
población y desarrollo

Determinantes próximos de la fecundidad. Una aplicación a países latinoamericanos

Guiomar Bay
Fabiana Del Popolo
Delicia Ferrando



NACIONES UNIDAS



Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población

Santiago de Chile, septiembre de 2003

Este documento fue preparado por Guiomar Bay, Fabiana Del Popolo, Área de Demografía del CELADE-División de Población, y Delicia Ferrando, Pahtfinder International, y presentado al Seminario "La fecundidad en América Latina y el Caribe: ¿transición o revolución?", que tuvo lugar en Santiago de Chile del 9 al 11 de junio de 2003 en CEPAL, en el marco del Convenio de cooperación entre la CEPAL y el Gobierno de Francia.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de las autoras y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN impreso 1680-8991

ISSN electrónico 1680-9009

ISBN: 92-1-322233-5

LC/L.1953-P

Nº de venta: S.03.II.G.121

Copyright © Naciones Unidas, septiembre de 2003. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
I. Determinantes próximos	9
1. Nupcialidad	9
2. Uso de anticonceptivos	13
3. Infecundidad post parto.....	16
4. El aborto inducido.....	17
II. Efecto de los determinantes próximos en el descenso de la fecundidad en países seleccionados de la región	21
1. El modelo original de Bongaarts.....	21
2. Las modificaciones al modelo original de J. Bongaarts propuestas por J. Stover (1998). (Modelo revisado).....	25
3. Estimaciones obtenidas para países seleccionados de la región.....	27
Bibliografía	37
Serie población y desarrollo: números publicados	39

Índice de cuadros

Cuadro 1	Distribución de las mujeres según estado conyugal, países y años seleccionados.....	10
Cuadro 2	Porcentaje de mujeres de 15 a 19 años unidas en países seleccionados.....	11
Cuadro 3	Edad mediana en la primera unión en mujeres de 25 a 49 años	11
Cuadro 4	Edad mediana a la primera relación sexual y a la primera unión en mujeres de 25 a 49 años	12
Cuadro 5	Porcentaje de mujeres en unión que usan métodos anticonceptivos, por tipo de método, países y años seleccionados	15
Cuadro 6	Porcentaje de mujeres en unión que usan métodos anticonceptivos, por tipo de método, países y años seleccionados	16
Cuadro 7	Duración mediana de la amenorrea, de la abstinencia sexual post parto y de la insusceptibilidad post parto para países y años seleccionados	17
Cuadro 8	Indicadores de aborto inducido según diversas fuentes por país y año disponible	18
Cuadro 9	Efectividad estimada de los métodos anticonceptivos.....	23
Cuadro 10	Porcentaje de mujeres casadas o unidas, de mujeres sexualmente activas y prevalencia anticonceptiva.....	29
Cuadro 11	Distribución porcentual de las mujeres casadas o unidas y de las sexualmente activas que utilizan métodos anticonceptivos según método, países y años seleccionados	30
Cuadro 12	Comparación del cálculo del índice de infecundidad post parto utilizando el tiempo medio de lactancia o tiempo medio de insusceptibilidad post parto	32
Cuadro 13	Estimaciones de los coeficientes del modelo original de Bongaarts y del modelo modificado propuesto por Stover, países y años seleccionados	35

Índice de gráficos

Gráfico 1	Comparación entre la TGF observada y las estimadas a partir del modelo original y de las modificaciones propuestas	33
-----------	--	----

Resumen

En el estudio de la fecundidad, diferentes factores han sido estudiados para explicar el nivel y las diferencias entre poblaciones. Se habla de determinantes contextuales o indirectos y de determinantes próximos o intermedios a través de los cuales cualquier factor social influye en el nivel de la fecundidad.

Davis and Blake, en 1956, definieron un conjunto de 11 variables como determinantes de la fecundidad que fueron trabajado por varios investigadores, entre otros, J. Bongaarts (1978), (1982), ha demostrado que la diferencia en la fecundidad de las poblaciones se debe principalmente a la variación de la nupcialidad; el uso de anticonceptivos; la infecundidad post parto y el aborto inducido. Bongaarts propuso un modelo matemático que relaciona estas variables con el nivel de fecundidad, el cual ha sido ampliamente utilizado para medir el aporte de la variación de esos determinantes en el descenso de la fecundidad.

El presente trabajo tiene como objetivo describir las tendencias recientes de los principales determinantes próximos de la fecundidad; evaluar la vigencia del modelo propuesto por Bongaarts para estimar el efecto de estos determinantes en la reducción de la fecundidad a partir de información actualizada; así como aplicar las modificaciones sugeridas por Stover (1998) al modelo original.

Introducción

En el estudio de la fecundidad, diferentes factores han sido estudiados para explicar el nivel y las diferencias entre poblaciones. Se habla de determinantes contextuales o indirectos (tales como la mortalidad infantil, la urbanización y el nivel educativo) y de determinantes próximos o intermedios (por ejemplo la nupcialidad y el uso de anticonceptivos) a través de los cuales cualquier factor social influye en el nivel de la fecundidad.

Desde hace poco una nueva categoría de determinantes, los “no convencionales” (como la globalización, las cuestiones de género, el empoderamiento de la mujer, entre otros) ha emergido en la discusión sobre los factores de descenso de la fecundidad y por el momento su comprensión es un desafío para los investigadores ya que no hay un modelo matemático que permita conocer su peso relativo y que ayude a explicar la lógica de su influencia en la fecundidad.

El presente trabajo tiene como objetivo describir las tendencias recientes de los principales determinantes próximos de la fecundidad; evaluar la vigencia del modelo propuesto por Bongaarts (1978, 1982) para estimar el efecto de estos determinantes en la reducción de la fecundidad a partir de información actualizada; así como aplicar las modificaciones sugeridas por Stover (1998) al modelo original.

Los determinantes próximos, conocidos también como variables intermedias, son factores biológicos y de conducta a través de los cuales (y sólo a través de los cuales) variables económicas, culturales y ambientales afectan la fecundidad. Su característica principal es que actúan directamente. Un cambio en ellas implica también un cambio

en la fecundidad. Por ejemplo, si la prevalencia anticonceptiva aumenta, el promedio de hijos disminuye, lo cual no es el caso de los determinantes indirectos (como el nivel de ingresos o el de educación) cuya influencia en el nivel de la fecundidad está mediatizada, como ya se dijo, por las variables intermedias.

El grupo de once de estas variables propuesto por Davis and Blake en 1956, fue trabajado por varios investigadores, entre otros por J. Bongaarts (1978), (1982), que demostró que la diferencia en la fecundidad de las poblaciones se debe, mayormente, a la variación en por lo menos una de cuatro de ellas:

- nupcialidad
- uso de anticonceptivos
- infecundidad post parto, y
- aborto inducido

Según el autor, cada una de ellas puede tener una influencia negativa o positiva sobre la fecundidad. Así, en una población en la que el uso de métodos anticonceptivos se practica con éxito, la variable intermedia anticoncepción tendrá un valor negativo en la natalidad. Si no se usa o se usa poco, tiene un valor positivo. La totalidad de las variables intermedias están presentes en todas las sociedades y pueden actuar ya sea para aumentar o para reducir la fecundidad. Si no se practica el aborto, el valor de esta variable en la fecundidad es positivo, porque esta misma ausencia es una forma de influencia. Distintas poblaciones pueden tener valores de una variable iguales o parecidas y tener distintos niveles de fecundidad, pero es improbable que dos sociedades presenten valores similares en todas las variables.

I. Determinantes próximos

1. Nupcialidad

Los factores relacionados con la nupcialidad que afectan la fecundidad son: el porcentaje de mujeres que se une y su contraparte, el porcentaje de mujeres que permanece soltera; la edad a la primera unión y la estabilidad de las uniones. Hay mayor información de censos y encuestas sobre los dos primeros, pero es limitada sobre el tercero.

En la mayor parte de los países del mundo, especialmente en los menos desarrollados la familia es –por lo general– la unidad en la cual tiene lugar la reproducción. El matrimonio, formal o consensual, usualmente marca el comienzo de la formación de la familia y como tal afecta la fecundidad directamente, bajo el supuesto que las mujeres en unión tienen una vida sexual regular que las expone al riesgo de embarazo.

