

**DESCENSO DE LA FECUNDIDAD Y CAMBIOS
EN SUS DETERMINANTES PROXIMOS EN
AMERICA LATINA Y EL CARIBE**

Lorenzo Moreno*
(Mathematica Policy
Research, Princeton)
Susheela Singh*
(The Alan Guttmacher
Institute, Nueva York)

RESUMEN

El objetivo de este artículo es discutir el papel que han jugado tres de los determinantes próximos de la fecundidad (el matrimonio, la anticoncepción y la infecundidad post-parto), en los cambios de la fecundidad en América Latina y el Caribe.

En primer lugar, examinamos los problemas de disponibilidad de información de las encuestas retrospectivas y su comparabilidad en cuanto a los determinantes próximos. La mayor parte de esta información proviene del programa de la Encuesta Mundial de Fecundidad y del de las Encuestas Demográficas de Salud.

*Los autores agradecen a Germán Rodríguez sus valiosos comentarios acerca de la estructura y los contenidos de la primera versión de este trabajo. También expresan su gratitud a John Bongaarts por las útiles críticas sobre la aplicación de su modelo, y a José Miguel Guzmán y a otros participantes al Seminario sobre la Transición de la Fecundidad en América Latina, efectuado en Buenos Aires, quienes hicieron valiosas sugerencias. Por último, manifiestan su reconocimiento a Ozer Babakol por asistirlos en materias computacionales.

En seguida presentamos los resultados del modelo de Bongaarts, que es el más ampliamente utilizado para medir el impacto de los determinantes próximos. Se examinan los cambios en los índices de ese modelo para varios países que disponen de al menos dos encuestas. Describimos también las variaciones en las medidas absolutas de los determinantes próximos, comparándose con los cambios en los índices de Bongaarts. Las comparaciones realizadas revelan algunas inconsistencias de los cambios en los factores propiamente dichos respecto de los índices, las que se discuten a la luz de evaluaciones recientes del método referido.

Finalmente, comparamos los resultados de la aplicación del modelo de Bongaarts con aquellos de un método alternativo propuesto por Moreno. Ambos modelos muestran que el incremento en el uso de anticonceptivos es, con creces, el factor más importante del descenso de la fecundidad, y que una contribución muy reducida proviene del matrimonio y la infecundidad post-parto. Sin embargo, el segundo modelo sugiere que el papel jugado por estos dos últimos factores es mucho menor que lo que muestra el modelo de Bongaarts.

(BAJA DE LA FECUNDIDAD)
(EDAD AL CASARSE)

(VARIABLES INTERMEDIAS)
(LACTANCIA NATURAL)

FERTILITY DECLINE AND CHANGES IN PROXIMATE DETERMINANTS IN THE LATIN AMERICAN AND CARIBBEAN REGIONS

SUMMARY

The objective of this paper is to discuss the role that three of the proximate determinants of fertility (marriage, contraception and post-partum insusceptibility) have played in fertility change in Latin America and the Caribbean.

First we look at issues of data availability and comparability on measures of the proximate determinants from retrospective surveys. Most of the data utilized come from the World Fertility Survey (WFS) and the Demographic and Health Surveys (DHS) projects.

Second, we present results from the most widely applied model for assessing the impact that these proximate determinants have on fertility, that of Bongaarts. For a number of countries for which at least two surveys are available, we compare the pattern of changes in the indices of this model between an earlier period of higher fertility and a later period of lower fertility. We also describe the pattern of changes based on absolute measures of these proximate determinants, and compare these with changes in the Bongaarts indices. These comparisons reveal inconsistencies between the actual measures of the determinants and the indices, which are discussed in the light of recent evaluations of the performance of the method.

Finally, we compare the results from the application of the Bongaarts model with those from an alternative method proposed by Moreno. Both models show that increased use of contraception is by far the most important reason for fertility decline, with marriage and post-partum insusceptibility making much smaller contributions.

However, the second model suggests that the role of the marriage and post-partum insusceptibility factors is much smaller than is shown by the Bongaarts model.

(FERTILITY DECLINE)
(AGE AT MARRIAGE)

(INTERMEDIATE VARIABLES)
(BREAST FEEDING)

INTRODUCCION

Aunque su intensidad varía en los distintos países de América Latina y el Caribe, la transición de la fecundidad se está logrando mediante cambios en los determinantes próximos, a través de los cuales debe operar cualquier otro cambio social. La clasificación de estos determinantes comenzó con un modelo desarrollado por Davis y Blake (1956), cuyo objetivo consistía en identificar todos los factores que intervienen entre las normas y la estructura social de una sociedad y su nivel de fecundidad (de ahí el término variables *intervinientes o próximas*). Este esquema identificó tres tipos de factores: los relacionados con la exposición al riesgo de embarazo, con la concepción y con la gestación. Más tarde, los investigadores descubrieron que en ese primer modelo no había sido considerada una importante variable: la infertilidad postparto. Avances posteriores hicieron que la lista incluyera este factor y redujeron el conjunto de once factores sólo a los que eran los principales determinantes del nivel de fecundidad y que, al mismo tiempo, variaban a través de los grupos de población: matrimonio, anticoncepción, infertilidad postparto y aborto. La mayoría de los análisis de los determinantes próximos, incluido el discutido en este artículo, considera sólo tres factores: matrimonio (o nupcialidad), anticoncepción e infertilidad postparto; comúnmente el aborto se omite debido a la carencia de información que existe al respecto.

Si bien cada determinante ha desempeñado una función en el cambio de la fecundidad en América Latina, es claro que, al nivel más simple, el aumento en el uso de anticonceptivos es la causa más importante del descenso de la fecundidad en la región. Comparativamente, el patrón de nupcialidad y la duración del período de lactancia han cambiado poco en términos absolutos. Sin embargo, estos tres factores están interrelacionados y su contribución relativa al nivel y al cambio de la fecundidad pueden variar dependiendo del nivel absoluto de fecundidad. El objetivo de este documento consiste en examinar los

cambios en la contribución relativa de los tres principales determinantes próximos en el proceso de disminución de la fecundidad en América Latina.

En la actualidad, existen varios enfoques cuantitativos para medir la contribución de los determinantes próximos al descenso de la fecundidad. Gaslonde y Bocaz (1970) utilizaron una tabla sobre la exposición sexual a lo largo de un año para describir la operación de algunos de los determinantes próximos. El modelo desarrollado por Bongaarts (1978, 1982) requiere de datos simples, ha sido usado ampliamente y ha demostrado ser eficaz. Un modelo más reciente, propuesto por Hobcraft y Little (1982), necesita datos de mayor complejidad que permitan clasificar cada mes de un período (quinquenal) anterior a una encuesta en varias categorías de exposición al riesgo de concebir. Ambos modelos producen índices sintéticos que deberían ser comparables entre países, subgrupos y períodos de tiempo para describir la importancia relativa de cada uno de los tres principales determinantes próximos. Estos modelos ya han sido evaluados y se han descubierto varios problemas (Menken, 1984; Reinis, en prensa). Un modelo desarrollado por Moreno (1991) propone considerar algunas de estas limitaciones y proporciona cálculos sobre la contribución de los determinantes próximos en la fecundidad.

En este trabajo, primero analizamos el patrón de cambio a partir de mediciones absolutas de los tres determinantes próximos. En segundo lugar, presentamos los resultados del modelo que ha sido más ampliamente usado, el de Bongaarts, haciendo una comparación entre distintos países del patrón de cambios en índices provenientes de un período inicial con mayor fecundidad y un período final con menor fecundidad. Se examinan las incongruencias que surgen de la comparación de los cambios en las mediciones actuales de los determinantes y se discuten los cambios en los índices. Luego, comparamos los resultados precedentes del modelo de Bongaarts con los del modelo desarrollado por Moreno.

I. INFORMACION DISPONIBLE

En general, los cálculos de los determinantes próximos se obtienen solamente a partir de datos derivados de encuestas. Sin embargo, algunos países latinoamericanos no han llevado a cabo encuestas de

fecundidad o de prevalencia anticonceptiva y, para comparaciones temporales, se necesitan al menos dos encuestas por país. Hasta la fecha en que se realizó este análisis, son diez los países en esta última situación: Colombia, Costa Rica, Ecuador, Haití, Honduras, Jamaica, México, Perú, República Dominicana y Trinidad y Tabago. En casi todos estos casos, el estudio sobre el período inicial (mediados de los 70) se basa en las series de la Encuesta Mundial de Fecundidad (WSF-World Fertility Survey);¹ sin embargo, la fuente varía para el período final (segunda mitad de los 80). En seis de los países (Colombia, Ecuador, México, Perú, República Dominicana y Trinidad y Tabago), el estudio se basa en datos de las Encuestas Demográficas y de Salud (DHS-Demographic and Health Surveys) y, en los otros cuatro (Costa Rica, Haití, Honduras y Jamaica), los estudios son elaborados por el país, conjuntamente con otras organizaciones. La fuente y el año de las encuestas se muestran en el cuadro 1.

