entonces, k_i sería igual a 2,5 pero sucede que, para los primeros y los últimos grupos de edades del período reproductivo, el comportamiento de la fecundidad dista mucho de ser lineal, y usar este factor conduciría a resultados muy crudos.

El Dr. William Brass enfrentó este problema (la estimación de valores de k) utilizando un modelo de fecundidad, a partir del cual construyó tablas con los k_i correspondientes:

$$e(x) = \begin{cases} C\,(x-s)\,(s+33-x)^2 & s \leq x \leq s+33 \\ 0 & x < s;\ x > s+33 \end{cases}$$

donde: C es una escala constante que fija el nivel de la fecundidad;

s es un parámetro que señala la edad al iniciar la fecundidad; y

33 es el intervalo de reproducción

La información de nacimientos era para los doce meses antes del censo o la encuesta, y, por lo tanto, las tasas de fecundidad correspondían como promedio a seis meses antes, es decir, cuando las mujeres, en lugar de, por ejemplo, 15-20 años tenían 14,5-19,5. El profesor Brass calculó ese desplazamiento ya implícitos en los k_i. En realidad, elaboró dos tablas:

a) una que considera que no hay desplazamientos, y

b) otra que considera un desplazamiento de seis meses

Si el desplazamiento fuera distinto a medio año, sería necesario interpolar o extrapolar, según el caso.

Para entrar en las tablas y calcular los k_i se utiliza, para i = 1, 2 y 3 como parámetro, el cociente f_1/f_2, que parece dar una buena referencia del comienzo de la fecundidad y para i = 4, 5, 6 y 7 se toma la edad media de la distribución de las tasas de fecundidad por edad.

III. ANALISIS DEL SUPUESTO DE FECUNDIDAD CONSTANTE

1. Supuestos a estudiar

Como se vio anteriormente, el método consiste en utilizar, en forma combinada, la información de hijos tenidos por las mujeres a lo largo de su vida, con la fecundidad actual (hijos tenidos en el último año). Con el dato hijos tenidos por las mujeres jóvenes, que se supone que es bueno, se corrigen las tasas de fecundidad actual, que se considera que no reflejan el nivel correcto, pero sí la forma de las tasas de fecundidad según la edad.

Hay tres supuestos fundamentales implícitos en esta idea:

A. La fecundidad debe ser aproximadamente constante en los últimos años,

B. La fecundidad no debe ser diferencial entre las mujeres sobrevivientes y las que han muerto, y

C. No debe haber movimientos migratorios o, por lo menos, la fecundidad no debe ser diferencial entre migrantes y no migrantes.

Este capítulo se propone examinar los efectos que puede tener el apartamiento del primero de estos supuestos.

2. Supuesto de fecundidad constante en los últimos años

Se estudiarán dos casos posibles: el de descenso y el de aumento de la fecundidad durante un período reciente.

Se utilizaron las hipótesis que se presentan en el cuadro 1, trabajando con tasas de fecundidad por edades individuales referente a un intervalo anual, partiendo de la estructura original del Brasil en 1940, con una tasa bruta de reproducción (R^1) equivalente a 3,15, la cual puede encontrarse en la tabla 1 del anexo.

Se calcularon las tasas acumuladas ϕ (x) para una tasa bruta de reproducción actual, de la siguiente manera:

$$\phi^{R^1=2,34}(20) = f_{14}^{R^1=2,34} + f_{15}^{R^1=2,34} + f_{16}^{R^1=2,34} + f_{17}^{R^1=2,34} + f_{18}^{R^1=2,34} + f_{19}^{R^1=2,34}$$

Utilizando la misma estructura de las tasas del Brasil, se hizo el cálculo para las hipótesis de descenso y ascenso, considerando las variaciones que sufren las R^1 en los períodos sucesivos:

Descenso en 10 años:

$$\phi(20) = f_{14}^{R^1=2,79} + f_{15}^{R^1=2,70} + f_{16}^{R^1=2,62} + f_{17}^{R^1=2,54} + f_{18}^{R^1=2,46} + f_{19}^{R^1=2,38}$$

Ascenso en 10 años:

$$\phi(20) = f_{14}^{R^1=2,70} + f_{15}^{R^1=2,79} + f_{16}^{R^1=2,87} + f_{17}^{R^1=2,95} + f_{18}^{R^1=3,03} + f_{19}^{R^1=3,11}$$

Se consideran 35 años como período reproductivo de la mujer en el supuesto de que es suficiente para estudiar la influencia de las variaciones de la fecundidad sobre la información del número de hijos tenidos por las mujeres en edad reproductiva al momento del censo.

Cuadro 1

HIPOTESIS DE DESCENSO Y DE ASCENSO DE LA FECUNDIDAD EN UN PERIODO RECIENTE

Período (años)	Tasa bruta de reproducción	
	Descenso	Ascenso
0 - 25	3,15	2,34
25 - 26	3,11	2,38
26 - 27	3,03	2,46
27 - 28	2,95	2,54
28 - 29	2,87	2,62
29 - 30	2,79	2,70
30 - 31	2,70	2,79
31 - 32	2,62	2,87
32 - 33	2,54	2,95
33 - 34	2,46	3,03
34 - 35	2,38	3,11
(actual)	2,34	3,15

Caso de descenso:

Siendo P_i el número medio de hijos obtenido a través de la vida reproductiva de las mujeres pertenecientes al intervalo de edad i, y F_i el mismo concepto, pero deducido de la fecundidad actual, se esperaría que, cuando la fecundidad ha permanecido constante, el cociente P_i/F_i fuera igual a uno, si se trabaja con datos correctos por construcción.

El cuadro 2 pone de manifiesto los resultados en este caso particular en que hay un descenso en los niveles de fecundidad. Obsérvese que el cociente P_i/F_i es siempre mayor que uno y aumenta en relación directa con la edad. Es un resultado lógico ya que el numerador representa una fecundidad más alta, que aumenta a medida que se retrocede en el tiempo.