Se señala que el modelo latinoamericano contrasta con los nuevos patrones de formación de uniones y de conformación de familias que surgió en los países desarrollados a partir de la década de 1960 y que se consideran propios de una segunda transición demográfica. Los elementos que estarían presentes en ella serían la postergación cada vez mayor de las uniones, la mayor presencia de cohabitación, la procreación extramarital, así como el incremento de la disolución de uniones y las familias reconstruidas (García y Rojas, 2002).

Se puede observar, para los países latinoamericanos presentados en el cuadro 1, un aumento en la proporción de mujeres en uniones consensuales en desmedro de la proporción de mujeres casadas. No obstante lo anterior el total de mujeres en unión permanece estable. No hay grandes cambios en la proporción de mujeres no unidas, observándose apenas un discreto aumento en algunos países.

Cuadro 1
DISTRIBUCIÓN DE LAS MUJERES SEGÚN ESTADO CONYUGAL, PAÍSES Y AÑOS SELECCIONADOS
(porcentajes)

País	Año	Total	Mujeres en unión			No unidas
			Casadas	Unión consensual	Total	
Bolivia	1989	100,0	51,5	10,9	62,4	37,6
	1998	100,0	45,0	14,4	59,4	40,6
Brasil	1986	100,0	49,9	9,0	58,9	41,1
	1996	100,0	47,4	12,7	60,1	39,9
Colombia	1990	100,0	32,3	20,1	52,4	47,6
	2000	100,0	25,0	26,2	51,2	48,8
Perú	1986	100,0	40,1	17,9	58,0	42,0
	2000	100,0	31,3	24,8	56,1	43,9
República Dominicana	1986	100,0	20,2	33,8	54,0	46,0
	1996	100,0	22,8	36,4	59,2	40,8

Fuente: Macro International, encuestas DHS. En: www.measuredhs.com

La edad de inicio de la unión es el factor más importante de la variable nupcialidad porque tiene mucho que ver con el período de exposición al embarazo.

En la región como un todo, aunque hay un leve incremento de la edad en que la mujer inicia su vida conyugal, éste es un proceso muy lento y se presenta de manera diferencial no sólo por países sino también por áreas y grupos sociales al interior de ellos.

El inicio temprano de la vida marital permanece, con poca variación, en casi todos los países vistos globalmente. Por ejemplo, el porcentaje de mujeres que al cumplir los 19 años de edad ya está en unión conyugal es superior al 10% en todos los países y abarca a la cuarta parte de en Guatemala, Honduras, Nicaragua y República Dominicana. Inclusive en Costa Rica en 1999, el 35% de mujeres de 18 y 19 años ya estaba viviendo con pareja (cuadro 2).

Por los datos más recientes de encuestas demográficas aparentemente el patrón temprano de primeras nupcias continuará en las próximas décadas en la mayoría de los países. Alrededor del año 2000, en República Dominicana y Guatemala, la mitad de las mujeres cuya edad al momento de la encuesta era entre 25 y 49 años, se había casado o unido, a los 19.3 años. En otros países como Bolivia, Brasil, Colombia y Perú, esa edad fluctuaba entre 20.5 años y 21.5 años como se aprecia en el cuadro 3. En otras palabras, la primera unión se produjo finalizando apenas la adolescencia. Más aun, aunque puede deberse a errores aleatorios o a falta de comparabilidad de las fuentes, en Haití, la edad mediana al primer matrimonio habría disminuido entre el año 1994 y el 2000 y en Perú su comportamiento fue fluctuante entre 1986 y el 2000.

Cuadro 2

PORCENTAJE DE MUJERES DE 15 A 19 AÑOS UNIDAS EN PAÍSES SELECCIONADOS

Nivel de fecundidad, país y año	Porcentaje de mujeres	País y nivel de fecundidad	Porcentaje de mujeres
Muy bajo		Bajo	
Brasil, 1996	13,7	Colombia, 2000	17,6
México, 1997	14,5	República Dominicana	22,4
Intermedio		Costa Rica, 1999 ^a	35,0
El Salvador, 1998	21,1	Venezuela, 1998	15,8
Perú, 2000	11,3	Medio Alto	
Ecuador, 1999	17,0	Nicaragua, 1998	25,6
Alto		Paraguay, 1998	14,7
Haití, 1995	15,0	Honduras, 1996	22,7
Guatemala, 1999	23,7	Bolivia, 1998	10,6

Fuente: Guzmán, José Miguel y otros (2001).

^a Mujeres de 18 a 19 años.

Cuadro 3

EDAD MEDIANA EN LA PRIMERA UNIÓN EN MUJERES DE 25 A 49 AÑOS

Nivel de fecundidad, país y año	Edad	Nivel de fecundidad, país y año	Edad
Muy baja		Media alta	
Brasil	1986	Bolivia	1989
	21,2		20,3
	1991		1994
	20,3		20,6
	1996		1998
	21,2		20,9
Baja		Alta	
Colombia	1986	Haití	1994-95
	20,8		20,8
	1990		2000
	21,0		20,5
	1995	Guatemala	1987
	21,4		18,6
	2000		1995
	21,5		19,0
República Dominicana	1986		1998-99
	18,5		19,3
	1991		
	19,0		
	1996		
	19,3		
Intermedia			
Perú	1986		
	20,5		
	1992		
	21,1		
	1996		
	20,9		
	2000		
	21,4		

Fuente: Macro International, encuestas DHS. En: www.measuredhs.com

Tradicionalmente la edad al primer matrimonio se considera el hito que marca el inicio de la actividad sexual de la mujer y, consecuentemente, la exposición al riesgo de embarazo; sin embargo, un porcentaje importante de mujeres llega a ser sexualmente activa antes del matrimonio. La serie de encuestas demográficas Encuesta Demográfica y de Salud (DHS) y Centro para el Control y Prevención de Enfermedades (CDC) muestra que la edad mediana a la primera relación sexual se produce 0,1 años antes que la primera unión en Nicaragua y 2,4 años antes en Perú, Colombia y Haití (véase cuadro 4).

En general, la edad mediana de inicio de las relaciones sexuales se ha rejuvenecido ligeramente en la mayor parte de países que cuentan con datos, pero ha permanecido constante o ha aumentado, también levemente, la edad mediana a una primera unión y al nacimiento del primer hijo.

Cuadro 4
EDAD MEDIANA A LA PRIMERA RELACIÓN SEXUAL Y A LA PRIMERA UNIÓN
EN MUJERES DE 25 A 49 AÑOS

Nivel de fecundidad, país y año		Edad mediana primera		Nivel de fecundidad, país y año		Edad mediana primera	
		Rel. sexual	Unión			Rel. Sexual	Unión
Muy baja				Media alta			
Brasil	1986	20,7	21,2	Nicaragua	1998	18,2	18,3
	1996	19,5	21,2				
México	1987	19,6	19,9	Paraguay	1990	19,4	20,9
				Bolivia	1989	18,8	20,3
					1994	18,9	20,6
Baja				Alta			
Colombia	1986	19,4	20,8	Haití	1994-95	19,0	20,8
	2000	19,2	21,5		2000	18,2	20,5
República Dominicana	1986	18,2	18,5	Guatemala	1987	18,4	18,6
	1996	18,7	19,3				
Intermedia							
Ecuador	1987	19,0	20,1				
El Salvador	1985	18,7	19,0				
Perú	1986	18,9	20,5				
	2000	19,0	21,4				

Fuente: Macro International, encuestas DHS. En: www.measuredhs.com

La duración de la unión es un factor importante que influye en el nivel de la fecundidad por su vinculación directa con el cese de la exposición al riesgo de embarazo. Pero la información sobre este tema en la mayor parte de los países de la región es escasa y no muy confiable tanto por la calidad de los registros en sí mismos como también porque la separación —que es la forma más común de disolución— no se reporta como parte de los registros de hechos vitales. Por otro lado, como se recuerda, hasta 1985 siete países de la región¹ no tenían una ley de divorcio (García y Rojas, 2002).

Aun con limitaciones de subregistro y desactualización, la información disponible muestra el incremento de la ruptura de matrimonios en los últimos 40 años de acuerdo con el cociente divorcios/matrimonios que se incrementa en el tiempo, y sería mayor si se incluyera en los cálculos las separaciones de hecho. Las cifras presentadas por García y Rojas (2002), si bien son gruesas, revelan un incremento de la disolución matrimonial muy elevado y creciente en Cuba (de 5,34 divorcios por matrimonio en 1960 a 63,42 en 1996), casi constante en México y Guatemala y creciente, pero moderado, en otros países. El caso cubano puede ser *sui generis*, pero el aumento en

¹ Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Nicaragua y Paraguay.

otros países es un indicio del deterioro de la estabilidad de las uniones legales en la región, deterioro que parece acentuarse con el desarrollo alcanzado por los países a juzgar por los porcentajes correspondientes a Canadá (de 5,36% a 48,44% en 1960 y 1996 respectivamente y Estados Unidos (de 25,8% a 49,1% para los mismos años).