Además, se dispone de encuestas para uno de los períodos en otros cuantos países: las encuestas WFS se realizaron a mediados de los 70 en Guyana, Panamá, Paraguay y Venezuela y las encuestas DHS, a mediados de la década de los 80 en Bolivia, Brasil, El Salvador y Guatemala. No existe información sobre fecundidad en los otros países mostrados en el cuadro 1; sin embargo, se presentan datos parciales basados en estimaciones del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), aunque no hay mediciones de los determinantes próximos para ninguno de los dos períodos en los casos de Argentina, Cuba, Chile, Nicaragua y Uruguay.

Aplicando el modelo Bongaarts, se han efectuado extensos análisis acerca de los datos de las encuestas WFS para todos los países, incluida la región de América Latina y el Caribe (Casterline y otros, 1984; Naciones Unidas, 1987).

¹ Honduras constituye la excepción.

Cuadro 1

**AMERICA LATINA: COMPARACION DE LAS MEDICIONES DE
FECUNDIDAD Y SUS DETERMINANTES PROXIMOS;
DECADAS DE 1970 Y 1980**

País	Año y fuente	TGF a	Prevalencia anticonceptiva (porcentaje) b		EMDC	L-MESES
Período inicial						
Argentina	1970-75 ^c	3.14
Bolivia	1970-75 ^c	6.50
Brasil	1970-75 ^c	4.70
Chile	1970-75 ^c	3.63
Colombia	1976 ^d	4.70	(4.27)	43	22.1	9.2
Costa Rica	1976 ^{de}	3.84 ^f	(3.17)	64	22.7	5.0
Cuba	1970-75 ^c	3.48	...	53 ^g
Ecuador	1979 ^d	5.32	(4.98)	34	22.1	12.3
El Salvador	1975	6.01	...	19
Guatemala	1970-75 ^c	6.45	...	4 ^h
Guyana	1975 ^d	4.92	(4.75)	31	20.0	7.2
Haití	1977 ^d	5.50	(5.15)	19 ⁱ	21.8	15.5
Honduras	1981 ^j	6.40 ^k	...	27	...	15.2
Jamaica	1976 ^d	5.00	(4.52)	38	19.2	8.6
México	1976 ^d	6.18	(5.93)	30	21.7	9.0
Nicaragua	1970-75 ^c	6.71	...	9 ⁱ
Panamá	1976 ^{de}	4.44 ^f	(3.84)	54	21.2	7.4
Paraguay	1979 ^d	4.96	(4.56)	36	22.1	11.4
Perú	1977 ^d	5.57	(5.35)	31	23.2	13.1
República Dominicana	1975 ^d	5.71	(5.39)	32	20.5	8.6
Trinidad y Tabago	1977 ^d	3.38	(3.18)	52	20.9	6.8
Uruguay	1970-75 ^c	2.99
Venezuela	1977 ^{md}	4.59 ^f	(4.36)	49 ^m	21.8	7.4
Período final						
Argentina	1985-90 ^c	2.96	...	39 ⁿ
Bolivia	1986 ^o	5.06	...	30	22.2	16.1
Brasil	1986 ^{om}	3.55	...	65	22.3	9.3
Chile	1985-90 ^c	2.73
Colombia	1986 ^o	3.34	(3.12)	65	23.2	10.7
Costa Rica	1981 ^j	3.69 ^k	...	65	22.1	6.1
Cuba	1985-90	1.98
Ecuador	1987 ^o	4.33	(4.21)	44	21.9	14.4
El Salvador	1985 ^o	4.40	...	47	20.1	14.7

(Cuadro 1 conclusión)

País	Año y fuente	TGF a	Prevalencia anticonceptiva (porcentaje) ^b	EMDC	L-MESES	
Guatemala	1987 ^{o m}	5.60	23	20.6	20.6	
Guyana	1985-90 ^P	2.7	
Haití	1987 ^j	6.33	7	18.3	17.5	
Honduras	1987 ^j	5.60	41	...	17.3	
Jamaica	1989 ^j	2.90	55	18.0	12.5	
México	1987 ^o	4.00	(4.00)	53	22.1	10.5
Nicaragua	1985-90 ^c	5.50	27 ⁿ	
Panamá	1985-90 ^c	3.14	61 ^{m q}	
Paraguay	1985-90 ^c	4.58 ^r	45 ^m	
Perú	1986 ^o	4.36	(4.30)	46	23.7	16.8
República Dominicana	1986 ^o	3.81	(3.77)	50	21.4	9.8
Trinidad y Tabago	1987 ^o	3.10	(3.10)	53	20.8	9.9
Uruguay	1985-90 ^c	2.61	
Venezuela	1985-90 ^c	3.77	

Fuentes: Encuestas WFS: TGF respecto de todos los hijos, uso de anticonceptivos y EMDC: Naciones Unidas (1987); TGF respecto de los hijos dentro de la unión: J. Casterline y otros (1984); Promedios de lactancia: B. Ferry y D. Smith (1983) y S. Balkaran y B. Ferrery (1984); Encuestas DHS: tabulaciones inéditas e información de los países; **Costa Rica**, 1981: Luis Rosero B., *Fecundidad y anticoncepción en Costa Rica 1981*, San José, 1981; y Doris Sosa, "Costa Rica: los componentes intermedios de la fecundidad, 1981", en *Mortalidad y fecundidad en Costa Rica*, Asociación Demográfica Costarricense, San José, 1984, pp. 106-124; **El Salvador**, 1985: Asociación Demográfica Salvadoreña e Institute for Resource Development/Westinghouse, *Encuesta Nacional de Salud Familiar, FESAL-85*, 1987; **Haití**, 1989: Michel Cayemittes y Anouch Chahnazarian, *Survie et santé de l'enfant en Haiti*, Instituto Haitiano de la Infancia, Puerto Principe, 1989; **Honduras**: Patricia Bailey y otros, "Changes in the Proximate Determinants of Fertility in Honduras: 1981-1987", documento presentado a la reunión anual de la Asociación Americana de Salud Pública, Boston, MA, 1988; **Jamaica**, 1989: Carmen McFarlane y Charles Warren, 1989 *Jamaica Contraceptive Prevalence Survey: Draft of Final Report*, octubre 1989, The National Planning Board of Jamaica.

TGF: Tasa global de fecundidad.

EMDC: Edad media declarada al casarse.

L-MESES: Duración media de la lactancia, en meses.

^a La TGF entre paréntesis incluye solamente los nacimientos ocurridos dentro de los períodos transcurridos en unión o matrimonio. ^b Porcentaje de mujeres actualmente casadas que usan anticonceptivos. ^c Estimaciones del CELADE, Boletín demográfico, Nº 41. ^d Encuesta Mundial de Fecundidad. ^e 20-49 años de edad. ^f La tasa de fecundidad fue ajustada para incluir al grupo de edades faltante. ^g 1972. ^h 1974. ⁱ Mujeres casadas 15-50 años. ^j Otras encuestas. ^k Tasa de 1979-80. ^l 1977. ^m 15-44 años de edad. ⁿ Federación Internacional de Planificación de la Familia, Región del Hemisferio Oriental, "Country Fact Sheets", 1988, N. Y. Honduras = 1981; datos de Argentina = estimación para 1988. ^o Encuestas demográficas y de salud. ^p Naciones Unidas, World Population Chart, 1988. ^q 1984. ^r 1987.

II. METODOLOGIA Y PROBLEMAS DE COMPARABILIDAD

Las fórmulas para calcular los índices Bongaarts se pueden encontrar en Bongaarts (1978). Es importante recordar la interpretación de estos índices: mientras menor es un índice, mayor es su importancia como determinante del nivel de fecundidad. En general, aquí se emplea la aplicación del modelo por edades específicas, aunque en algunos casos (que se indican en los cuadros) esto no fue posible. En la mayoría, las estimaciones de la fecundidad se basan en un período de cinco años anteriores a la encuesta; nuevamente surgen algunas excepciones cuando se emplean las encuestas del programa CPS (Contraceptive Prevalence Surveys), y los datos sobre fecundidad corresponden al año anterior a la encuesta. Los grupos de edades comprendidos en las encuestas variaban un poco, aunque en la mayoría de los casos se incluían mujeres de entre 15 y 49 años.