Interesa ver qué pasa con P_2/F_2, que es lo que se utiliza como factor de correccción de la fecundidad "actual". En este caso particular, por el descenso en la fecundidad de los últimos diez años, P_2/F_2 se estaría sobrestimando en un nueve por ciento, aproximadamente. En realidad, P_2 se ve menos afectado que los grupos de edades siguientes, lo que constituye un argumento más a su favor.

El ejemplo anterior indica el sentido del error: la intensidad depende de las infinitas formas de descenso que puede adoptar la fecundidad.

Se podría pensar que el descenso considerado fue muy pronunciado, pero se calculó P_i/F_i para el mismo descenso en un período de 35 años y los resultados fueron los siguientes:

PERIODO DE DESCENSO

i	Descenso en 35 años P_i/F_i	Descenso en 10 años P_i/F_i
1	1,010	1,054
2	1,045	1,091
3	1,068	1,156
4	1,095	1,217
5	1,125	1,262
6	1,160	1,293
7	1,202	1,319

Cuadro 2

CALCULO DE P_i Y F_i CON HIPOTESIS DE DESCENSO DE FECUNDIDAD DE R'=3,15 A R'=2,34 EN 10 AÑOS

Edad x	ϕ (x) Fecundidad constante actual	ϕ'(x) Hipótesis: Fecundidad en descenso	Grupos de edad	i	$F_i = \int_x^{x+5} \frac{\phi dx}{5}$	$P_i = \int_x^{x+5} \frac{\phi'(x) dx}{5}$	P_i/F_i
14	0,000	0,000					
15	0,004	0,004					
16	0,013	0,014					
17	0,039	0,041	15 - 20	1	0,099	0,104	1,054
18	0,094	0,098					
19	0,189	0,198					
20	0,315	0,333					
21	0,468	0,498					
22	0,644	0,693	20 - 25	2	0,759	0,828	1,091
23	0,839	0,915					
24	1,050	1,158					
25	1,272	1,420					
26	1,503	1,698					
27	1,738	1,987	25 - 30	3	1,850	2,136	1,156
28	1,969	2,280					
29	2,195	2,574					
30	2,417	2,866					
31	2,633	3,156					
32	2,842	3,442	30 - 35	4	2,935	3,572	1,217
33	3,044	3,718					
34	3,237	3,988					
35	3,421	4,245					
36	3,596	4,495					
37	3,761	4,730	35 - 40	5	3,826	4,827	1,262
38	3,914	4,953					
39	4,056	5,160					
40	4,187	5,353					
41	4,305	5,531					
42	4,412	5,694	40 - 45	6	4,446	5,750	1,293
43	4,506	5,839					
44	4,587	5,968					
45	4,656	6,082					
46	4,712	6,179					
47	4,754	6,259	45 - 50	7	4,755	6,271	1,319
48	4,783	6,319					
49	4,798	6,362					
50	4,800	6,388					

Fuente: Cuadro 1 y tabla 1.

Caso de aumento:

En este caso, los resultados (véase el cuadro 3) son exactamente los contrarios. P_i/F_i es menor que uno y cada vez menor a medida que aumenta la edad.

No debe, pues, sorprender, al aplicar la metodología del profesor William Brass, un resultado de esta naturaleza, que en primera instancia parecería deberse a que es mejor la información de fecundidad "actual" que la de hijos tenidos por las mujeres jóvenes, pero que, en realidad, puede deberse a un aumento de la fecundidad en los últimos diez años.

También se consideró, en este caso, el mismo ascenso, pero en 35 años, y se obtuvieron los P_i/F_i siguientes:

PERIODO DE ASCENSO

i	Aumento en 35 años P_i/F_i	Aumento en 10 años P_i/F_i
1	0,977	0,965
2	0,958	0,932
3	0,937	0,884
4	0,918	0,839
5	0,902	0,805
6	0,889	0,782
7	0,882	0,763

Los resultados parecen concluyentes. Aunque el factor P_2/F_2 no se considere un cambio violento en la fecundidad, se ve seriamente afectado introduciendo un posible error en la estimación. Lo que se encuentra aquí es el sentido de la desviación producida y la intensidad vale solamente para estos dos casos concretos.

Cuadro 3

CALCULO DE P_i Y F_i CON HIPOTESIS DE AUMENTO DE FECUNDIDAD DE $R'=2,34$ A $R'=3,15$ EN 10 AÑOS

Edad x	$\emptyset$ (x) Fecundidad constante actual	$\emptyset'$ (x) Fecundidad en ascenso	Grupos de edades	i	$F_i = \frac{\int_x^{x+5} \emptyset(x)dx}{5}$	$P_i = \frac{\int_x^{x+5} \emptyset'(x)dx}{5}$	P_i/F_i
14	0,000	0,000					
15	0,006	0,006					
16	0,018	0,018					
17	0,053	0,051	15 - 20	1	0,134	0,130	0,965
18	0,127	0,123					
19	0,255	0,246					
20	0,424	0,407					
21	0,629	0,601					
22	0,865	0,815	20 - 25	2	1,020	0,951	0,932
23	1,127	1,053					
24	1,411	1,304					
25	1,710	1,561					
26	2,021	1,824					
27	2,337	2,087	25 - 30	3	2,488	2,200	0,884
28	2,648	2,336					
29	2,953	2,572					
30	3,251	2,802					
31	3,542	3,019					
32	3,824	3,224	30 - 35	4	3,949	3,312	0,839
33	4,095	3,421					
34	4,355	3,604					
35	4,603	3,777					
36	4,838	3,937					
37	5,060	4,090	35 - 40	5	5,148	4,145	0,805
38	5,266	4,266					
39	5,457	4,350					
40	5,633	4,466					
41	5,792	4,565					
42	5,935	4,651	40 - 45	6	5,981	4,675	0,782
43	6,061	4,726					
44	6,170	4,786					
45	6,262	4,832					
46	6,337	4,867					
47	6,394	4,887	45 - 50	7	6,396	4,878	0,763
48	6,433	4,894					
49	6,454	4,889					
50	6,457	4,869					

Fuente: Cuadro 1 y tabla 1.