En resumen, los datos para la región respecto a los tres factores relacionados con la nupcialidad (la unión, la edad de inicio de la unión y la estabilidad de las uniones) revelan que ha habido una discreta disminución del porcentaje de mujeres que se une en matrimonio o unión consensual, que la edad a la cual comienza la vida conyugal se ha mantenido prácticamente estable en los últimos cuarenta años y que hay una tendencia al aumento de la disolución matrimonial. Se necesita ahondar en este último tema que sería un factor de impacto importante en la fecundidad porque influye directamente en la duración de la unión y, por ende, con las posibilidades de procrear. Por lo demás, la nupcialidad en sí misma no parece haber desempeñado un rol decisivo en el nivel de la fecundidad de la región ni por países, ya que se observa poca variación en los patrones de nupcialidad, pero sí variaciones importantes en los niveles de fecundidad.

2. Uso de anticonceptivos

La literatura sobre la transición de altos a bajos niveles de fecundidad en la región abunda en evidencias en el sentido de que ésta ocurrió predominantemente por el incremento del uso de anticonceptivos. Los países de mayor prevalencia de uso de métodos son los de más baja fecundidad (Cuba por ejemplo, aunque aquí el aborto es practicado legalmente lo que da la posibilidad a la mujer de utilizarlo como método de planificación familiar), o son aquellos en los que el promedio de hijos por mujer se ha reducido más aceleradamente (Brasil y México) en las últimas décadas.

La información sobre las prácticas de las mujeres y las parejas para regular la fecundidad en la región tiene dos limitaciones. Primero, no está disponible para todos los países, y segundo, son relativamente recientes. Las encuestas en series comparativas —tipo Encuesta Demográfica y de Salud (DHS) o las conducidas por el Centro para el Control y Prevención de Enfermedades (CDC)— comenzaron apenas a mediados de los años ochenta. Previamente, la Encuesta Mundial de Fecundidad (WFS) ofreció información para el final de la década de 1970 y, antes que ésta, el Programa de Encuestas Comparativas de Fecundidad en América Latina (PEAL-PECFAL) —desarrollado en un limitado número de países— permitió explorar la situación para el final de los años sesenta. Las encuestas PEAL-PECFAL son pioneras en la región indagando aspectos específicos de la fecundidad y sus determinantes, aparte de los esfuerzos independientes de organizaciones locales en cada país por conocer sobre estos temas tanto en el ámbito nacional como en contextos limitados a ciudades, zonas o desagregaciones territoriales menores. Estos estudios proveen información valiosa pero que tienen limitaciones cuando se trata de hacer comparaciones entre países.

En la región, el uso de anticonceptivos ha aumentado notablemente en las dos últimas décadas aunque de manera heterogénea por país dependiendo del nivel de uso en el año base y del alcanzado en el año más reciente. Por ejemplo, en Haití, que es el país con menor prevalencia de uso de anticonceptivos de la región, el aumento fue de 2,0% anual en el período 1995-2000, y aun así, en este último año el porcentaje de uso de métodos entre las mujeres unidas sólo abarcaba a poco más de la cuarta parte. En contraste, el aumento fue sólo de 0,8% anual en Costa Rica entre 1986-1999 y de 1,1% anual en Colombia entre 1990-2000, países que tienen un porcentaje elevado de usuarias de métodos como se puede ver en el cuadro 5.

Alrededor del año 2000 el uso de anticonceptivos (cualquier método, moderno o tradicional) era practicado por el 80% de mujeres unidas en Costa Rica y por casi el 77% en Brasil y Colombia.

También en Ecuador, México, Perú, Nicaragua y República Dominicana, más del 60% de mujeres unidas usaba alguna forma de protección para evitar un embarazo. Como ya se dijo, en Haití el porcentaje de uso es todavía bajo, lo mismo que en Guatemala y, en cierta forma, en Bolivia.

Hacia finales de la década de 1990, los niveles de uso de métodos anticonceptivos en países menos desarrollados (como los de América Latina) y más desarrollados se han acercado mucho. Inclusive, según una reciente publicación (aunque los datos no son en todos los casos para años actuales), en ciertos países de América Latina (Costa Rica, Brasil y Colombia, por ejemplo) el uso de anticonceptivos sería mayor que en algunos países de Europa, Asia y América del Norte (tales como Italia, Japón y Canadá). Véanse cuadros 5 y 6.

Sin embargo, hay diferencias sustanciales en las características del uso de métodos entre los países desarrollados y los países en desarrollo. Por un lado, en estos últimos, el porcentaje de uso es poco homogéneo, y además es alta y creciente la proporción de esterilizaciones (mientras que el uso de métodos tradicionales se manifiesta alto en naciones más desarrolladas).²

En efecto, en la región es elevada la proporción de usuarias del método definitivo³ (y se insinúa un aumento de la esterilización masculina) revelando que lo que desean es cesar la procreación y no espaciar el nacimiento de los hijos.

Por otro lado, en los países desarrollados es elevado el porcentaje de uso de métodos modernos frente a los tradicionales más bajo en Latinoamérica. En efecto, excepto en Italia y Bulgaria donde ese porcentaje es menor que en el resto, en los demás países es cercano al valor de la prevalencia total, tal es el caso de China, Reino Unido y Canadá por ejemplo, como se muestra en el cuadro 6. En cambio, en América Latina, si bien hay países (Costa Rica, Brasil y Cuba) en donde la prevalencia de métodos modernos se acerca a la prevalencia total, en otros como Bolivia, Haití y Guatemala, la cifra no supera el 30%. En el intermedio hay países cuya prevalencia de uso de métodos modernos fluctúa entre el 50% y el 60%.

Aparentemente, la prevalencia anticonceptiva total (cualquier método) no ha sobrepasado hasta ahora el 85%. De acuerdo a datos actualizados (PRB, 2002), China cuya prevalencia anticonceptiva, entre los países que cuentan con datos, es la más elevada del mundo, tenía en 1997 un 83,8% de usuarias unidas considerando todos los métodos y 83,3% si se cuenta los métodos modernos. Costa Rica, en América Latina, en el año 2000, se acerca a este valor con 80% de prevalencia total y 71% de métodos modernos. Los bajos porcentajes de uso en ciertos países desarrollados podría deberse al hecho que como en ellos el aborto es legal, el recurso a este procedimiento estaría supliendo el uso de formas de prevención de embarazos no deseados (que son los que terminan en aborto inducido voluntariamente).

El uso de anticonceptivos se ha incrementado debido a la existencia de programas nacionales de planificación nacional, que han generalizado el acceso a métodos anticonceptivos modernos permitiendo que se logre el tamaño deseado de familia, a cambios en las aspiraciones sobre el tamaño de familia y al continuo desarrollo de nuevas formas anticonceptivas.

² Esto se debe al alto nivel de uso de métodos tradicionales en los países de la antigua Unión Soviética y Europa Oriental.

³ En Brasil y la República Dominicana, la anticoncepción quirúrgica voluntaria había sido elegida por el 40% de usuarias de métodos en 1996; mientras que ese mismo año, Puerto Rico tenía la tasa más alta de esterilización del mundo con un 45,5% de usuarias entre las mujeres unidas (UN, 2001).