Dadas las diferencias en el detalle con que se recopiló la información de las dos principales series de encuestas (WFS y DHS), así como la necesidad de utilizar datos provenientes de fuentes secundarias para las encuestas que no eran la WFS ni la DHS, los índices de los determinantes próximos de la fecundidad presentados aquí se calculan con diferentes grados de precisión. No obstante, se procura usar en la comparación de los dos períodos aquellas mediciones que sean el mínimo común denominador, pero que sean al menos lo más comparables posible. Esto puede significar que no se calcula un índice tan exactamente como podría permitirlo la información de una u otra serie.

En este documento, presentamos las distintas formas de medir cada índice, indicamos cuáles son los más directamente comparables y, por lo tanto, cuáles son los mejores para estudiar cambios en estos parámetros.

Se presentan dos versiones del índice de matrimonio (C_m) para cada uno de los seis países que incluyen las encuestas WFS y DHS. Como la primera de ellas recogía la historia marital completa, fue posible calcular una medida exacta del tiempo transcurrido dentro de la unión durante los cinco años anteriores a la encuesta, así como las tasas de fecundidad marital basadas en los nacimientos ocurridos dentro de la unión. Esto no era posible con las encuestas DHS, las que si bien obtenían una historia completa de los nacimientos, solamente preguntaban sobre la fecha del primer matrimonio y el estado marital actual. Las dos versiones del C_m

presentadas en este documento son: 1) un índice del estado actual al momento de la entrevista, que emplea la proporción de mujeres en unión a la fecha de la encuesta y las tasas de fecundidad por edad específica; 2) una medición “dentro de la unión”. En el caso de las encuestas WFS, la segunda medida utiliza la proporción de tiempo en unión durante los cinco años antes de la encuesta y las tasas de fecundidad marital basadas en los nacimientos ocurridos durante el período dentro de la unión.² En el caso de las encuestas DHS, las medidas se basan en las proporciones de mujeres actualmente en unión y las tasas de fecundidad “marital” que excluyen los nacimientos premaritales.

En el caso del índice de infertilidad postparto (C_1), se presentan dos versiones para las encuestas DHS. Estas investigaron la duración de la amenorrea y abstinencia después del nacimiento de cada niño y pueden, por lo tanto, proporcionar una medición más exacta del índice de infertilidad postparto. En el caso de las encuestas WFS, sólo se preguntó por la duración de la lactancia, razón por la que el índice se debe estimar mediante el método indirecto, es decir, relacionando la lactancia con la duración media de la infertilidad postparto. Se presentan dos mediciones para las encuestas DHS: la primera es una medida más precisa y la segunda es comparable con la de las encuestas WFS. Sin embargo, las mediciones del C_1 en ambas encuestas son levemente diferentes. En el caso de las estimaciones de la WFS, la duración de la lactancia se calculó para tres grandes grupos de edades -15 a 24, 25 a 34, y 35 a 49 años-, y el índice se calculó según edad específica. En el caso de las estimaciones de la DHS, para calcular el índice se empleó una duración media de la lactancia para todos los grupos de edades de mujeres. Decidimos mantener las estimaciones WFS a fin de ser coherentes con otros datos publicados. Calculamos el C_1 a partir de los datos de la WFS basados en una duración media de la lactancia, y descubrimos que los C_1 eran iguales en cinco casos (Costa Rica, Jamaica, México, República Dominicana y Venezuela), un punto inferiores en otros cinco casos (Colombia, Ecuador, Guyana, Perú y Trinidad y Tabago) y dos puntos diferentes en tres casos (Haití y Paraguay -inferiores- y Panamá -superiores-). Los índices basados en ambas series de encuestas utilizan el método prevalencia/incidencia para calcular la duración de la lactancia y la de la infertilidad postparto.

² Estos son los índices publicados por Naciones Unidas (1987).

En el caso del índice de anticoncepción (C_c), la medición se hizo de la manera más similar posible en ambas encuestas. La excepción la constituye el uso de proporciones de fertilidad³ observada en un país para el índice C_c basado en las encuestas DHS, en comparación con un promedio de proporciones de fertilidad observada de 28 encuestas para los índices basados en la WFS. En ambos casos se emplea el estado de fertilidad reportado por la mujer. Se supuso la misma eficacia para los siguientes métodos anticonceptivos: esterilización, píldora, DIU y ritmo; sin embargo, aun cuando los índices C_c basados en la WFS se calcularon bajo el supuesto de que todos los otros métodos tenían una eficacia de uso de 0.70, las estimaciones basadas en las encuestas DHS suponían que otros métodos modernos (como el condón, el diafragma y los métodos vaginales) tenían una eficacia de 0.8 y todos los otros métodos alcanzaban un promedio de 0.35. Los índices C_c basados en la DHS no consideran a las usuarias que están actualmente en amenorrea o abstinencia, mientras que los basados en la WFS no toman en cuenta a las usuarias que están amamantando a un niño de seis meses o menos.

En los cuadros se indican los índices calculados por otras encuestas. Los cálculos basados en datos publicados necesitaban de ciertos supuestos. Nosotros usamos el porcentaje de fertilidad y las tasas de eficacia aplicados en los análisis de las encuestas WFS para estos pocos casos. Cuando sólo se disponía de la duración de la lactancia para todas las mujeres o para dos grandes grupos de edades, supusimos que el promedio se mantenía para todos los grupos de edades pertinentes.

III. MEDICIONES ABSOLUTAS DE LOS DETERMINANTES PROXIMOS: PATRONES DE CAMBIO

En varios países se produjeron descensos sustanciales de la fecundidad; en la mayoría de los casos, hubo una reducción de entre 1 y 1.5 hijos en la tasa global de fecundidad (TGF) entre principios de los 70 e inicios de los 80. En dos casos, República Dominicana y México, la disminución fue mayor: de aproximadamente 2 hijos (véase el cuadro 1).

³ Es decir, el complemento de la proporción de mujeres con esterilidad (primaria o secundaria).

También ocurrieron algunos cambios en los tres determinantes próximos de países con datos disponibles para los dos períodos. En Haití, se encontró un descenso muy grande (de 3.5 años) en la edad media declarada al casarse (EMDC), lo cual puede deberse, en parte, a las diferencias en la forma en que se declararon y registraron las uniones en las encuestas. Se hallaron crecimientos en la EMDC de cerca de un 1 año en Colombia y República Dominicana; todos los demás países de los cuales se tenía información, mostraron un cambio mínimo en la edad al casarse: de menos de medio año en Costa Rica, Ecuador, Jamaica, México, Perú, Trinidad y Tabago. La EMDC se basa en la proporción de las mujeres no unidas, y el índice de matrimonio calculado en el modelo Bongaarts está más estrechamente relacionado con la proporción de las mujeres actualmente casadas. Por eso buscamos también una segunda medición del cambio en el matrimonio: el índice I_m (Coale, 1974). Este es un promedio ponderado de la proporción de las mujeres actualmente en unión según grupos de edades; las ponderaciones son tasas de fecundidad marital estándares. Esta segunda medición (presentada en la última columna del cuadro 2) muestra el mayor cambio en Haití con un descenso en el impacto de la nupcialidad. Sin embargo, República Dominicana es el único país donde el índice I_m muestra un aumento notable en su intensidad: el índice disminuyó de 0.630 a 0.585. En Ecuador, cuya EMDC no cambió mucho entre 1979 y 1986, el índice I_m muestra un efecto de debilitación del matrimonio que va de 0.614 a 0.649. En todos los demás países hubo un cambio muy pequeño durante el período más reciente.

En Ecuador, Haití, Honduras, Jamaica, Perú y Trinidad y Tabago, se encontraron aumentos en la duración de la lactancia de entre 2.0 y 3.9 meses, mientras en Colombia, Costa Rica, México y República Dominicana hubo una disminución (véase el cuadro 1). Sin embargo, en la mayoría de los países el aumento en la prevalencia anticonceptiva, o el porcentaje de mujeres actualmente casadas que usaban anticonceptivos (véase el cuadro 1), fue sustancial: más de 20 puntos porcentuales en Colombia, El Salvador y México; entre 15 y 19 puntos en Guatemala, Jamaica, Perú y República Dominicana; y entre 9 y 14 puntos en Ecuador, Honduras y Paraguay. Sólo en Costa Rica y Trinidad y Tabago prácticamente no hubo cambios y únicamente en Haití se registró una disminución acentuada. Esta última se puede relacionar más bien con los cambios en la eficiencia con que se registró el método empleado, más que con una verdadera disminución.