IV. ANALISIS DE LA HIPOTESIS DE FECUNDIDAD SEGUN LA EDAD

1. Estudio del polinomio propuesto por el Dr. William Brass

En los cálculos del factor k_i, definido en II.2, el profesor Brass utiliza un polinomio con un número restringido de parámetros, como modelo de fecundidad específica para los países del Africa.

$$\mathcal{E}(x) = \begin{cases} C(x-s)\,(s+33-x)^2 & s \leqslant x \leqslant s+33 \\ 0 & x < s;\quad x > s+33 \end{cases}$$

s = edad al comienzo del período reproductivo

C = constante que varía con el nivel de la fecundidad

El gráfico 1 representa este polinomio y permite ver con mayor claridad que vale cero en s y en s+33 y que es positivo en el rango que nos interesa, ($s \leqslant x \leqslant s+33$) con un máximo y un punto de inflexión. A los efectos de graficar, se tomó s=15 años, ya que el valor de este parámetro traslada la curva, pero no modifica su comportamiento.

La intención de este capítulo es estudiar comparativamente las características de esta función teórica con las empíricas de América Latina. (Véase el cuadro 4).

La información empírica con que se cuenta es fundamentalmente de dos tipos:

a) el censo del Brasil de 1940 que proporciona tasas específicas por edades individuales;

b) tasas quinquenales de fecundidad que se utilizaron como base de las proyecciones del CELADE (véanse las tablas 1 y 2).

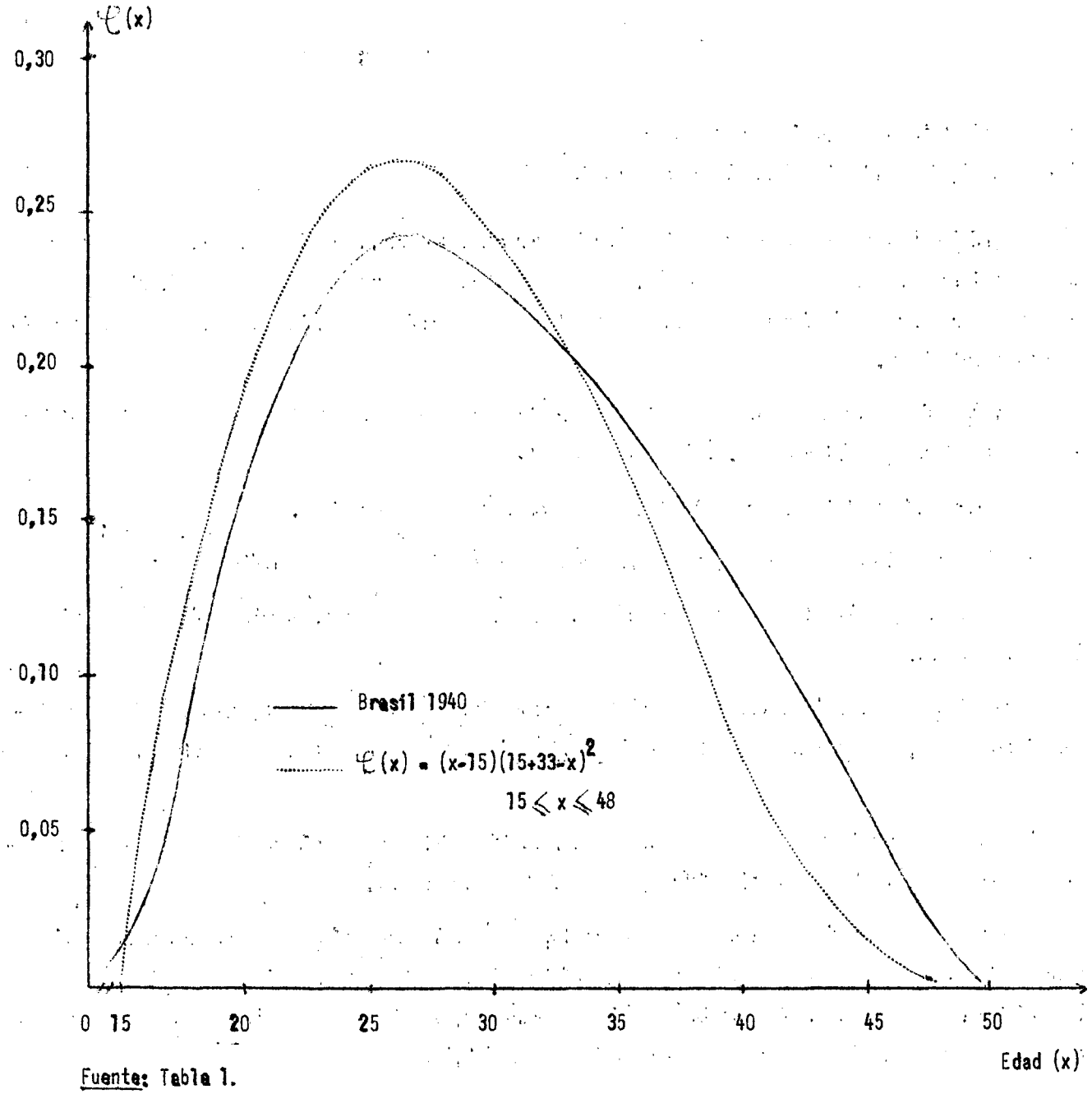
Para s=15 se tomaron dos magnitudes de período reproductivo: n=33 años, que es lo que utiliza el profesor William Brass, y n=35 años, que es, generalmente, lo considerado en la información empírica. Y luego s=14 con n=36.

En primera instancia, se puede decir que la distribución teórica y la empírica tienen una estructura similar en cuanto a que tienen un sólo máximo y asimetría hacia la derecha.