Cuadro 5

PORCENTAJE DE MUJERES EN UNIÓN QUE USAN MÉTODOS ANTICONCEPTIVOS, POR TIPO DE MÉTODO, PAÍSES Y AÑOS SELECCIONADOS

País y año	Total	Tipo de método ^a		País y año	Total	Tipo de método ^a	
		Moderno	Tradicional			Moderno	Tradicional
Bolivia				Haití			
1989	30,2	12,2	18,0	1994-1995	18,0	13,2	4,8
1994	45,3	17,7	27,6	2000	28,1	22,3	5,8
1998	48,3	25,2	23,1	Honduras			
Brasil				1987	40,6	33,0	7,6
1986	65,8	56,6	9,2	1996	50,0	39,7	10,3
1996	76,7	70,3	6,4	México			
Colombia				1987	52,7	44,6	8,1
1990	66,1	54,6	11,5	1997	67,5	56,0	11,6
1995	72,2	59,3	12,9	Nicaragua			
2000	77,0	63,3	13,7	1992-1993	48,6	44,9	3,7
Costa Rica				1998	60,3	57,4	2,9
1986	69,0	58,0	11,0	Paraguay			
1992	75,0	65,0	10,0	1990	44,1	35,2	8,9
1999	80,0	71,0	9,0	1995-1996	50,8	41,3	9,5
Ecuador				1998	57,4	47,7	9,7
1987	44,3	35,8	8,5	Perú			
1994	56,8	45,7	11,1	1991-1992	59,0	32,8	26,2
1999	65,8	50,0	15,8	1996	64,2	41,3	22,9
El Salvador				2000	68,9	49,7	19,2
1985	47,3	44,3	3,0	República Dominicana			
1993	53,4	48,4	5,0	1991	56,4	51,7	4,7
1998	59,8	54,1	5,7	1996	63,7	59,2	4,5
Guatemala							
1987	23,2	19,0	4,2				
1995	31,4	26,9	4,5				
1998-1999	38,2	30,9	7,3				

Fuente: Encuestas de demografía y salud de los respectivos países (en base a las publicaciones nacionales).

^a Método moderno: píldora, Dispositivo Intrauterino (DIU), inyección, vaginales, condón y esterilización (femenina o masculina), Norplant, anticoncepción de emergencia. Método tradicional: ritmo/Billing, retiro, amenorrea por lactancia y, otros métodos folclóricos.

Cuadro 6

**PORCENTAJE DE MUJERES EN UNIÓN QUE USAN MÉTODOS ANTICONCEPTIVOS,
POR TIPO DE MÉTODO, PAÍSES Y AÑOS SELECCIONADOS**

País y año	Total	Tipo de método ^a	
		Moderno	Tradicional
Europa			
Bulgaria 1997-98	41,4	25,6	15,8
Reino Unido 1998-99	72,0	71,0	1,0
Suiza 1995	82,0	77,5	4,5
Italia 1996	60,2	39,2	21,0
España 1999	71,9	66,9	5,0
Países Bajos 1993	78,5	75,6	2,9
Estonia 1994	70,3	56,4	13,9
Francia 1998	79,5	73,8	5,7
Norte América			0,0
Canadá 1995	68,9	67,7	1,2
Estados Unidos 1995	76,4	71,6	4,8
Asia			0,0
China 1997	83,8	83,3	0,5
Japón 2000	55,9	55,1	0,8

Fuente: Population Reference Bureau (2002).

^a Método moderno: píldora, Dispositivo Intrauterino (DIU), inyección, vaginales, condón y esterilización (femenina o masculina), Norplant, anticoncepción de emergencia. Método tradicional: ritmo/Billing, retiro, amenorrea por lactancia y, otros métodos folclóricos.

3. Infecundidad post parto

Después del parto y antes del retorno de la menstruación el riesgo de concebir es prácticamente inexistente y depende, en gran parte, de la duración e intensidad de la lactancia que, como se sabe, produce la supresión biológica de la menstruación y, en consecuencia, la postergación del regreso de la fertilidad.

Indicadores de infecundidad post parto se presentan en el cuadro 7 para algunos países de la región observándose que si bien varían enormemente, en general se observa que el período de amenorrea es más largo que el de la abstinencia sexual post parto y es, por lo tanto, el principal determinante de la duración de la infecundidad post parto.

En países con alta fecundidad, la duración de la lactancia es alta pero hay evidencias que más allá de cierto período, sus efectos inhibidores disminuyen e inclusive desaparecen. Así, se ha demostrado que la lactancia exclusiva (que el bebé vive sólo de leche materna) protege a la mujer por el tiempo que dure, por lo general, seis meses. Sin embargo, se ha observado que en distintas sociedades el intervalo inter genésico en mujeres urbanas y rurales nacidas antes de 1930 que no practicaron anticoncepción pero que sí amamantaron a sus hijos, es de poco más de 24 meses. Esto sugeriría una infecundidad debido a la lactancia de 15 meses en promedio.

Cuadro 7

DURACIÓN MEDIANA DE LA AMENORREA, DE LA ABSTINENCIA SEXUAL POST PARTO Y DE LA INSUSCEPTIBILIDAD POST PARTO PARA PAÍSES Y AÑOS SELECCIONADOS

País	Año	Duración mediana (en meses)		
		Amenorrea	Abstinencia sexual	Insusceptibilidad post parto
Bolivia	1989	10,7	2,7	11,4
	1998	9,6	2,7	11,0
Brasil	1986	2,5	1,9	3,2
	1996	3,0	2,2	4,3
Colombia	1986	3,5	2,5	4,4
	2000	4,3	2,4	5,5
Ecuador	1987	6,1	2,0	8,1
Guatemala	1987	11,9	3,0	13,2
	1998-1999	9,5	2,3	10,0
México	1987	3,4	2,2	4,3
Nicaragua	1997/98	5,0	2,5	6,4
Paraguay	1990	4,5	2,1	5,3
Perú	1986	6,1	2,5	8,3
	2000	9,0	2,5	9,9

Fuente: Macro International, encuestas DHS. En: www.measuredhs.com

La duración mediana de la amenorrea fluctúa, para los datos más actuales, de un mínimo de 3 meses en Brasil a un máximo de 9,6 en Bolivia y Guatemala; países en los que habría disminuido en la última década, mientras que habría aumentado —levemente— en Brasil Colombia y Perú. Por su parte, la duración mediana de la abstinencia sexual post parto es bastante parecida en los países y varía muy poco (de 2,2 meses en Brasil y Guatemala a 2,7 en Bolivia) habiéndose mantenido prácticamente inalterable como se ve en el cuadro 7.

4. El aborto inducido

En América Latina, salvo en Cuba, el aborto es penado por ley, salvo que se trate del único medio para salvar la vida de la mujer, con algunas excepciones en ciertos países. Su práctica es clandestina por lo que no se registra ni su número ni sus características. Los pocos datos disponibles son estimaciones indirectas que se aproximan al problema, pero no lo miden exactamente. Hay consenso que a pesar de ser ilegal es frecuente en todos los países. Una reciente publicación (UN, 2001c) de la División de Población de las Naciones Unidas contiene estimaciones las que, junto con otras de distintas fuentes, se resume en el cuadro 8.

Cuadro 8

INDICADORES DE ABORTO INDUCIDO SEGÚN DIVERSAS FUENTES POR PAÍS Y AÑO DISPONIBLE

País	Año	Indicador de aborto inducido	Fuente
Argentina	s/i	Un aborto por dos nacidos vivos	NN.UU. (2001)
Brasil	1991	1 443 350	AGI (1994)
	s/i	1 a 4 millones	NN.UU. (2001c)
	1987	175 897	Requena (1990)*
	1987	107 510	Paxman y otros (1993)*
Chile	1987	84 123	Molina (1995)*
	1990	159 650	AGI (1994)
Colombia	s/i	Una de cada 4 mujeres se practica un aborto	NN.UU. (2001c)
	1975	18% de todos los embarazos terminaron en aborto ilegal	NN.UU. (2001c)
	1989	25% de todos los embarazos terminaron en aborto ilegal	NN.UU. (2001c)
	1989	288 400	AGI (1994)
Cuba	1968	16.7 abortos legales por mil mujeres en edad reproductiva	NN.UU. (2001c)
	1974	69.5 abortos legales por mil mujeres en edad reproductiva	NN.UU. (2001c)
	1990s	Tasa de aborto entre 47 y 62 por mil mujeres en edad fértil	NN.UU. (2001c)
Haití	1996	209 900	AGI (1999)
	1994/1995	3% de mujeres en edad fértil desde el comienzo de su actividad sexual	NN.UU. (2001c)
	Comienzos de 1980	800 000	NN.UU. (2001c)
México		24% de mujeres en edad fértil se practicó un aborto	NN.UU. (2001c)
	1990	533 100	AGI (1994)
Paraguay	s/i	26 000	NN.UU. (2001c)
	s/i	35% ha tenido al menos un aborto	NN.UU. (2001c)
Perú	1979-1984	145 abortos por cada mil embarazos	NN.UU. (2001c)
	1989	271 150	AGI (1994)
República Dominicana	2000	351 800	Ferrando, D. (2002)
	1989	65 000	NN.UU. (2001c)
Uruguay	1992	82 500	AGI (1994)
	s/i	Tantos abortos como nacidos vivos	NN.UU. (2001c)

Fuente: The Alan Guttmacher Institute (AGI) (1994) y (1999); Naciones Unidas (2001); *den Draak, M. (1998).