Cuadro 2

**PROPORCION DE MUJERES ACTUALMENTE UNIDAS
POR EDADES E INDICES I_m**

País / Año	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	I_m^a
Colombia 1976	0.127	0.501	0.702	0.787	0.737	0.746	0.674	0.577
Colombia 1986	0.120	0.460	0.670	0.740	0.770	0.710	0.740	0.555
Costa Rica 1976	0.132	0.507	0.680	0.781	0.766	0.782	0.721	0.581
Costa Rica 1981	0.150	0.540	0.720	0.790	0.800	0.780	0.740	0.605
Ecuador 1979	0.162	0.510	0.747	0.802	0.831	0.780	0.788	0.614
Ecuador 1986	0.170	0.550	0.800	0.850	0.840	0.840	0.800	0.649
Haití 1977	0.143	0.492	0.740	0.836	0.797	0.811	0.736	0.608
Haití 1987	0.442	0.759	0.840	0.848	0.836	0.750	0.689	0.742
Honduras 1981	0.237	0.547	0.762	0.845	0.802	0.801	0.000	0.635
Honduras 1987	0.217	0.595	0.745	0.812	0.790	0.769	0.000	0.628
Jamaica 1976	0.244	0.744	0.794	0.843	0.825	0.822	0.726	0.696
Jamaica 1989	0.438	0.794	0.865	0.847	0.808	0.776	0.714	0.751
México 1976	0.178	0.604	0.801	0.840	0.838	0.812	0.773	0.657
México 1987	0.180	0.550	0.760	0.820	0.810	0.820	0.800	0.631
Perú 1977	0.124	0.466	0.705	0.820	0.829	0.834	0.786	0.596
Perú 1986	0.120	0.440	0.690	0.820	0.850	0.830	0.830	0.591
República Dominicana 1975	0.204	0.593	0.748	0.804	0.844	0.721	0.691	0.636
República Dominicana 1986	0.170	0.490	0.680	0.780	0.780	0.760	0.740	0.585
Trinidad y Tabago 1977	0.183	0.609	0.825	0.886	0.867	0.843	0.818	0.679
Trinidad y Tabago 1987	0.200	0.600	0.840	0.860	0.880	0.840	0.840	0.680
Tasas $n(a)^b$	411	460	431	395	322	167	24	

Fuente del patrón de fecundidad natural, $n(a)$: Coale y Trussell (1974).

^a Este índice es el promedio ponderado de las proporciones de casadas en cada grupo de edades, con ponderaciones iguales al patrón de fecundidad natural, $n(a)$.

^b Tasas específicas de fecundidad natural según edad (estándar), $n(a)$ (por mil).

IV. ESTIMACIONES DE LOS INDICES DE BONGAARTS: PATRONES DE CAMBIO

En el cuadro 3, se presentan los tres índices para la mayor cantidad posible de países, para ambos períodos si están disponibles o para uno, en el caso de aquéllos que han tenido sólo una encuesta. Se muestran las mediciones más comparables para todos los países lo que es especialmente importante en el caso de aquellos que tienen datos para dos períodos: para los seis países con encuestas WFS y DHS esto implicó cálculos especiales de los índices C_c y C_i . Para otros tres países con dos encuestas (Costa Rica, Haití y Jamaica), la primera era de tipo WFS y la segunda de tipo CPS o una encuesta de fecundidad que sólo nos

Cuadro 3

AMERICA LATINA: COMPARACION DE LOS INDICES DE BONGAARTS PARA LOS PERIODOS INICIAL Y FINAL ^a

País	C_m		C_c		C_i^b	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Bolivia
Brasil	...	0.58	...	0.43	...	0.84
Colombia	0.58	0.53	0.63	0.44	0.85	0.81
Costa Rica	0.58	0.61	0.43	0.35	0.91	0.90
Ecuador	0.61	0.63	0.71	0.59	0.78	0.73
El Salvador	...	0.65	...	0.53	...	0.72
Guatemala	...	0.69	...	0.81	...	0.61
Guyana	0.70	...	0.72	...	0.89	...
Haití	0.61	0.74	0.86	0.93	0.73	0.67
Honduras	0.76	0.78	0.74	0.61	0.71	0.67
Jamaica	0.75	0.79	0.64	0.49	0.85	0.77
México	0.67	0.62	0.73	0.52	0.84	0.81
Panamá	0.64	...	0.51	...	0.85	...
Paraguay	0.60	...	0.71	...	0.81	...
Perú	0.58	0.57	0.76	0.63	0.77	0.68
República Dominicana	0.64	0.56	0.70	0.49	0.85	0.83
Trinidad y Tabago	0.66	0.66	0.57	0.52	0.89	0.82
Venezuela	0.58	...	0.58	...	0.87	...

C_m : índice de matrimonio. C_c : índice de anticoncepción. C_i : índice de fertilidad postparto.

^a Para años y fuentes véase el cuadro 1.

^b Los C_i de los países en encuestas WFS en el período inicial se elaboraron por edades, para mantener la comparabilidad con otras estimaciones publicadas. Los C_i de las encuestas DHS se calculan con la duración media de la lactancia de todos los hijos. Los C_i basados en la WFS son 1 punto inferior si se calculan en base a una duración media general de la lactancia en Colombia, Ecuador, Guyana, Perú y Trinidad y Tabago; difieren en 2 puntos en Haití, Panamá y Paraguay, y son iguales en Costa Rica, República Dominicana, Jamaica, México y Venezuela.

proporcionó datos secundarios. En estos tres casos, el índice C_m de la encuesta WFS y de la encuesta reciente eran mediciones referentes a la situación al momento de la entrevista; los índices C_i de ambos períodos se basaban solamente en la lactancia. Para Honduras, único país con dos encuestas, aunque ninguna era WFS o DHS, los índices que se obtuvieron de una fuente secundaria (véase la nota del cuadro 1) son mediciones del estado actual y son comparables.

El índice C_m de tres países (Brasil, El Salvador y Guatemala) se calcula con una definición ligeramente diferente a la de otros países con datos procedentes de una encuesta DHS, es decir, excluyendo los nacimientos premaritales. Sin embargo, como el uso de estas dos definiciones de C_m no hacía diferencia para los seis países donde se empleaba una definición del estado actual (véase el cuadro 4, columnas 3 y 4), es sumamente improbable que los valores de estos tres países cambiaran si se recalcularan con tal definición.

Cuadro 4

CONSTRUCCIONES ALTERNATIVAS DE LOS INDICES C_m Y C_i DE BONGAARTS, A PARTIR DE LAS ENCUESTAS WFS Y DHS, PARA LOS PAISES CON DATOS DE AMBAS FUENTES

País	C_m - WFS estado actual (1)	C_m - WFS dentro de la unión (2)	C_m - DHS estado actual (3)	C_m - DHS dentro de la unión (4)	C_i - WFS lactan- cias sola- mente (5)	C_i - DHS lactan- cia sola- mente ^a (6)	C_i - DHS amenorrea y absti- nencia (7)
Colombia	0.577	0.602	0.533	0.531	0.846	0.806	0.834
Ecuador	0.613	0.656	0.634	0.634	0.782	0.731	0.710
México	0.667	0.684	0.618	0.618	0.842	0.810	0.800
Perú	0.584	0.629	0.570	0.570	0.769	0.683	0.697
República Dominicana	0.641	0.689	0.559	0.558	0.852	0.825	0.802
Trinidad y Tabago	0.662	0.702	0.662	0.663	0.887	0.823	0.887

^a La estimación del C_i de la DHS basada sólo en la lactancia emplea el promedio de lactancia general. Los valores medios de $p(a)$ y $q(a)$ en la ecuación para convertir la duración de la lactancia en duración de la infertilidad postparto son de 20.0 y 18.5 meses, respectivamente. Véase Casterline y otros (1984).

El índice de matrimonio (C_m) varió en importancia, de moderado a importante, como determinante de los niveles de fecundidad en la región, entre mediados de los 70 y segunda mitad de los 80. A principios de la década de los 80 fue el más importante en Brasil, Colombia, Perú y República Dominicana (índices que van de 0.53 a 0.58). Fue menor en

Haití, Honduras y Jamaica (índices que van de 0.74 a 0.78). El índice medio (geométrico) de matrimonio a mediados de los 70 fue de 0.637 y en la segunda mitad de los ochenta, de 0.642.

Para la mayoría de los países de la región con datos para ambos períodos, hubo un cambio modesto en la importancia de este factor: en Jamaica, Perú y Trinidad y Tabago prácticamente no hubo modificaciones, y en Haití ocurrieron leves descensos, pero es probable que esto se haya debido a las diferencias en la forma en que se registraron las uniones (véanse las primeras dos columnas del cuadro 3). En general, estos cambios son más o menos coherentes con los leves cambios en la EMDC y los índices I_m . El índice C_m aumentó su importancia en forma moderada en Colombia, México y República Dominicana. En los tres casos, estas variaciones corresponden a cambios en el índice I_m (aunque éstos son menores en tamaño absoluto) y en la EMDC.