La comparación de América Latina con el polinomio, tal como lo concibió el profesor Brass, con período reproductivo de 33 años, muestra que los valores empíricos de la varianza y la media son siempre mayores que los teóricos. La diferencia más importante está en la varianza, valor que en el polinomio no depende de s y es notablemente menor (43,56) con respecto a América Latina (52,41).

Gráfico 1

DISTRIBUCION DE LAS TASAS ESPECIFICAS DE FECUNDIDAD
DEL POLINOMIO DEL DR. BRASS Y DEL BRASIL, 1940



Fuente: Tabla 1.

Cuadro 4

CARACTERISTICAS DE LA DISTRIBUCION ESPECIFICA DE FECUNDIDAD DE LOS PAISES DE AMERICA LATINA COMPARADA CON LAS DEL POLINOMIO DEL DR. WILLIAM BRASS

Países y polinomio	Edad media ($\bar{m}$)	Modo	σ^2	R^2
Argentina	28,19	25,8	45,51	1,52
Bolivia	29,25	25,8	53,40	3,00
Brasil	30,01	27,9	55,38	2,72
Colombia	29,54	28,0	51,31	3,20
Chile	29,35	29,9	50,12	2,50
Ecuador	29,73	28,3	53,20	3,35
Paraguay	29,33	29,0	56,86	3,20
Perú	29,20	23,7	54,36	3,11
Uruguay	27,74	23,7	44,64	1,42
Venezuela	28,52	23,9	50,54	2,95
Costa Rica	29,34	26,8	51,24	3,52
Guatemala	28,83	26,0	54,91	3,13
El Salvador	28,73	23,8	51,79	3,35
Honduras	28,92	26,8	55,42	3,52
Nicaragua	28,24	25,3	49,93	3,28
Panamá	27,51	23,4	47,13	2,79
México	29,38	25,7	55,47	3,10
Cuba	27,23	22,7	48,18	1,68
Haití	29,35	27,1	52,84	3,00
República Dominicana	29,18	27,6	51,31	3,51
América Latina (Promedio)	29,0	26,1	52,41	2,9
Polinomio s=15, n=33	28,2	26,0	43,56	
Polinomio s=15, n=35	29,0	26,7	49,00	
Polinomio s=14, n=36	28,4	26,0	51,84	

Fuente: Tabla 2.
Nota: n=período reproductivo.

Si se considera el período reproductivo n=35 años, los resultados se aproximan más a lo empírico, fundamentalmente, la varianza, que pasa a valer 49. Cuanto más grande n, mayor es la varianza; por lo tanto, si se comienza en 14 y se termina en 50, tendríamos 51,84. Del cuadro 4, entonces, parecería desprenderse que $\varphi(x) = C(x-14)(14+36-x)^2$ daría resultados más cercanos a la realidad latinoamericana, pero en definitiva lo importante es investigar más sobre la edad del comienzo y al término del período reproductivo.

2. Uso del polinomio en el caso particular de estimación de la fecundidad

Para estimar fecundidad, se utilizan dos tipos de datos:

a) Hijos tenidos por las mujeres durante toda su vida reproductiva. Haciendo el cociente entre los hijos de mujeres de i años (i = intervalo de edad) y las mujeres de esa edad, se obtiene, según se vio anteriormente, P_i.

b) Hijos tenidos el año anterior. El cociente de hijos de mujeres de edad i y las mujeres de esa edad conducía a las tasas específicas f_i que, acumuladas y multiplicadas por la amplitud del intervalo i, conducían a $\emptyset_i$. Esta función era comparable con P_i, porque la primera representa los hijos tenidos hasta la edad final del intervalo (i-1). Para que fueran comparables, se acumulaban las f_i hasta el intervalo anterior y luego se les agrega la fracción que les corresponde:

$$F_i = \emptyset_i + k_i f_i$$

Estos k_i son los que calcula el profesor William Brass a través del polinomio que se está considerando, son los multiplicadores que aparecen en el documento Métodos de análisis y estimación, CELADE, Serie D, Nº 63, 1970, página 6 y en el Manual IV de las Naciones Unidas, página 132, utilizándose f_1/f_2 y $\bar{m}$ como pivotes para entrar en las tablas.

Acá solamente se pretende comparar algunos resultados de aplicación de estas tablas de multiplicadores para el cálculo de k_i con la deducción directa de los mismos, a partir de los datos empíricos de f_i, por edades individuales.

Trabajando con tasas por edad individual, se calculó k_i para el Brasil, 1940 (véase la tabla 3) a través del siguiente razonamiento:

siendo $$F_i = \hat{P}_i = \frac{\int_i \emptyset(x)dx}{5} \quad y \quad f_i = \frac{\overset{\Delta}{i,i+1}\ \emptyset_i}{5}$$

en la fórmula deducida en II.2: $F_i = \emptyset_i + k_i f_i$

se despeja $k_i = \dfrac{5F_i - 5\emptyset_i}{5f_i}$ y sustituyendo: $$k_i = \frac{\int_i \emptyset(x)dx - 5\emptyset_i}{\overset{\Delta}{i,i+1}\ \emptyset_i}$$

El cuadro 5 compara los resultados directos con los obtenidos a través de las tablas construidas a partir del polinomio del Dr. Brass.

Cuadro 5

MULTIPLICADORES K_i PARA EL CALCULO DE $F_i = \phi_i + k_i f_i$ PARA EL BRASIL, 1940

Edad	Brasil	
	Directo	Tablas de Brass
15 - 20	1,51	1,56
20 - 25	2,32	2,35
25 - 30	2,52	2,49
30 - 35	2,58	2,61
35 - 40	2,65	2,73
40 - 45	2,77	2,96
45 - 50	3,42	3,72
f_i/f_2		0,391
$\bar{m}$		30,2

Fuente: Tabla 3.

Los valores de k_i, obtenidos por el método de William Brass para el Brasil, son bastante satisfactorios, principalmente en los primeros grupos de edades. El que más se aproxima al valor empírico es el k_2, que es, en definitiva, el que más interesa, pues el factor de corrección de las f_i actuales que se utiliza es P_2/F_2.