Esta revisión del material existente sobre la interrupción voluntaria de la gestación revela que su práctica no es infrecuente en la región. Aparte de las cifras sobre su incidencia, hay información sobre algunos países que vale la pena tomar en cuenta. Por ejemplo, en Argentina se dice que es la causa de muerte más importante en todos los grupos por encima de los 20 años (UN, 2001c); en Brasil la mayor parte de las mujeres que se hacen un aborto es casada; Chile ha tenido muy altas tasas de aborto durante las tres últimas décadas. En un estudio se dice que "... la situación chilena respecto a la fecundidad es paradójica: el aborto inducido es prohibido, la prevalencia anticonceptiva es alta y los métodos modernos están disponibles y accesibles. No obstante, se presume que el número de abortos inducidos es alto, similar a la incidencia de embarazos no planeados o no deseados" (den Draak, 1998).

Aunque no existen datos sobre su número, se piensa que el aborto también es ampliamente practicado en Ecuador, lo mismo que en Haití, particularmente en las áreas urbanas, aunque la DHS de 1994-95 no corrobora este supuesto al encontrar que sólo el de 6% de mujeres en Puerto

Príncipe y el 3,5% de otras áreas urbanas habían tenido alguna experiencia de aborto desde el inicio de su actividad sexual.

Los cálculos más recientes corresponden a las publicaciones de *The Alan Guttmacher Institute* para seis países de la región (AGI, 1994). Contrariamente a lo que se supone, el aborto es más común entre mujeres casadas, urbanas, con hijos y educadas; siendo la razón más importante para interrumpir la gestación, el haber completado el tamaño deseado de su familia entre las mujeres adultas y el temor a los padres y/o deseo de continuar sus estudios, entre las adolescentes. Problemas de salud de la madre y económicos son raramente mencionados (Ferrando, 2002).

No obstante su no desdeñable práctica en la región, el aborto inducido es la variable intermedia que menor efecto parece tener en el nivel de la fecundidad tal como se mostrará al aplicar el modelo de Bongaarts en la sección siguiente. Igualmente, no hay evidencias que su legalización conduzca a una disminución más rápida del promedio de hijos por mujer, según la observada en un número de países en los cuales el aborto ha sido legalizado (Ferrando, 2002).

II. Efecto de los determinantes próximos en el descenso de la fecundidad en países seleccionados de la región

1. El modelo original de Bongaarts

Bongaarts (1978, 1982) desarrolló un modelo para relacionar los determinantes próximos de la fecundidad con el nivel observado (tasa global de fecundidad), según el cual el máximo posible de la fecundidad representado por la Tasa de Fecundidad total (TF) oscila en un rango de 13 a 17 hijos por mujer. La fecundidad observada en distintas poblaciones es menor que este máximo debido básicamente a la influencia de cuatro variables intermedias: el retraso en la unión (y/o interrupción de la unión), el uso de anticonceptivos, la prevalencia del aborto inducido y la infecundidad post parto.

El modelo identifica cuatro diferentes niveles de fecundidad, representados por sus respectivos indicadores, cada uno de los cuales toma en cuenta el impacto de las variables recién mencionadas:

i. Tasa Global de Fecundidad (TGF): es el promedio de hijos por mujer observado en una población y que resulta de la interacción de todas las variables intermedias.

ii. Tasa de Fecundidad Marital (TM): Si todas las mujeres en edad reproductiva se casaran, entonces la TGF subiría a un nivel de fecundidad marital al excluirse el efecto de la soltería o no unión.

iii. Tasa Total Natural de Fecundidad Marital (TN): Si todas las mujeres en edad reproductiva se casaran, si no usaran ninguna forma de anticoncepción y si, además, no practicaran el aborto inducido, la fecundidad marital subiría a un nivel de Tasa Natural de Fecundidad Marital.

iv. Tasa de Fecundidad Total (FT): Si a la ausencia de la soltería o no unión, uso de anticonceptivos y aborto inducido se agrega la falta de práctica de la lactancia y de la abstinencia post parto, entonces la fecundidad se incrementaría a su máximo posible, es decir la Tasa de Fecundidad Total (FT) que recibe el efecto combinado de las variables intermedias restantes: fecundidad, mortalidad intrauterina espontánea y esterilidad permanente. Según el autor, la TF es constante y similar cualquiera sea la sociedad de que se trate. En cambio, las otras tres varían ampliamente entre poblaciones.

La relación entre el promedio de hijos por mujer (TGF), la fecundidad potencial (TF) y los índices que dan lugar a la fecundidad observada en lugar de la fecundidad máxima, se expresa mediante la siguiente ecuación:

$$\text{Donde: } TGF = FT \times Cm \times Ca \times Cc \times Ci$$

- **TGF** es la tasa global de fecundidad observada en determinado momento, o sea, el número promedio de hijos tenidos por las mujeres en edad fértil.
- **FT** es la fecundidad total
- **Cm** es el índice de matrimonio
- **Ca** es el índice de aborto inducido
- **Cc** es el índice de anticoncepción
- **Ci** es el índice de infecundidad post parto

La acción de las cuatro variables intermedias en la fecundidad es medida en el modelo por índices cuyos valores fluctúan entre 0 y 1 dependiendo, respectivamente, si el efecto de la variable es total o está ausente (o es inexistente).

Cálculo de los índices **Cm**, **Cc**, **Ca** y **Ci**:

a) Índice de matrimonio (Cm)

$$Cm = \frac{\sum_x f(x)}{\sum_x f(x) \times m(x)}$$

donde:

f(x) es la tasa específica de fecundidad por edades, generalmente se obtiene por grupos quinquenales de edad, para mujeres en edad fértil, o sea de 15 a 49 años; **m(x)** es la proporción de mujeres unidas de cada edad o grupo de edad.

Y, definimos la tasa de fecundidad marital como $TM = \sum f(x) \times m(x)$ y las tasas específicas de fecundidad marital a la edad **x** como $g(x) = f(x) \times m(x)$

En poblaciones donde se observan valores bajos de la proporción de mujeres casadas para el grupo de mujeres de 15-19 años, se estima la tasa de fecundidad marital $g(x)$ como 0,75 de la tasas observada para el grupo de mujeres de 20-24 años.

b) Índice de contracepción (Cc)

$$Cc = 1 - 1,08 \times e \times u$$

donde

u es el la prevalencia del uso de métodos anticonceptivos de las mujeres casadas o unidas en edad reproductiva.

$$u = \sum_m u(m)$$

donde:

$u(m)$ es la proporción de mujeres que utilizan el método anticonceptivo m ;

e es la efectividad media del uso de métodos anticonceptivos y,

$$e = \frac{\sum_m u(m) \times e(m)}{u}$$

donde:

$e(m)$ es la efectividad del método m .

Como estimaciones de la efectividad de los métodos son difíciles de obtener se utilizó los valores propuestos por L. Moreno y S. Singh (1992).

Cuadro 9
EFFECTIVIDAD ESTIMADA DE LOS MÉTODOS ANTICONCEPTIVOS

Método	Efectividad e
Esterilización	1,00
Diu	0,95
Pildora	0,90
Otro moderno	0,80
Otros	0,35

Fuente: Moreno L. y S. Singh (1992).

El factor 1,08 intenta remover el efecto de las mujeres infecundas y fue estimado en base a las encuestas mundial de fecundidad (WFS).

c) Índice de aborto inducido (Ca)

$$Ca = \frac{TGF}{TGF + 0,4 \times (1 + u) \times TA}$$

donde:

TGF es la tasa global de fecundidad;

u es la prevalencia anticonceptiva total;

TA es la tasa total de aborto, incluye solamente los abortos inducidos de las mujeres casadas o unidas.

En la ausencia de abortos inducidos se asume un $Ca=1$.

d) Índice de infecundidad post parto (Ci)

$$Ci = \frac{20}{18,5 + i}$$

donde:

i es la duración media de la infecundidad post parto.