Los resultados del índice de anticoncepción se presentan en las columnas 3 y 4 del cuadro 3. El valor medio (geométrico) C_c fue de 0.654 a mediados de los 70, y aumentó enormemente en importancia a mediados de los 80: 0.547. El índice de anticoncepción disminuyó en Haití, como era de esperar, dada la disminución en el porcentaje de uso. Se registraron pequeños aumentos del C_c , 5 puntos en Trinidad y Tabago y en Costa Rica, 8 puntos; y aumentos mayores en otros países: 12 a 13 puntos en Ecuador, Honduras y Perú; 15 puntos en Jamaica; y 19 a 21 puntos en Colombia, México y República Dominicana. La mayoría de estos cambios en el índice son coherentes con los cambios en el uso de anticonceptivos. Las dos excepciones son Costa Rica, donde hay un pequeño descenso en el porcentaje de uso, y Trinidad y Tabago, donde casi no hubo variación. No obstante, un aumento en la eficacia de los métodos empleados podría ser la causa de algunos incrementos en el índice.

En general, la infertilidad postparto sigue siendo el menos importante de los tres determinantes próximos aquí considerados pero, en general, aumentó en importancia para los seis países con mediciones comparables a partir de las encuestas WFS y DHS (véase el cuadro 4). El índice de infertilidad postparto (C_i) fue de 0.830 en los 70 llegando a 0.780 a mediados de los 80. Este índice aumentó levemente su importancia (3 puntos o menos) en México y República Dominicana; creció en forma moderada en Colombia, Costa Rica, Ecuador, Haití y Honduras (4 a 6 puntos); y se elevó ligeramente en Jamaica, Perú y Trinidad y Tabago (7 a 9 puntos). Existe una alta correlación entre la duración de la lactancia y el índice C_i para las 27 observaciones. Además,

los cambios en este índice para los diez países con dos observaciones varían según la duración de la lactancia, excepto en dos casos. Por ejemplo, en México y República Dominicana la duración de la lactancia aumentó levemente (de 0.8 a 0.9 meses); en Colombia, Ecuador y Honduras, aumentó en forma moderada (de 1.3 a 1.7 meses), y en Jamaica, Perú y Trinidad y Tabago, el aumento es significativo (de 2.4 a 3.8 meses). Las dos excepciones a este patrón son Costa Rica y Haití, donde no se experimentó ningún incremento en la duración media de la lactancia, pero cuyas mediciones del C_i muestran un crecimiento moderado en su importancia.

En el cuadro 4 se presentan mediciones alternativas de los índices C_m y C_i . A partir de estas estimaciones resulta evidente que es muy importante emplear las mismas definiciones de los índices, u otras muy similares, al aplicar el modelo para estudiar cambios en estos determinantes próximos. La definición *dentro de la unión* de C_m (basada en el tiempo transcurrido dentro de la unión en los cinco años antes de la entrevista, y en las tasas de fecundidad determinadas por los nacimientos ocurridos en los períodos transcurridos en unión)⁴ es notablemente diferente de aquella basada en la proporción de actualmente unidas al momento de la entrevista y en las tasas de fecundidad por edad específica. En los países aquí estudiados, existe una diferencia de 2 a 4 puntos. Las dos versiones del C_i basadas en los datos de la DHS, la medición más exacta basada en la duración reportada de amenorrea y abstinencia, o aquella de la amenorrea solamente, difieren de la que tiene su base en la duración de la lactancia. En tres países, la estimación indirecta produce un C_i levemente más fuerte y, en uno, un C_i ligeramente menor. En Colombia y, específicamente, en Trinidad y Tabago, el efecto de usar solamente la información sobre lactancia produce un C_i mucho mayor; esto se debe aparentemente a una diferencia real entre la duración de la amenorrea reportada y la que se estimaría indirectamente. Una explicación posible de la diferencia en los datos es que el efecto de la lactancia en la infertilidad postparto varía dependiendo de la intensidad y la frecuencia de la primera.

En el cuadro 5 se muestran las tasas globales de fecundidad (TGF) observadas para los períodos inicial y final, así como el nivel de fecundidad estimado por el modelo para el período final. Esta TGF estimada se obtiene tomando la tasa de fertilidad total (TFT) de cada país,

⁴ Esta definición se empleó en los análisis nacionales comparados de los datos de la encuesta WFS.

Cuadro 5

**DIFERENCIAS ENTRE EL CAMBIO DE LA FECUNDIDAD
OBSERVADA Y ESTIMADA, BASADAS EN EL
MODELO DE BONGAARTS**

País	TGF-observada			TGF-estimada ^b		Diferencia porcentual del cambio (Col 5 - Col 3)
	Inicial ^a	Final	Porcentaje de cambio	Final	Porcentaje de cambio	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Colombia	4.70	3.34	-28.9	2.86	-39.1	-10.2
Costa Rica	3.84	3.69	-3.9	3.25	-15.4	-11.5
Ecuador	5.32	4.33	-18.6	4.28	-19.5	-0.9
Haití	5.50	6.33	15.1	6.62	20.4	5.3
Honduras	6.40	5.60	-12.5	5.11	-20.2	-7.7
Jamaica	5.00	2.90	-42.0	3.65	-27.0	15.0
México	6.18	4.00	-35.3	3.94	-36.2	-1.0
Perú	5.57	4.60	-17.4	4.04	-27.5	-10.1
República Dominicana	5.71	3.81	-33.3	3.40	-40.5	-7.2
Trinidad y Tabago	3.38	3.10	-8.3	2.87	-15.1	-6.8

^a Estas TGF incluyen todos los nacimientos, a fin de mantener la comparabilidad con la TGF de la encuesta final.

^b Para el período final, la TGF se estima sobre la base de la tasa global de fertilidad (TF) derivada de la tasa global de fecundidad (TGF) y los índices C_m , C_c y C_i estimados para la encuesta inicial.

dada la TGF real y los tres índices del período inicial, y aplicándole los índices para el período final. Este mismo cuadro presenta el porcentaje de cambio entre la TGF observada y entre la TGF observada del período inicial y la tasa estimada para el período final. Hay que considerar que los cambios estimados en las TGF se refieren a diferentes períodos, por lo que no deberían hacerse comparaciones directas de estos cambios entre países.⁵ Las diferencias entre el cambio observado y el cambio estimado están por debajo del 8 por ciento en seis de los diez casos para los que se disponía de información. En Colombia y Perú, las diferencias son levemente superiores (cerca del 10 por ciento), y en Costa Rica y Jamaica la diferencia es aproximadamente de 15 por ciento. Si bien una diferencia positiva sugiere que el modelo no está captando todo el efecto de los determinantes próximos, una diferencia negativa sugiere que el modelo no explica adecuadamente el impacto de los tres determinantes.

⁵ El enfoque correcto es comparar las tasas *anuales* de cambio entre los países.

Los resultados del modelo de Bongaarts también pueden descomponerse para dar una idea aproximada de la contribución relativa de los determinantes próximos en el cambio del nivel de fecundidad. Estos resultados se presentan en el cuadro 6. La situación varía de país a país, pero es claro que la anticoncepción es el principal factor que explica el descenso de la fecundidad en los seis países mostrados, seguido igualmente de cambios en la lactancia y en el matrimonio. La contribución relativa de estos tres factores aumenta a más de 100 por ciento del cambio producido, lo que implica que la fertilidad creció durante este período.

Cuadro 6

DESCOMPOSICION PORCENTUAL DEL CAMBIO DE LA TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD ENTRE LAS ENCUESTAS WFS Y DHS, PARA LOS SEIS PAISES CON DATOS DE AMBAS ENCUESTAS

País	Factores responsables					
	Total	Matrimonio	Anti-concepción	No susceptible postparto	Otros determinantes próximos ^a	Interacción ^b
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Colombia	100	26.4	107.0	16.3	-58.6	8.9
Ecuador	100	-18.4	90.2	35.0	-6.3	-0.5
México	100	20.9	81.1	10.8	-4.4	-8.4
Perú	100	11.0	75.0	51.5	-36.2	-1.3
República Dominicana	100	38.4	88.8	9.5	-36.6	-0.1
Trinidad y Tabago	100	0.0	101.8	87.1	-96.0	7.1

^a Otros determinantes próximos, vale decir, la fecundabilidad natural, la mortalidad intrauterina espontánea y la esterilidad permanente.

^b "Una función compleja de la fecundidad proporcional cambia debido a los diferentes determinantes próximos", Bongaarts y Potter (1983), p. 107.