Se podría decir que se han obtenido buenos resultados, independientemente de algunas diferencias en la forma de las distribuciones específicas de fecundidad, teóricas y empíricas, a los efectos del cálculo de k_i en los casos examinados. En el gráfico 1 se observa claramente cómo, en la segunda mitad de la curva, que es precisamente donde hay una mayor separación entre los k empíricos y teóricos, se encuentran las diferencias de formas de las curvas de fecundidad específicas por ejemplo entre el Brasil 1940 y el polinomio.

V. APLICACIONES

1. Aplicación al censo experimental de Costa Rica (Cantón Grecia) 1968

En el censo experimental de Costa Rica (Cantón Grecia) de marzo de 1968, se hicieron las preguntas "cuántos hijos nacidos vivos ha tenido" y también el "número de hijos tenidos durante el año 1967".

En la tabla 4 aparece la información censal necesaria. A partir de estos datos, se realizó la aplicación del método explicado en el capítulo II y se resume en el cuadro 6. Hasta la columna (6) se calculó $F_i = \emptyset_i + k_i f_i$ y en la columna (8) se comparó con P_i (columna 7). Luego se tomó como factor de corrección $P_2/F_2 = 1,327$ y se llegaron a las tasas corregidas de la última columna. El gráfico 2 ilustra la magnitud de las correcciones.

Obsérvese que la pregunta sobre fecundidad "actual" no fue referente al último año antes del censo, sino al año calendario 1967 y, debido a que dicho censo experimental se realizó en marzo de 1968, el desplazamiento necesario fue de ocho meses (0,7 de año).

El resultado de fecundidad total 7,36 podría parecer un poco alto si se parte de la base de que para Costa Rica se estimaba el número medio de hijos tenidos en alrededor de 5,7[5/] y que, además, Cantón Grecia es una zona próxima a la capital (San José) con fecundidad tal vez relativamente baja con respecto al total del país.

¿Por qué podría estar sobrestimada la fecundidad al aplicar esta metodología? Al estudiar los supuestos generales, implícitos en la metodología, se concluyó que un descenso de la fecundidad en un período reciente traía como consecuencia una sobrestimación de la fecundidad al exagerar el factor de corrección P_2/F_2 (página 7). En el caso particular de Costa Rica, existen claros indicios de que en los últimos diez años la fecundidad ha tenido un fuerte descenso.[6/] Si, debido a eso, existiera una sobrecorrección de las f_i, es probable que en lugar de $P_2/F_2 = 1,327$ fuera una corrección, por ejemplo, del 10 por ciento menor (1,227) y, en ese caso, la fecundidad total alcanzaría, a lo sumo, a 6,81 hijos, cifra que estaría más acorde con lo esperado.

El factor que corrige las tasas actuales sería siempre igual a 1 más dos partes: una debida a los cambios en la fecundidad y otra a los errores existentes:

$$P_2/F_2 = 1 + a + b$$

a = efecto de cambios en la fecundidad,

b = errores existentes en período de referencia

5/ CELADE, Boletín Demográfico, julio de 1971, cuadro 4, página 46.

6/ Estadísticas Demográficas Básicas de Costa Rica 1970; Asociación Demográfica Costarricense 1970, cuadro 4, página 11.

Cuadro 6

APLICACION DEL METODO DE BRASS PARA ESTIMAR LA FECUNDIDAD AL CENSO EXPERIMENTAL DEL CANTON DE GRECIA, COSTA RICA, 1968

Grupos de edades (1)	i (2)	f_i (3)	k_i (4)	ϕ_i (5)	F_i (6)	P_i (7)	P_i/F_i (8)	f_i a/ corregido (9)	$\hat{f}_i$ b/ (10)
14,3-19,3	1	0,03648	1,745	-	0,06366	0,090	1,41	0,04841	0,07099
19,3-24,3	2	0,20661	2,954	0,18240	0,79273	1,052	(1,327)	0,27417	0,29751
24,3-29,3	3	0,28775	3,177	1,21545	2,12963	2,615	1,228	0,38184	0,38882
29,3-34,3	4	0,28179	3,279	2,65420	3,57819	4,485	1,253	0,37394	0,36310
34,3-39,3	5	0,17105	3,393	4,06315	4,64352	5,382	1,159	0,22698	0,20987
39,3-44,3	6	0,09756	3,586	4,91840	5,26825	6,366	1,208	0,12946	0,11618
44,3-49,3	7	0,02809	4,151	5,40620	5,52280	7,146	1,294	0,03728	0,02561
Fecundidad total		5,55						7,36	7,36