Si una estimación directa de la infecundidad post parto no está disponible o no se puede estimar, entonces se puede obtener un valor aproximado en función de la duración de la lactancia (B). En este caso **i** es estimado según la siguiente ecuación:

$$i = 1,753 \times \ell^{(0,1396 \times B - 0,001872 \times B^2)}$$

e) Índice de esterilidad patológica (Cp)

Bongaarts (1984) incluyó en su modelo original una quinta variable, la esterilidad patológica. Es importante analizar esta variable en forma independiente en países donde hay una incidencia significativa de mujeres estériles debido a enfermedades como es el caso de algunos países africanos donde, según datos presentados en la década de 1980, alrededor de 60% de las variaciones de la TGF eran debidas a variaciones en la esterilidad por enfermedades, particularmente de transmisión sexual.

El índice de esterilidad patología (Cp) intenta estimar el efecto de la inhibición de la fecundidad debido a enfermedades. Usa la ecuación desarrollada por Frank (1983) para estimar el índice en función de la esterilidad primaria (nunca han tenido hijos).

$$Cp = \frac{(7,63 - 0,11 \times s)}{7,3}$$

donde:

s es la proporción de mujeres de 45-49 años, casadas o unidas, que no han tenido hijos nacidos vivos.

En este caso el modelo sería:

$$TGF = TF \times Cm \times Ca \times Cc \times Ci \times Cp$$

2. Las modificaciones al modelo original de J. Bongaarts propuestas por J. Stover (1998). (Modelo revisado)

Dado que el modelo original de Bongaarts ha sido propuesto hace más de 20 años y ampliamente utilizado en base a las distintas encuestas de fecundidad, Stover ha considerado conveniente revisar el cálculo de los diferentes índices por varias razones, entre ellas:

- a) la proporción de mujeres casadas o unidas ya no sería un buen estimador de las mujeres expuestas al riesgo de embarazo;
- b) el supuesto de independencia entre las variables estaría más afectado por la sobreposición de situaciones incluidas en los distintos factores, por ejemplo se da el traslape de mujeres no expuestas al riesgo de embarazo y utilizan métodos anticonceptivos y,
- c) las últimas rondas de encuestas de demografía y salud (DHS) han incluido una serie de preguntas que permiten medir de manera más directa los índices incluidos teóricamente en el modelo original.

Las modificaciones propuestas serían:

a) Índice de matrimonio (Cm) por el índice de actividad sexual (Cx)

La intención del índice de matrimonio es medir el efecto de la reducción de la fecundidad total, del período durante el cual las mujeres en edad fértil son sexualmente inactivas. En el pasado se aproximaba a esta situación considerando a las mujeres que vivían fuera de una unión, asumiendo que éstas no estaban expuestas al riesgo de embarazarse.

En sociedades donde un número no despreciable de mujeres fuera de unión son sexualmente activas, de no considerarlas se estaría sobreestimando el índice respectivo y en consecuencia atribuyendo más importancia al determinante de lo que realmente tiene.

Al contrario, al incluir en el procedimiento de cálculo del índice a las mujeres que viven en unión y no son sexualmente activas, se estaría subestimando el índice y el efecto del determinante.

La modificación propuesta sería utilizar la proporción de mujeres sexualmente activas en lugar de la proporción de mujeres casadas o unidas.

En este caso hay que definir cuáles son las mujeres en edad fértil sexualmente activas. Varias definiciones de sexualmente activas son posibles dependiendo del período de referencia considerado para medir actividad sexual. A partir de estudios realizados se llegó a la conclusión de que lo mejor sería introducir en el modelo la frecuencia de las relaciones sexuales. Sin embargo, la solución práctica adoptada es considerar como sexualmente activas a las mujeres en edad fértil que han tenido relaciones sexuales en el último mes, agregando a las que están actualmente embarazadas y aquellas que están en abstinencia post parto, dado que estas últimas claramente han estado expuestas al riesgo de embarazo recientemente. En este caso tendríamos el índice de actividad sexual, Cx dado por:

$$Cx = \frac{\sum_x f(x)}{\sum_x f(x) \times s(x)}$$

donde:

$s(x)$ es la proporción de mujeres de edad x que son sexualmente activas según la definición anterior.

b) Índice de esterilidad (Cf)

Dado que estimaciones más directas de la esterilidad pueden ser obtenidas de las encuestas, la modificación sugerida es utilizar directamente el complemento de la proporción de mujeres estériles.

$$Cf = 1 - f$$

donde:

f es la proporción de mujeres sexualmente activas que son infecundas.

En la práctica se utiliza la definición de infecundas de las encuestas DHS: a las mujeres que están en menopausia; a las que han estado casadas o unidas y que no hayan tenido hijos en los últimos cinco años y que no están en período de amenorrea post parto o no están embarazadas y que no utilizan métodos anticonceptivos. Incluye también a las que se declaran infecundas.

c) Índice de contracepción (Cu)

El índice de contracepción intenta medir el efecto del uso de métodos anticonceptivos en la inhibición de la fecundidad. La fórmula original incluye un factor de ajuste por infecundidad de 1,08. Cuando la prevalencia es alta (próxima a 90%) el procedimiento de cálculo que utiliza esta estimación, arroja valores del índice inconsistentes, muy cercano a cero, e incluso negativo.

Otro problema surge cuando un número importante de mujeres infecundas utilizan métodos anticonceptivos, en particular si la esterilización es uno de los principales métodos escogidos. Hay una sobreposición entre las esterilizadas y las infecundas.

La solución propuesta es remover a las infecundas del índice de contracepción, además ahora estas mujeres son incluidas en el índice de esterilidad. En ese caso la ecuación se simplifica a:

$$Cu = 1 - u \times e$$

Otro aspecto considerado es la sobreposición entre las mujeres en amenorrea post parto que utilizan métodos anticonceptivos. Se propone excluir las mujeres que están en período de amenorrea post parto por menos de seis meses, y que utilizan métodos anticonceptivos, de este índice.

$$Cu = 1 - (u - a) \times e$$

donde:

a son las mujeres en amenorrea post parto por menos de seis meses y que utilizan métodos anticonceptivos.

En el modelo revisado se sugieren, entonces, tres cambios respecto al modelo original: el primero es utilizar las mujeres sexualmente activas, en lugar de mujeres casadas o unidas, como un indicador de la exposición al embarazo; el segundo, es remover las mujeres infecundas del índice de contracepción y, el tercero, es remover a las mujeres que utilizan métodos anticonceptivos y están en período de amenorrea post parto en los seis primeros meses después del parto.

d) Índice de aborto inducido (Ca)

La sugerencia para el cálculo del índice de aborto inducido es multiplicar la prevalencia anticonceptiva (u) por la efectividad (e).

$$Ca = \frac{TGF}{TGF + 0,4 \times (1 + u \times e) \times TA}$$

e) Modelo modificado

Dado que no se sugiere ninguna modificación al índice de infecundidad post parto (Ci), el modelo modificado queda entonces como:

$$TGF = FT \times Cs \times Cu \times Cf \times Ci \times Ca$$

3. Estimaciones obtenidas para países seleccionados de la región

Las aplicaciones realizadas por Stover (1998), a partir de las modificaciones propuestas al modelo original de Bongaarts, fueron realizadas para un grupo de 15 países, de los cuales 5 países pertenecen a América Latina. Los datos corresponden a las DHS realizadas entre 1990 y 1993. En el presente trabajo se seleccionó a un grupo de países de la región que tuviesen encuestas para años recientes, de tal forma de poder evaluar, entre otra cosas, si dichas modificaciones son pertinentes a tener en cuenta en la actualidad. Los países y períodos analizados son: Brasil⁴ (1996); Colombia (1990 y 2000); Perú (1991, 1992 y 2000); República Dominicana (1991 y 1996). Para estos países fue necesario procesar los microdatos para poder estimar los índices modificados. En los puntos siguientes se comentan los resultados obtenidos.

a) Índice de matrimonio (Cm) – Índice de actividad sexual (Cx)

Utilizar la definición de actividad sexual para calcular el índice provocará un incremento en éste en la medida en que mujeres no unidas sean sexualmente activas y lo disminuirá en función de la magnitud de mujeres en unión que no están sexualmente activas. Tal como se muestra en el cuadro 10, la proporción de mujeres casadas o unidas resulta inferior al porcentaje de mujeres sexualmente activas en dos de los cuatro países examinados (Brasil y Colombia) y en los otros dos resulta similar (Perú y República Dominicana). En el primer caso se tiene que la proporción de mujeres no unidas, pero sexualmente activas, supera a las casadas inactivas, mientras que en el segundo caso existe una compensación.