V. UN ENFOQUE ALTERNATIVO PARA ESTIMAR EL IMPACTO DE LOS DETERMINANTES PROXIMOS

Se ha propuesto un enfoque alternativo para estimar la contribución de los determinantes próximos en el nivel y en el cambio de la fecundidad; dicho enfoque se describe ampliamente en otros trabajos (véase, Moreno,

1991). Este modelo se deriva del trabajo de Rodríguez y Cleland (1988), quienes formularon el modelo de Page (1977) de fecundidad marital en el marco de los modelos lineales generalizados; y de Coale (1971) y Coale y Trussell (1974), quienes modelaron patrones de fecundidad por edad específica basados en las estructuras (por edad) de la fecundidad marital y las proporciones de las personas en unión. El nuevo modelo se basa en el supuesto común a todos estos modelos, de que en ausencia de un control deliberado de la natalidad, la fecundidad marital sigue un patrón por edad típico denominado fecundidad "natural" (Henry, 1961). Además, se supone que el control de la fecundidad da origen a un patrón distintivo de cambio de la fecundidad natural, el cual es función del tiempo transcurrido desde la primera unión. Las estimaciones de los parámetros del modelo lineal generalizado de fecundidad marital propuesto por Rodríguez y Cleland sirven, a su vez, para relacionar el grado de control de la fecundidad con las mediciones directas de sus determinantes próximos. Finalmente, en el nuevo modelo se supone que las tasas de fecundidad para todas las mujeres pueden ser generadas al combinar la experiencia en fecundidad de la mujer desde la primera unión y su conducta reproductiva antes de este suceso.

1. Tasas de fecundidad según edad

El primer supuesto del modelo se basa en la definición de Coale (1967) acerca de la fecundidad a cualquier edad, a , como la suma de dos componentes: la fecundidad de la mujer dentro de la (primera) unión por edad, $f_m(a)$, ponderada por la proporción de las en unión a esa edad, $g(a)$, y la fecundidad de la mujer antes de la primera unión, $f_{pm}(a)$, ponderada en forma similar por la proporción de solteras a cada edad, $[1-g(a)]$,

$$f(a) = g(a) f_m(a) + [1-g(a)] f_{pm}(a) \quad (1)$$

Aunque sumar la expresión en (1) a través de todas las edades posibles produciría una estimación de la fecundidad total, la suma de estas tasas produce valores incorrectos de la fecundidad marital total, ya que falsea la tasa de reproducción según duración de la primera unión.

Una solución sería re-expresar la fecundidad por edad específica de la mujer en términos de la duración de la unión en la ecuación (1), y luego estimar la fecundidad total de las mujeres en unión sumando a

través de todas las duraciones de las uniones.⁶ Esta solución requiere contar con las tasas de fecundidad marital por edad y duración del matrimonio, $f_m(a,d)$.

2. Fecundidad marital

La representación de la fecundidad marital por edad y duración desde la primera unión hecha por Rodríguez y Cleland (1988) resultó en la construcción de un modelo en el cual el logaritmo de la relación entre la fecundidad marital a una edad y duración dadas, y la fecundidad natural a esa edad es una función lineal del tiempo transcurrido desde la primera unión.

$$\log [f_m(a,d) / n(a)] = \alpha + \beta d \quad (2)$$

donde $n(a)$ es el patrón de la fecundidad natural por edad, α es un parámetro que representa el nivel de fecundidad natural y β un parámetro que representa la reducción de la fecundidad marital relativa a la fecundidad natural como función de la duración de la unión.

Esta especificación tiene ventajas considerables para describir las tasas de fecundidad en términos de determinantes próximos. En primer lugar, se podría re-expresar como una clase de modelos lineales generalizados, tales como los modelos estadísticos que permiten expresar eventos como una combinación lineal de factores o variables predictivas y un término de error para el cual se dispone de estimaciones de máxima verosimilitud de los parámetros, errores estándares y una estadística χ^2 de bondad de ajuste. Esta formulación implica que se podrían emplear criterios estadísticos bien conocidos para evaluar la magnitud del error implícito en la estimación de la fecundidad. En segundo lugar, ofrece una aproximación simple para la estimación de la fecundidad marital por edad como una función de la duración del matrimonio, a partir de la cual se puede calcular la fecundidad total al sumar (integrar) todas las duraciones. La tercera característica, y la más atractiva, es la posibilidad de representar los parámetros α y β como una función de los determinantes próximos de la fecundidad. Por ejemplo, Rodríguez y Cleland interpretaron estos parámetros como los componentes de espaciamiento y control, respectivamente, con índices I_α (o Índice α), del nivel de fecundidad natural, e I_β (o Índice β) de desviación del patrón

⁶ Este concepto de un índice de fecundidad marital (sintético) fue empleado por primera vez por Westoff y Ryder (1977)

de edad de la fecundidad natural causada por las prácticas de espaciamiento o control entre las mujeres en unión en la población bajo estudio. La interpretación de estos índices como medidas de los componentes de espaciamiento y control de la fecundidad marital es precisamente lo que hizo tan atractivo el modelo de Rodríguez y Cleland para vincular los determinantes próximos de la fecundidad a la fecundidad marital de una población, para luego ser usado en la ecuación (1). De hecho, el nuevo modelo propone predecir las tasas de fecundidad empleando una regresión lineal de los índices α y β en las mediciones de los determinantes próximos de la fecundidad.

3. Fecundidad premarital

El otro término de la ecuación (1), $f_{pm}(a)$, se refiere a la fecundidad de la mujer antes de su primera unión, o fecundidad premarital. Frecuentemente, se considera que este componente es poco importante y se desconoce cómo varía la fecundidad antes del matrimonio según la edad o el tiempo transcurrido desde la primera relación. En las etapas exploratorias del estudio se descubrió que, al menos en América Latina, la fecundidad premarital bien podría representar entre un 10 a 15 por ciento de la fecundidad total de las poblaciones en las que se realizaron las encuestas WFS y DHS. Además, la suma de las tasas de fecundidad premaritales parecían ser una función del número de años transcurridos entre la edad media a la menarquia y la primera unión, con una tasa de reproducción probablemente determinada en gran parte por la frecuencia de la relación sexual. Los escasos datos disponibles muestran que el uso de métodos anticonceptivos en estas poblaciones era poco significativo antes de la primera unión y, por lo tanto, la fecundidad en esas edades se podía considerar como no controlada (Singh y Wulf, 1990). A fin de ser coherente con el modelo de fecundidad marital propuesto, se adoptó la misma expresión para estimar la fecundidad marital total que para calcular la fecundidad premarital, suponiendo que $\beta = 0$ (por tanto, independiente de la duración de la unión), y $\alpha = 1.3539$ (representando un nivel de fecundidad natural que es el 20 por ciento del total de la fecundidad natural máxima).⁷ Esta formulación implica que la

⁷ Este valor fue determinado empíricamente a partir de las encuestas WFS en América Latina y el Caribe, al considerar la relación de la fecundidad premarital total observada con las tasas acumuladas del patrón de fecundidad natural, $n(a)$, entre la edad a la menarquia, τ , y la edad media al matrimonio, μ . El patrón de fecundidad natural se toma de Coale y Trussell (1974). La tasa de fecundidad marital total (TFM) se deriva del patrón Coale-Trussell y es de 11.85 hijos por mujer.

fecundidad premarital varía según la edad de acuerdo con el patrón natural, por lo mismo que es difícil de verificar.⁸ Sin embargo, para los fines de ajustar las tasas de fecundidad, la aproximación funciona muy bien.

4. Proporción de mujeres en unión

El tercer componente de la ecuación (1), el patrón de la proporción de mujeres en unión en cada edad, $g(a)$, ha sido representado exitosamente por Coale (1971) y Coale y McNeil (1972) en términos de tres parámetros, los que luego fueron replanteados por Rodríguez y Trussell (1980) como la edad media a la (primera) unión, su desviación estándar, y la proporción final de mujeres que llegaron a la (primera) unión. En las etapas exploratorias del modelo aquí propuesto, el uso de las estimaciones de las proporciones de unidas (empleando el modelo de nupcialidad de Coale) dio como resultado una pérdida sustancial de bondad de ajuste de la fecundidad total. Por esta razón, las proporciones observadas de unidas a cada edad se usan como los coeficientes de ponderación en la ecuación (1).

5. Tasa global de fecundidad

En resumen, el modelo propone medir la fecundidad total como una combinación de las tasas de fecundidad premarital y marital, donde la última se puede interpretar en términos de un componente de espaciamiento y un componente de control.

$$TGF = 0.25 \int_0^{\mu} [1-g(a)] n(a) da + \int_{\mu}^{50} g(y) n(y) \exp\{\alpha + \beta(y-\mu)\} dy. \quad (3)$$

A su vez, los determinantes próximos de la fecundidad estarán estrechamente vinculados a la tasa de fecundidad total a través de su relación con los índices α y β .