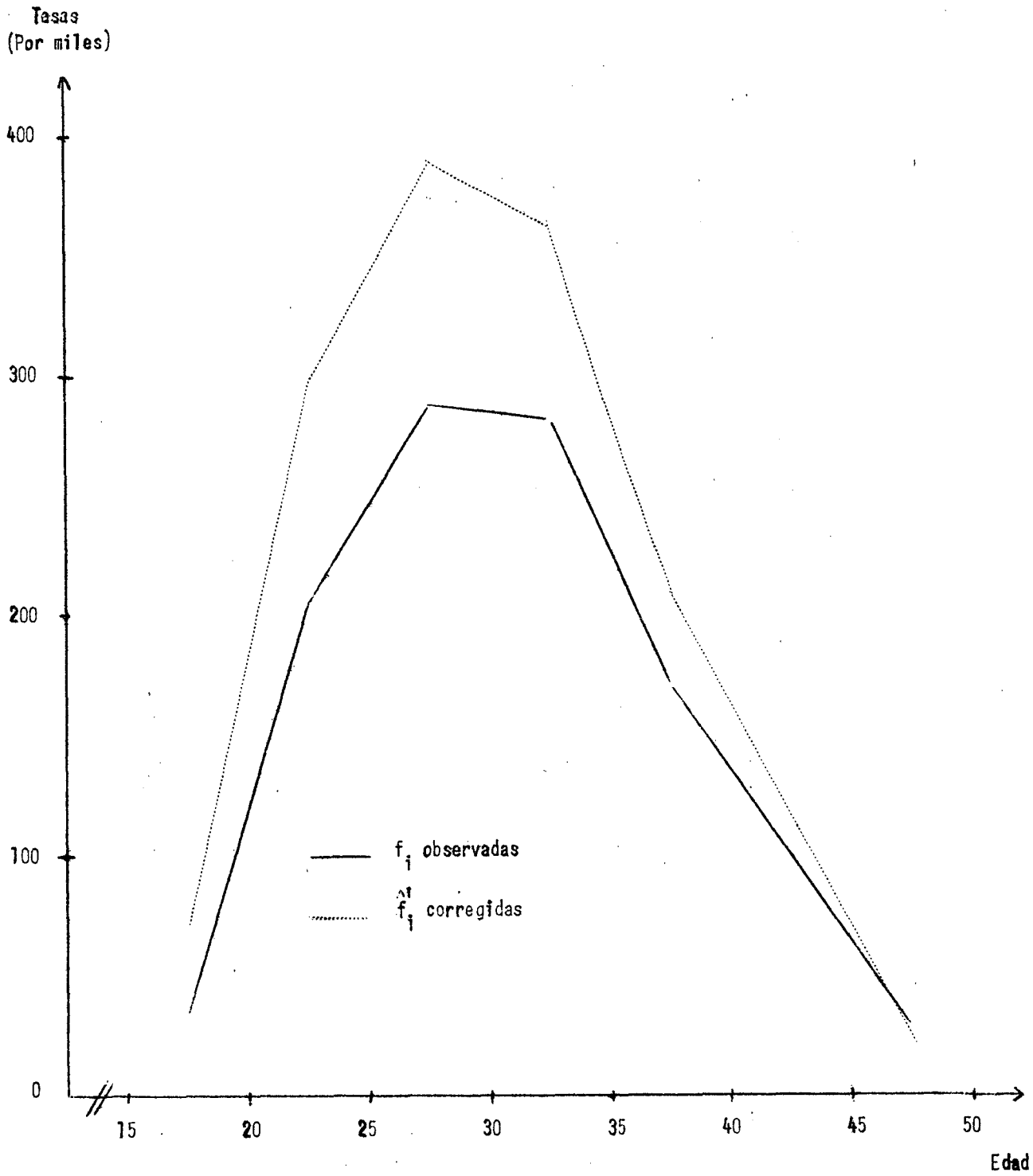
Fuente: Tabla 4.

a/ Factor de corrección: $\frac{P_2}{F_2} = 1,327$ $\frac{f_1}{f_2} = 0,1766$ $\bar{m} = 30,18$

b/ Ajustando $\hat{f}_i$ a grupos de edades 15-20, 20-25, 25-30, etc. (William Brass, Coale, CELADE, D63, op. cit., página 12).

Gráfico 2

TASAS DE FECUNDIDAD ESPECIFICAS OBSERVADAS
Y CORREGIDAS POR EL METODO DEL DR. BRASS
PARA COSTA RICA (CANTON GRECIA), 1968



Fuente: Cuadro 6.

a sería positivo cuando estemos frente a un caso de fecundidad en descenso, como es el caso de Costa Rica estudiado, en que P_2/F_2 bien podría ser 1 + 0,10 + 0,227. Considérese ese 10 por ciento sólo como indicador del sentido de la corrección, porque no se puede conocer el valor de a con exactitud.

2. Aplicación a Chile, 1960

El dato de hijos tenidos por mujer se tomó del censo de noviembre de 1960 y, en este caso particular, los nacimientos "actuales" se tomaron de las estadísticas vitales del país. Hay que considerar las implicancias que puede tener el considerar dos fuentes de datos distintas, lo que puede afectar, quizás, el principio de "coherencia" esbozado en I. 2.

En la tabla 5 está la información básica y en el cuadro 7 el cálculo completo hasta la corrección de las f_i.

La información del número medio de hijos tenidos por mujer al final del período reproductivo, dado por el censo, es de 3,62 que resulta sensiblemente inferior a 4,80, que se obtiene de los registros.

En una primera apreciación, dado que P_2/F_2 es 0,973, podría deducirse que los registros recogen la información de nacimientos en forma muy completa, o, por lo menos, coherente con lo que declaran las mujeres jóvenes en el censo, que se supone que lo hacen en forma correcta. En ese razonamiento el decrecimiento de P_i/F_i a partir del grupo 20-25 sería normal por la omisión en P_i a medida que avanza la edad de las mujeres siendo además este último hecho el que explica la diferencia acentuada entre la información censal y de registros al final del período reproductivo.

Pero, observando los P_i/F_i que se obtuvieron en el ejercicio teórico en que se supuso un ascenso en la fecundidad en un período reciente, se encuentra que existe una evolución similar a la que resultó en ese caso. Eso llevó a que se buscara información sobre lo sucedido con la tendencia de la fecundidad en Chile en aproximadamente diez años antes al censo de noviembre de 1960, hallándose la siguiente evolución:

Año	R'	Año	R'	Año	R'
1952	2 218	1956	2 454	1959	2 499
1953	2 406	1957	2 539	1960	2 528
1954	2 319	1958	2 509		
1955	2 400				

Eso quiere decir que probablemente P_2/F_2 = 0,973 subestime la corrección que debiera hacerse a las f_i obtenidas a través de registros y la fecundidad total sea mayor a 4,74. Considerando aquí a P_2/F_2 = 1+a+b, en esta ocasión a sería un porcentaje negativo.