Sin embargo, aunque exista una compensación, los datos muestran que el hecho de que no se trate exactamente del mismo grupo de mujeres afecta a las estructuras por edades que resultan al usar una u otra definición, y finalmente ello repercute en el resultado del índice. También el

⁴ En este caso no se pudo realizar comparaciones temporales ya que la encuesta de 1991 corresponde sólo a la región nordeste del país y la encuesta de 1986 incluye a las mujeres de 15 a 44 años y no indaga sobre algunos aspectos que deberían medirse en la nueva propuesta.

cambio en la definición implica diferencias en la prevalencia anticonceptiva, tal como se verá en el punto siguiente.

Stover realiza una comparación entre el porcentaje de mujeres sexualmente activas y el porcentaje de mujeres en unión para 42 DHS llevadas a cabo entre 1986 y 1995. Solamente para 4 países se observa un mayor porcentaje de mujeres sexualmente activas, en 14 países la proporción es similar y en 23 países resulta mayor la proporción de mujeres casadas o en unión. Lamentablemente no se presenta una distinción por regiones del mundo ni se identifican a los países como para poder examinar alguna tendencia en relación a los resultados encontrados en el presente trabajo para América Latina.

Sin embargo, un dato a tener en cuenta se refiere a un primer examen del porcentaje de mujeres en unión y del porcentaje de mujeres que tuvieron relaciones sexuales en las últimas cuatro semanas anteriores a la encuesta, para 7 países latinoamericanos, en dos momentos en el tiempo, alrededor de 1990 y alrededor del 2000.⁵ Esta información reitera lo que se presentara en el punto 1.1 sobre los leves cambios en el porcentaje de mujeres casadas o unidas en este período. No obstante, en 5 de los 7 países el porcentaje de mujeres sexualmente activas se incrementa entre un 6% y un 23% en el período considerado, según las publicaciones nacionales.⁶ Estas tendencias podrían estar indicando que el comportamiento para la región es una proporción mayor de mujeres sexualmente activas que de casadas o unidas, aunque los datos deberán examinarse de manera completa.

Los resultados de **Cm** y **Cx** se presentan en el cuadro 13. Los índices de actividad sexual arrojan sistemáticamente valores mayores, lo cual indica que según esta definición el efecto de este determinante próximo en la reducción de la fecundidad total sería menos importante que en el modelo original. Según los datos más recientes (1996-2000), **Cm** varía entre 0,49 a 0,57 mientras que **Cx** muestra un rango de 0,58 a 0,67. Tomando en cuenta los 7 casos, las diferencias relativas respecto al modelo original van de un 4% (República Dominicana 1991) a un 30% (Colombia 2000).

En principio, el hecho de que la actividad sexual sea una forma más directa para medir la exposición al embarazo sugiere que si los datos están disponibles debería usarse el índice modificado.

⁵ Los países y períodos son: Bolivia 1989, 1998; Brasil, 1986 y 1996; Colombia 1990, 2000; Guatemala 1987, 1998-1999; Haití, 1994-1995, 2000; Perú 1992, 2000; y República Dominicana 1991, 1996.

⁶ No se realizaron comparaciones en las magnitudes ya que se recuerda que la definición que propone Stover para las mujeres sexualmente activas incluye, además, a las mujeres que no han tenido relaciones sexuales en las últimas cuatro semanas pero están en abstinencia postparto o embarazadas, situación no incluida en la definición de mujeres sexualmente activas de las publicaciones revisadas.

Cuadro 10

**PORCENTAJE DE MUJERES CASADAS O UNIDAS, DE MUJERES SEXUALMENTE ACTIVAS
Y PREVALENCIA ANTICONCEPTIVA**

País	Año	Porcentaje de mujeres		Prevalencia anticonceptiva	
		Unidas	Sexualmente activas	Unidas	Sexualmente activas
Brasil	1996	60,1	66,0	76,7	81,2
Colombia	1990	52,4	54,9	66,1	69,9
	2000	51,2	58,9	76,9	79,6
Perú	1992		56,4	59,0	68,1
	2000	56,1	56,3	68,9	75,2
República Dominicana	1991	55,8	55,6	56,4	61,5
	1996	59,2	59,0	63,7	70,2

Fuente: Macro International, encuestas DHS. En: www.measuredhs.com

b) Índice de esterilidad (Cf)

Como ya se mencionara en el punto 2,2, se propone construir el índice de esterilidad para las mujeres sexualmente activas, dado que la información básica está disponible en un gran número de países como para realizar una medición más directa. Este índice incluye tanto la esterilidad natural como la esterilidad patológica, por ello no es directamente comparable con el propuesto por Bongaarts (1984) para países africanos.

El porcentaje de mujeres sexualmente activas infecundas (según la definición presentada en el punto 2,2) calculado por Stover para 23 DHS realizadas entre 1990 y 1994 oscila entre un 11,0% a un 24,1%, aunque si se observa únicamente a los 6 países latinoamericanos considerados, el rango es de 11,0% a 13,9%. Los valores más elevados para los países africanos y asiáticos, incluidos en estos cálculos, indican un impacto significativo de la esterilidad patológica producida por enfermedades de transmisión sexual que causan esterilidad primaria o secundaria.

Por otra parte, para 26 DHS, Stover presenta el porcentaje de mujeres sexualmente activas que son infecundas por grupos quinquenales de edad y como promedio para África, Asia y América Latina. Al comparar las curvas obtenidas con los resultados de Nortman en base a los cuales Bongaarts obtuvo el factor 1,08 para remover el efecto de las infecundas del índice de contracepción, se observa una significativa coincidencia con el promedio latinoamericano, mientras que los porcentajes de infecundas por edad para África y Asia muestran valores sistemáticamente por encima del promedio de Nortman (calculado con 11 encuestas de fecundidad en 1980). Esto sugiere que si la esterilidad patológica es pequeña, ambas estimaciones —las calculadas por Nortman y las presentadas aquí— arrojan buenas mediciones del nivel de la infecundidad.

Sin embargo, lo anterior se refiere al promedio latinoamericano con lo cual se debe examinar la situación de cada país. Se deduce del cuadro 13 que la proporción de mujeres sexualmente activas estériles (1-Cf) para los países de la región seleccionados fluctúa entre un 7% y un 13%. Estos resultados implican que la corrección de 1,08 en el coeficiente de contracepción puede ser adecuado en los países que se ubican en el rango inferior de mujeres infecundas pero no suficiente para el caso de los países que presentan un porcentaje mayor.

c) Índice de contracepción original (Cc) – Índice de contracepción modificado (Cu)

La primera modificación propuesta por Stover es considerar la prevalencia anticonceptiva de las mujeres sexualmente activas en lugar de las mujeres casadas o unidas. Como se dijera previamente, el universo de mujeres definido por uno u otro criterio arroja diferencias y en el caso de la prevalencia, ésta resulta sistemáticamente mayor cuando se trata de las mujeres sexualmente activas. Las tasas de prevalencia resultan entre 2,7 a 9,1 puntos superiores respecto a las de las mujeres en unión (ver cuadro 10).

Además, la estructura del tipo de método elegido también difiere según el criterio empleado. En el cuadro 11 puede verse que hay una tendencia a que las mujeres sexualmente activas que usan anticonceptivos, usan relativamente más píldoras que las casadas y, a su vez, recurren menos a la esterilización. No se ven diferencias en el uso del DIU. Para el caso de otros métodos modernos y de métodos tradicionales el panorama es heterogéneo.

Cuadro 11

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LAS MUJERES CASADAS O UNIDAS Y DE LAS SEXUALMENTE ACTIVAS QUE UTILIZAN MÉTODOS ANTICONCEPTIVOS SEGÚN MÉTODO, PAÍSES Y AÑOS SELECCIONADOS

Método	Brasil 1996		Colombia 1990		Colombia 2000	
	Casadas o unidas	Sex. activas	Casadas o unidas	Sex. activas	Casadas o unidas	Sex. activas
Píldoras	27,0	31,3	21,3	23,3	15,3	17,2
DIU	1,4	1,6	18,8	18,3	16,1	15,6
Esterilización	55,7	48,6	32,4	29,6	36,5	30,0
Otro moderno	7,6	10,0	10,1	10,6	15,2	18,8
Otros	8,3	8,5	17,4	18,2	16,8	18,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Método	Perú 1992		Perú 2000		República Dominicana 1991		República Dominicana 1996	
	Casadas o unidas	Sex. activas	Casadas o unidas	Sex. activas	Casadas o unidas	Sex. activas	Casadas o unidas	Sex. activas
Píldoras	9,7	10,6	9,7	10,9	17,4	20,0	20,3	22,2
DIU	22,7	22,2	13,2	14,2	3,2	3,6	3,9	4,1
Esterilización	13,6	11,2	18,6	17,0	68,3	64,9	64,2	61,1
Otro moderno	9,7	10,4	31,6	27,8	2,8	2,8	4,6	5,1
Otros	44,4	45,6	26,9	30,1	8,3	8,8	7,1	7,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Macro International, encuestas DHS. En: www.measuredhs.com

Como se ha señalado, el modelo original propone corregir por el factor 1,08 para remover del índice el efecto de las infecundas. La segunda modificación sugerida es eliminar esta situación tomando para el cálculo de la prevalencia a las mujeres fecundas y midiendo de manera separada el efecto de la infecundidad a través del índice de esterilidad (Cf) descrito en el punto anterior. Por lo tanto se quita de la ecuación el factor de 1,08.