Por último, expresando la fecundidad total en términos de la edad a la unión y las proporciones de unidas, así como, los factores de espaciamiento y control, es posible descomponer los cambios en las tasas a través del tiempo. Existen técnicas estadísticas bien conocidas para este propósito (Kim y Strobino, 1984; Nathanson y Kim, 1989). Más aún, es

⁸ Por ejemplo, la fecundidad premarital virtualmente carece de importancia en China, India y los países musulmanes. Por esa razón, el nivel de fecundidad natural total máxima, α , sería cercano a cero en estas sociedades.

posible descomponer el elemento de espaciamiento para identificar un efecto que es aproximadamente el mismo que el de la infertilidad postparto.⁹ En este artículo, presentamos un resumen de los resultados derivados de este nuevo modelo, que permitan la comparación con las estimaciones de Bongaarts de la contribución de los determinantes próximos.

El cuadro 7 compara la contribución relativa de los tres principales determinantes próximos en la variación de la fecundidad, según el modelo Bongaarts y el nuevo modelo propuesto. Los resultados que se presentan se basan en el efecto principal de cada factor, así como el cambio en la TGF debido a la variación observada en un factor determinado considerando constantes los otros dos. Ambas estimaciones ignoran los errores en la medición de las variables concomitantes. Esta comparación sólo fue posible para los seis países que cuentan con encuestas WFS y DHS.

En el cuadro 7, presentamos la contribución total y porcentual en el cambio de la TGF atribuible al matrimonio, la anticoncepción y la infertilidad postparto, según los modelos de Bongaarts y el nuevo.¹⁰

Los resultados parecen confirmar las afirmaciones de Reinis (publicación en prensa) acerca de que el primer modelo parece haber exagerado el efecto del matrimonio. Mientras el procedimiento de Bongaarts siempre predice un descenso de la fecundidad debido al retraso del matrimonio (salvo en el caso de Ecuador), el nuevo modelo sugiere aumentos de la fecundidad a causa de este factor en Ecuador, Perú y Trinidad y Tabago. El impacto del uso de anticonceptivos es menor según el modelo de Bongaarts, que según el nuevo modelo en Ecuador, México y Perú, lo que indica que este último recoge los cambios de la fecundidad atribuibles a uso de anticonceptivos no solamente para fines de control, sino también de espaciamiento. Finalmente, el impacto previsto de la infertilidad postparto es, según el enfoque de Bongaarts, por lo menos el doble en todos los países, en contraste con el modelo aquí propuesto.

⁹ Se basa en un modelo del componente de espaciamiento (Índice α), en el cual este índice se define como una función de la proporción de mujeres de paridez 4 que usan anticonceptivos para espaciar la eficacia del uso, y la duración media de la lactancia, en meses.

¹⁰ En el nuevo modelo, las cifras presentadas corresponden a la contribución total y porcentual del cambio *estimado* en la fecundidad total entre las encuestas WFS y DHS, debido a las variaciones en los determinantes próximos y no al cambio *observado* en la fecundidad. Esto podría ser una limitación del nuevo modelo, ya que la descomposición propuesta sólo se puede efectuar en el cambio estimado de la fecundidad total, el que está sujeto a importantes fuentes de error.

Cuadro 7

**COMPARACION ENTRE EL MODELO DE BONGAARTS Y EL NUEVO,
RESPECTO DE LA CONTRIBUCION TOTAL Y PORCENTUAL
EN EL CAMBIO PREVISTO DE LA TASA GLOBAL DE
FECUNDIDAD ENTRE LAS ENCUESTAS WFS Y DHS DEBIDO
AL MATRIMONIO, EL USO DE ANTICONCEPTIVOS
Y LA NO SUSCEPTIBILIDAD POSTPARTO.
MODELOS DE EFECTOS PRINCIPALES**

País	Cambio en la TGF	Matrimonio	No suscep- tibilidad pos-parto	Anti- concep- ción	Inter- accio- nes
Colombia					
Bongaarts*	-1.36	-0.36 (26.4)	-0.22 (16.3)	-1.45 (107.0)	0.68 (-49.7)
Moreno	-1.36	-0.28 (20.6)	-0.08 (5.9)	-1.14 (83.8)	0.14 (-10.3)
Ecuador					
Bongaarts	-0.99	-0.18 (-18.4)	-0.35 (35.0)	-0.89 (90.2)	0.07 (-6.8)
Moreno	-0.71	0.20 (-28.2)	-0.11 (15.5)	-0.82 (115.5)	0.02 (-2.8)
México					
Bongaarts	-2.17	-0.45 (20.9)	-0.23 (10.8)	-1.76 (81.1)	0.27 (-12.8)
Moreno	-1.62	-0.14 (8.6)	-0.08 (4.9)	-1.56 (96.3)	0.16 (-9.8)
Perú					
Bongaarts	-1.21	-0.13 (11.0)	-0.62 (51.5)	-0.91 (75.0)	0.45 (-37.5)
Moreno	-1.37	0.15 (-11.0)	-0.24 (17.5)	-1.39 (101.5)	0.11 (-8.0)
República Dominicana					
Bongaarts	-1.90	-0.73 (38.4)	-0.18 (9.5)	-1.69 (88.8)	0.70 (-36.7)
Moreno	-1.44	-0.41 (27.7)	-0.07 (4.9)	-1.06 (73.6)	0.10 (-6.2)
Trinidad y Tabago					
Bongaarts	-0.28	0.00 (0.0)	-0.24 (87.1)	-0.29 (101.8)	0.25 (-88.9)
Moreno	0.32	0.15 (46.9)	-0.31 (-96.9)	0.47 (146.9)	0.01 (3.1)

() Las cifras entre paréntesis se refieren a los cambios porcentuales.

*Según el modelo de Bongaarts, los resultados se basan en el C_m al momento de la entrevista y en el C_i estimado con información sobre la duración de la lactancia. La columna de interacciones combina "otros determinantes próximos" y un término de "interacción" (véase el cuadro 6, columnas 4 y 5).

VI. DISCUSION

1. Resultados del modelo de Bongaarts

Los resultados del modelo de Bongaarts sugieren que el aumento en el uso de anticonceptivos es la principal causa del sustancial descenso de la fecundidad ocurrido en América Latina entre la década de los 70 y la de los 80. Comparativamente, la variación en la duración de la lactancia y en los patrones maritales explicaba sólo parcialmente el cambio de la fecundidad. En tres de los seis casos estudiados aquí, el matrimonio contribuyó más que la lactancia, y en los otros tres la lactancia fue más importante (véase el cuadro 6).

Para interpretar los resultados a partir del modelo de Bongaarts, es importante recordar que cada índice mide el efecto de un determinante próximo de la fecundidad, suponiendo que los otros determinantes permanecen constantes. Esto puede llevar a algunas dificultades de interpretación, puesto que los cambios de un índice pueden realmente provocar variaciones en otro. Por ejemplo, si aumenta la edad al matrimonio, ello puede verse acompañado de un mayor uso de anticonceptivos entre las mujeres no unidas, las que, según el modelo de Bongaarts, no están expuestas al riesgo de embarazo. Por el contrario, si aumentare la edad al matrimonio y no creciera la proporción de mujeres no unidas que tienen relaciones sexuales, el nivel de uso entre las mujeres unidas debería aumentar para que el índice de anticoncepción permaneciere invariable.

Los resultados presentados anteriormente acentúan también la importancia del hecho que, en los análisis del cambio de la fecundidad, los índices procedentes de diferentes fuentes, por ejemplo, de encuestas, deberían ser comparables. Los resultados variarían significativamente si la definición para construir los índices difieren entre encuestas. Tal variación podría surgir debido a la limitación de los datos o porque no es posible calcular los índices directamente a partir de las cintas de datos y para ello se emplean las estimaciones publicadas. A la luz de nuestra experiencia en los análisis presentados, recomendamos utilizar los grupos de índices más comparables para analizar los cambios entre dos períodos, aun cuando esto signifique renunciar a mediciones más exactas tanto de una como de otra encuesta.