Cuadro 7

APLICACION DEL METODO DE BRASS PARA ESTIMAR LA FECUNDIDAD, AL CENSO DE CHILE DE 1960

Grupos de edades (1)	i (2)	f_i (3)	k_i (4)	ϕ_i (5)	F_i (6)	P_i (7)	P_i/F_i (8)	$\hat{f}_i$ a/ corregido (9)
15 - 20	1	0,0774	1,461	-	0,1131	0,122	1,079	0,0753
20 - 25	2	0,2161	2,340	0,3870	0,8927	0,869	0,973	0,2103
25 - 30	3	0,2485	2,515	1,4675	2,0925	1,918	0,917	0,2418
30 - 35	4	0,2141	2,625	2,7100	3,2720	2,839	0,868	0,2083
35 - 40	5	0,1429	2,760	3,7805	4,1749	3,390	0,812	0,1390
40 - 45	6	0,0622	3,040	4,4950	4,6841	3,637	0,776	0,0605
45 - 50	7	0,0135	3,980	4,8060	4,8597	3,621	0,745	0,0131
Fecundidad total		4,87						4,74

Fuente: Tabla 5.

a/ Factor de corrección: $\frac{P_2}{F_2} = 0,973$ $\frac{f_1}{f_2} = 0,358$ $\bar{m} = 29,4$

VI. CONCLUSIONES

De lo expuesto en este documento cabe decir que el supuesto de fecundidad constante en los años inmediatamente anteriores al censo o la encuesta en que se investiga el número de hijos tenidos, introduce errores de importancia en la estimación. Un pasado de fecundidad más alta traería como consecuencia una sobrestimación de los niveles actuales y, por el contrario, un pasado de fecundidad más baja haría que se subestimaran. Los casos de Costa Rica (Cantón Grecia) y de Chile 1960 ejemplifican las dificultades en este sentido.

Esto haría necesario que se considerara que pasa con el método frente a los principios mencionados en la introducción de este documento. El que primero debemos tener en cuenta es el de "No Rule", es decir, no insistir en aplicarlo si se tiene conciencia del no cumplimiento del supuesto fundamental. En cambio, parecería ser una técnica aconsejable si se tienen ciertos indicios de constancia de la fecundidad en un pasado reciente.[7] De aplicarse en los casos como los vistos de Cantón Grecia 1968 y de Chile 1960, sin tomar en cuenta el efecto de la evolución de la fecundidad, se estaría dejando de lado el principio de "Rehabilitación", es decir, podría suceder que se sobrecorrigiera la información y se la deformara dando resultados aún más alejados de la realidad que los que se obtenían a través de los datos crudos.

Del estudio del Polinomio que se utiliza como modelo de fecundidad específica, se llegó a las siguientes conclusiones:

a) Que probablemente no describe correctamente la fecundidad por edades en América Latina, lo que se observa en las diferencias importantes en la varianza, producto, quizás, de haber adoptado en el polinomio un período reproductivo muy breve (33 años). La varianza que el Polinomio refleja parece estar más asociada con países de más desarrollo (Uruguay, Argentina, etc.).

b) Es muy difícil emitir opinión sobre la forma de la curva, porque son muy pocos los casos empíricos que se tienen para comparar. De la comparación con el Brasil 1940 (véase el gráfico 1) surgen diferencias importantes, fundamentalmente en los tramos finales de edades.

Para eliminar las posibles dificultades, el Dr. Brass ha elaborado una metodología que utiliza los primeros nacimientos[8] con la hipótesis de que, en general, no existen variaciones importantes en el patrón de estos primeros nacimientos, con los cambios de fecundidad. El método es similar al expuesto en este trabajo, utilizándose como factor de corrección de las f_i (tasas específicas de fecundidad) el valor $P_2(1)/F_2(1)$ en que $P_2(1)$ es el número medio de primeros nacimientos hasta la edad 20-25 obtenidos directamente en un censo y $F_2(1)$ es el mismo concepto calculado a través de fecundidad "actual". Es de destacar que para esta información se utilizan las mismas preguntas en censos o encuestas, y se necesita solamente una tabulación apropiada.

Probablemente, este último sea el camino que ha de ser recorrido para robustecer la metodología que aquí se presenta.

7/ Manual IV de Naciones Unidas, página 80, y CELADE, Serie D, N° 63, página 10, op. cit.
8/ Hill K.H. y Blacker J., Some Problems of African Demographic Analysis, junio de 1971.

A N E X O

Tabla 1

TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD INDIVIDUAL PARA BRASIL (1940)

Edad	Brasil	Edad	Brasil
14	0,006	33	0,260
15	0,012	34	0,248
16	0,035	35	0,235
17	0,074	36	0,221
18	0,128	37	0,206
19	0,169	38	0,191
20	0,205	39	0,175
21	0,236	40	0,159
22	0,262	41	0,143
23	0,283	42	0,126
24	0,299	43	0,109
25	0,310	44	0,092
26	0,316	45	0,075
27	0,311	46	0,057
28	0,305	47	0,039
29	0,298	48	0,021
30	0,290	49	0,003
31	0,281	50	0,000
32	0,271		

Fuente: Naciones Unidas, Métodos relativos al uso de las estadísticas censales (con aplicaciones a la población del Brasil). A, Nº 7.

Tabla 2

AMERICA LATINA: TASAS QUINQUENALES DE FECUNDIDAD

(por mil)

Edad	Argentina	Bolivia	Brasil	Colombia	Chile	Ecuador	Paraguay	Perú	Uruguay	Venezuela
R'	1,52	3,00	2,72	3,20	2,50	3,35	3,20	3,11	1,42	2,95
15 - 19	60,01	109,49	75,00	97,08	83,45	106,04	128,7	122,00	60,40	124,70
20 - 24	164,40	291,50	250,00	291,34	228,29	300,00	279,8	302,00	167,00	308,50
25 - 29	172,53	300,10	270,00	349,95	261,49	337,32	346,6	290,00	161,60	303,60
30 - 34	124,39	244,77	235,00	257,51	227,52	279,93	263,8	272,00	104,90	323,90
35 - 39	71,26	180,79	165,00	212,39	145,94	229,84	161,8	182,00	58,50	173,50
40 - 44	26,25	79,97	92,00	76,44	64,77	90,17	93,5	84,00	26,00	59,50
45 - 49	6,25	23,38	30,00	27,29	15,30	28,48	37,6	23,00	3,90	13,90