2. Resultados del modelo alternativo

El nuevo modelo estima la contribución de cada componente del cambio –matrimonio, espaciamiento y control– en las tasas globales de fecundidad.¹¹ Sin embargo, como se analiza en otros trabajos (véase, Moreno, 1991), las estimaciones de los factores de espaciamiento y control no se pueden comparar directamente con los índices de Bongaarts, ni tampoco constituyen efectos *multiplicativos*. Sólo el efecto del matrimonio es directamente comparable con el efecto de un cambio en el índice C_m . La razón es que el componente de espaciamiento (Índice α) está correlacionado con el uso de métodos anticonceptivos. Por esta razón, se necesita calcular un efecto “puro” atribuible a la infertilidad postparto.¹²

El modelo alternativo muestra que la mayor parte del cambio en las tasas de fecundidad se debe al aumento en el uso de anticonceptivos (véase el cuadro 7). En todos los países, este factor explica al menos el 70 por ciento de los cambios en las tasas y, en casos como Ecuador y Perú, el solo cambio en el uso de anticonceptivos para el control y el espaciamiento habría contribuido a un descenso mayor en la fecundidad que los cambios observados en las tasas. En todos los países, la no-susceptibilidad postparto contribuyó sólo en forma marginal a disminuir la fecundidad, excepto en Trinidad y Tabago. Finalmente, los cambios en la edad al matrimonio y la proporción de mujeres en unión contribuyen a reducir la fecundidad en Colombia, México y República

¹¹ Esta descomposición se mide como la suma de un *efecto principal*, es decir la diferencia en las TGF debida al cambio observado en los factores correspondientes, manteniendo constantes los otros dos; y la suma de una combinación lineal de cuatro *interacciones*. En el caso de este modelo –de tres factores–, existen tres interacciones de segundo orden y una de tercer orden. Las primeras se calculan como las diferencias en las TGF debidas al cambio en dos de los componentes a la vez, manteniendo constante el tercer factor, mientras que la última se calcula como la diferencia en las tasas de fecundidad cuando se cambian simultáneamente los tres componentes.

¹² El efecto estimado del factor de espaciamiento fue descompuesto en sus subcomponentes: la duración de la lactancia materna, el uso de métodos anticonceptivos con fines de espaciamiento, y la eficacia del uso. La contribución de los dos últimos debería agregarse a la del uso de anticonceptivos con propósitos de control –el índice β ; esta nueva estimación sería más comparable con la del modelo de Bongaarts. A su vez, el efecto atribuido a la lactancia materna podría compararse más correctamente con la contribución del índice C_i . Para simplificar los cálculos, esta descomposición se efectuó sólo para determinar el efecto principal del componente de espaciamiento. La consecuencia de concentrarse en el efecto principal de un factor específico, como el espaciamiento, será sobrestimar (en términos absolutos y porcentuales) su contribución al cambio de la fecundidad en una cantidad que depende de la magnitud de las interacciones.

Dominicana, y el modelo sugiere aumentos de la fecundidad a causa de este factor en Ecuador, Perú y Trinidad y Tabago.

3. Comparación de los resultados de los dos modelos

Los resultados presentados anteriormente sugieren que el modelo de Bongaarts estima un mayor impacto del matrimonio que el nuevo enfoque. Mientras que los resultados del primer modelo muestran que el cambio en el matrimonio provocó un aumento de la fecundidad sólo en un país, el nuevo modelo sugiere aumentos de la fecundidad debidos a este factor en tres países: Ecuador, Perú y Trinidad y Tabago. En éstos, la edad al matrimonio descendió o se mantuvo invariable. El impacto del uso de anticonceptivos es menor en el modelo de Bongaarts que en el nuevo en Ecuador, México y Perú, lo que sugiere que en estos países el último modelo recoge los cambios de la fecundidad atribuibles al uso de anticonceptivos no sólo con fines de control (componente de control), sino también con fines de espaciamiento. Finalmente, según el enfoque de Bongaarts, el impacto previsto de la infertilidad postparto es por lo menos el doble en todos los países que según el modelo aquí propuesto. En suma, ambos modelos concuerdan en que la mayor parte del descenso de la fecundidad entre mediados de los 70 y de los 80 en América Latina y el Caribe sería atribuible a un aumento en la proporción de mujeres que usan métodos anticonceptivos a fin de controlar el número de hijos o para espaciar sus nacimientos. Sin embargo, si consideramos los otros dos determinantes (matrimonio y no-susceptibilidad postparto), pensamos que los resultados del nuevo modelo describen mejor su contribución al cambio de la fecundidad.

En ambos enfoques los resultados deben considerarse con cautela, puesto que estos modelos intentan explicar el impacto de los determinantes próximos en el cambio de las tasas de fecundidad *por periodo* y no en las tasas de fecundidad por cohorte. Es probable que la importancia relativa de los tres factores medidos aquí considerados sería algo diferente si pudiere estimarse su contribución al cambio de la fecundidad de una cohorte. Otra limitación de los resultados de ambos modelos para las regiones de América Latina y el Caribe es la omisión de la contribución del aborto inducido al descenso de la fecundidad. Estimaciones indirectas del nivel de aborto en los tres países aquí estudiados (Brasil, Colombia y Perú) muestran que este factor es importante, y es probable que el aborto también sea significativo en otros países latinoamericanos y del Caribe (Singh y Wulf, 1991).

La lección más importante de este análisis es que, dado lo intrincado de la reproducción humana, los modelos propuestos para evaluar la importancia de los más relevantes factores limitantes de la fecundidad generan resultados que deben ser considerados sólo como aproximaciones básicas a los efectos reales.

BIBLIOGRAFIA

- Balkaran, S. y B. Ferry (1984), *Socioeconomic Differentials in Breastfeeding*, Londres, Encuesta Mundial de Fecundidad, inédito.
- Bongaarts, J. (1978), "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", *Population and Development Review*, 4.
- (1982), "The Fertility-inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables", *Studies in Family Planning*, 13.
- Bongaarts, J. y R. G. Potter (1983), *Fertility, Biology and Behaviour*, Nueva York, Wiley.
- Casterline, J. B. y otros (1984), *The Proximate Determinants of Fertility*, serie World Fertility Survey Comparative Studies, No. 39. Voorburg, International Statistical Institute.
- Coale, A. J. (1967), *Factors Associated with the Development of Low Fertility: An Historic Summary*, Conferencia Mundial de Población, Belgrado, 1965, Proceedings, vol. II.
- (1971), "Age Patterns of Marriage", *Population Studies*, 25.
- Coale, A.J. y D. R. McNeil (1972), "The Distribution by Age at First Marriage in a Female Cohort", *Journal of the American Statistical Association*, 67.
- Coale, A. J. y T. J. Trussell (1974), "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations", *Population Index*, 40.
- Davis, K. y J. Blake (1956), "Social Structure and Fertility: An Analytic Framework", *Economic and Development and Cultural Change*, 4.
- Ferry, B. y D. Smith (1983), *Breastfeeding Differentials*, serie World Fertility Survey Comparative Studies, N° 23. Voorburg, International Statistical Institute.
- Gaslonde, S. y A. Bocaz (1970), *Método para medir variaciones en el nivel de fecundidad*, Serie A, N° 118, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía.
- Henry, L. (1961), "Some Data on Natural Fertility", *Eugenics Quarterly*, 8.
- Hobcraft, J. y R. J. Little (1984), "Fertility Exposure Analysis: A New Method for Assessing the Contribution of Proximate Determinants of Fertility Differentials", *Population Studies*, 38.
- Kim, J. y D. M. Strobino (1984), "Decomposition of the Difference between two Rates with Hierarchical Factors", *Demography*, 21.
- Menken, J. (1984), *Estimating Proximate Determinants: A Discussion of Three Methods Proposed by Bongaarts, Hobcraft and Little, and Gaslonde and Carrasco*, documento presentado al Seminar on Integrating Proximate Determinants into the Analysis of Fertility Levels and Trends, IUSSP y WFS, Londres, 1984.
- Moreno, L. (1991), "An Alternative Model of the Impact of the Proximate Determinants on Fertility Change: Evidence from Latin America", *Population Studies*, 45.

- Naciones Unidas (1987), "Fertility Behaviour in the Context of Development: Evidence from the World Fertility Survey", serie *Population Studies*, N° 100.
- Nathanson, C. y Y. J. Kim (1989), "Components of Change in Adolescent Fertility 1971-1979", *Demography*, 26.
- Page, H. (1977), "Patterns Underlying Fertility Schedules: A Decomposition by Both Age and Marriage Duration", *Population Studies*, 30.
- Reinis, K., "The Impact of the Proximate Determinants of Fertility: Evaluating the Bongaarts and Hobcraft-Little Methods of Estimation", *Population Studies* (en prensa).
- Rodríguez, G. y J. Cleland (1988), "Modelling Marital Fertility by Age and Duration: an Empirical Appraisal of the Page Model", *Population Studies*, 42.
- Rodríguez, G. y T. J. Trussell (1980), "Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of Coale's Nuptiality Schedule from Survey Data", *World Fertility Survey Technical Bulletins*, 7. Voorburg, International Statistical Institute.
- Singh, S. y D. Wulf (1990), *Today's Adolescents, Tomorrow's Parents: A Portrait of the Americas*, Nueva York, The Alan Guttmacher Institute.
- (1991), "Estimating Abortion Levels in Brazil, Colombia and Peru, Using Hospital Admissions and Fertility Survey Data", *International Family Planning Perspectives*, 17.