	Costa Rica	Guatemala	El Salvador	Honduras	Nicaragua	Panamá	México	Cuba	Haití	Rep. Dom.
R'	3,52	3,13	3,35	3,52	3,28	2,79	3,10 1,00 a/	1,68	3,00	3,51
15 - 19	118,30	148,50	146,20	167,10	147,80	152,00	104,52	102,40	113,00	126,45
20 - 24	334,50	297,10	335,40	324,50	349,30	314,00	304,60	193,00	274,00	330,20
25 - 29	357,80	309,00	326,60	350,80	356,20	296,00	314,07	169,70	294,00	366,91
30 - 34	292,20	251,50	272,90	279,00	238,10	203,00	243,96	116,80	259,00	295,78
35 - 39	223,30	170,50	200,30	204,70	165,50	130,00	204,35	74,90	187,00	209,06
40 - 44	99,00	91,00	74,40	94,50	75,20	42,00	48,62	26,10	89,00	92,99
45 - 49	16,50	17,40	17,00	24,10	12,30	8,00	48,62	4,10	14,00	18,82

Fuente: Base de las proyecciones del CELADE, alrededor de 1960.
a/ Corresponde al grupo de edad 10-14.

Tabla 3

CALCULO DE LOS MULTIPLICADORES k_i PARA LA OBTENCION DE $F_i = \emptyset_i + k_i f_i$

Brasil 1940; sin desplazamiento: $k_i = \dfrac{\int_i \emptyset_x \, dx - 5\emptyset_i}{\Delta_{i,i+1} \emptyset_i}$

Edad	$\emptyset_x$	i	$\int_i \emptyset_x \, dx$	k_i	Edad	$\emptyset_x$	i	$\int_i \emptyset_x \, dx$	k_i
15	0,006				33	4,091			
16	0,018				34	4,351			
17	0,053				35	4,599			
18	0,127	1	0,670	1,51	36	4,834			
19	0,255				37	5,055	5	25,716	2,65
20	0,424				38	5,261			
21	0,629				39	5,452			
22	0,865				40	5,627			
23	1,127	2	5,098	2,32	41	5,786			
24	1,410				42	5,929	6	29,876	2,77
25	1,709				43	6,055			
26	2,019				44	6,164			
27	2,335				45	6,256			
28	2,646	3	12,431	2,52	46	6,331			
29	2,951				47	6,388	7	31,947	3,42
30	3,249				48	6,427			
31	3,539				49	6,448			
32	3,820	4	19,725	2,58	50	6,451			

Fuente: Tabla 1.

Tabla 4

COSTA RICA (CANTON GRECIA): MUJERES DE 15 AÑOS Y MAS E HIJOS TENIDOS NACIDOS VIVOS Y FALLECIDOS, SEGUN LA EDAD DE LAS MUJERES

Edad de las mujeres (años)	Número de mujeres		Número de hijos	
	Total	Que tuvieron hijos	Tenidos nacidos vivos	Fallecidos
Todas las mujeres	3 102	1 950	11 641	2 048
15 - 19	603	42	54	2
20 - 24	484	229	509	37
25 - 29	351	256	918	77
30 - 34	291	242	1 305	128
35 - 39	304	259	1 636	166
40 - 44	246	207	1 566	206
45 - 49	178	162	1 272	221
50 - 54	164	147	1 089	204
55 - 59	110	94	788	207
60 - 64	115	94	727	227
65 y más	234	203	1 676	547
Sin declaración	22	15	101	26

MUJERES DE 15 AÑOS Y MAS E HIJOS TENIDOS NACIDOS VIVOS Y FALLECIDOS DURANTE EL AÑO DE 1967, SEGUN LA EDAD DE LAS MUJERES

Edad de las mujeres (años)	Número de mujeres	Número de hijos	
		Tenidos nacidos vivos	Fallecidos
Todas las mujeres	3 102	390	26
15 - 19	603	22	-
20 - 24	484	100	5
25 - 29	351	101	12
30 - 34	291	82	4
35 - 39	304	52	3
40 - 44	246	24	1
45 - 49	178	5	1
50 y más	623	1	-
Sin declaración	22	3	-

Fuente: CELADE, Censo Experimental de Costa Rica, Serie A, Nº 108.

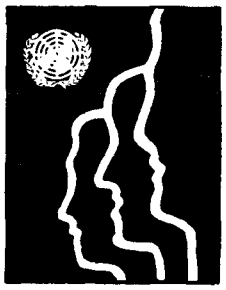
Tabla 5

CHILE: INFORMACION BASICA DE CENSO Y ESTADISTICAS VITALES

Edad	29-11-60 Mujeres	29-11-60 Hijos tenidos	Estadísticas vitales nacimientos a/ 1960	Estadísticas vitales nacimientos a/ 1961
15 - 19	370 253	45 103	27 847	29 494
20 - 24	310 762	270 139	66 486	67 729
25 - 29	275 172	527 650	67 188	69 546
30 - 34	260 273	738 992	54 218	57 248
35 - 39	215 448	730 316	30 873	31 669
40 - 44	185 401	674 283	11 688	11 370
45 - 49	167 091	605 023	2 353	2 163
50 - 54	141 015	504 946		
55 - 59	109 013	387 946		
60 - 64	96 713	337 864		
65 - 84	161 678	583 921		
85 y más	14 090	53 320		

Fuente: Censo de población de noviembre de 1960. Dirección de Estadística y Censos, Demografía, Año 1961.

a/ Nacimientos ocurridos inscritos entre el 1 de enero y marzo del año siguiente.



CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA
CELADE

Sede: J. M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806
Santiago (Chile)

Subsede: Ciudad Universitaria Rodrigo Facio
Apartado Postal 5249
San José (Costa Rica)