Según Stover, esta modificación debería ser usada especialmente en los casos en que la esterilización es el principal método de anticoncepción, cosa que de hecho ocurre en tres de los países seleccionados (Brasil, Colombia y República Dominicana). El traslape entre la esterilización y la infecundidad se acentúa particularmente en el grupo de mujeres de 45 a 49 años. Por ejemplo, para Brasil 1996 del total de mujeres esterilizadas el 9% se clasifica también como infecundas, si se toman a las mujeres de 45-49 años la superposición asciende a un 30%. El impacto será entonces

significativo si se emplea el modelo por edades específicas, no obstante a nivel agregado el efecto del traslapo parece no ser importante.

Una tercera modificación apunta a eliminar otra posible superposición, la del uso de anticonceptivos y la amenorrea postparto. Varios estudios han examinado este traslapo y han encontrado que en general es pequeño, por debajo del 3%. Sin embargo para algunos países puede ser más elevado, 5-6% para los métodos inyectables y el condón. Stover muestra que el impacto de esta superposición puede ser importante cuando se utiliza el modelo para proyectar cambios en la fecundidad, como resultado de asumir cambios en los determinantes involucrados.

Para el caso de los cuatro países seleccionados y tomando la encuesta más reciente, el traslapo entre amenorrea postparto y uso de anticonceptivos va de 1,4% (República Dominicana 1996) a 3,3% (Perú 2000) cuando se toma al total de mujeres. En el caso de las mujeres sexualmente activas el rango es de 2,3% (República Dominicana 1996) a 5,1% (Perú 2000). Debido a que algunos métodos hormonales pueden prolongar el período de amenorrea postparto, se sugiere que la superposición para esos métodos sea considerada si ocurre dentro un período inferior a los seis meses de amenorrea. Finalmente, propone excluir del cálculo de este índice a las mujeres que usan anticonceptivos y que están experimentando amenorrea postparto dentro de los primeros seis meses de ocurrido el parto.

Si bien por separado cada una de estas modificaciones parecen no ser significativas, se debe evaluar cómo impactan en su conjunto. Además, esta definición permite tener estimaciones del índice de contracepción de manera más “pura” que la versión original.

Los resultados presentados en el cuadro 13 muestran que la importancia de la contracepción en la reducción de la fecundidad total es levemente superior en 3 de los 7 casos examinados (puesto que el índice resulta algo menor), igual en un caso y para los otros 3 la tendencia se invierte. Al igual que los resultados encontrados por Stover (para 37 países) las diferencias en general no son significativas y tanto el modelo original como el modificado corroboran que el uso de anticonceptivos sigue siendo el determinante próximo que más impacta en la reducción de la fecundidad. Si se combina el efecto de la contracepción con la esterilidad se llega a los mismos resultados que el modelo original para Brasil y Colombia, pero para Perú y República Dominicana el efecto sobre la reducción de la fecundidad resulta más significativo.

d) Índice de infecundidad postparto (Ci)

En el modelo original de Bongaarts este índice podía calcularse de manera directa según la ecuación presentada en 2,2, adoptando el valor de “i” como la duración media de la amenorrea postparto, o, de no conocer este valor, estimándola de manera indirecta usando la duración media de la lactancia.

En una versión posterior Bongaarts propone considerar el efecto combinado de la abstinencia postparto y de la amenorrea, es decir, el efecto de la insusceptibilidad postparto como una medida más completa. En el cuadro 12 se presenta la estimación indirecta de “i” a partir de la duración media de la lactancia, y comparando con la duración media de la insusceptibilidad se observan diferencias importantes según el criterio utilizado. En relación a la estimación de **Ci**, si se basa en la lactancia se tiende a subestimar la importancia del determinante en relación a los resultados que se derivan de la insusceptibilidad. Cuando la duración de la lactancia es muy elevada las discrepancias van en una u otra dirección (por ejemplo, Perú 1986 y 1992).

Cuadro 12

COMPARACIÓN DEL CÁLCULO DEL ÍNDICE DE INFECUNDIDAD POST PARTO UTILIZANDO EL TIEMPO MEDIO DE LACTANCIA O TIEMPO MEDIO DE INSUSCEPTIBILIDAD POST PARTO

País	Año	Duración media de la lactancia	Duración media de la insusceptibilidad post parto		Coeficiente de infecundidad post parto (Ci)		
			Estimado según lactancia media	Estimado según duración de la amenorrea y de la abstinencia post parto	Estimado según lactancia	Estimado según insusceptibilidad	Diferencia relativa (%)
Brasil	1986	9,40	5,52	5,60	0,83	0,830	-0,34
	1996	11,80	7,01	8,10	0,78	0,752	-4,26
Colombia	1986	11,60	6,88	8,10	0,79	0,752	-4,80
	1990	12,60	7,56	8,20	0,77	0,749	-2,45
	1995	13,90	8,50	9,00	0,74	0,727	-1,85
	2000	15,60	9,81	8,80	0,71	0,733	3,57
México	1987	11,00	6,49	7,80	0,80	0,760	-5,24
Perú	1986	16,60	10,62	11,50	0,69	0,667	-3,02
	1992	17,70	11,54	11,20	0,67	0,673	1,13
	1996	19,90	13,44	12,30	0,63	0,649	3,56
	2000	22,10	15,37	13,20	0,59	0,631	6,40
República Dominicana	1986	9,70	5,69	7,70	0,83	0,763	-8,29
	1991	9,00	5,29	7,10	0,84	0,781	-7,60
	1996	10,50	6,18	7,10	0,81	0,781	-3,74

Fuente: Macro International, encuestas DHS.

e) Efectos de las modificaciones al modelo sobre la fecundidad total

La fecundidad total (FT) en ausencia del efecto de los determinantes próximos fue estimada por Bongaarts en 15,3 hijos. Stover llega a un promedio de 21 y lo designa como fecundidad potencial (FP). Las diferencias se deberían a que, por un lado considera a las mujeres entre 15 y 49 años en lugar de las mujeres 15 a 44 años, tal como ocurría en el pasado. Por lo tanto en lugar de tener un período de 30 años potenciales para procrear se tienen 35 años. Además se incorpora un índice de infecundidad que contiene la esterilidad natural.⁷

Debido a que no se tienen estimaciones confiables del aborto, el cociente entre la TGF y el producto de los índices estimados daría como resultado $FT \times Ca$ o $FP \times Ca$, según se trate del modelo original y del modificado, respectivamente. Como puede verse en el cuadro 13, las estimaciones para el modelo original muestran mayor dispersión que las del modelo modificado, inclusive para dos casos los valores del modelo original superan ampliamente el promedio de la fecundidad potencial de 21. Stover encuentra resultados similares para el conjunto de países examinados.

Más aún, asumiendo que el resto de los determinantes próximos no considerados en el modelo no tienen ningún efecto sobre la reducción de la fecundidad potencial, a partir del promedio 21 se puede deducir Ca (haciendo $PT \times Ca / 21$) y así obtener estimaciones de la tasa de aborto. Según Stover el índice de aborto varía entre 0,7 y 1. El cuadro 13 muestra que en el caso del modelo modificado las estimaciones de Ca están dentro del rango establecido. En el caso del modelo original aparecen dos de los países seleccionados con resultados inconsistentes (índice mayor que 1). Si en lugar de tomar el valor 21 para el modelo original se tomara el promedio de

⁷ El valor 21 se obtiene haciendo 35 años \times 12 meses / 20 meses por nacimiento (potencial).

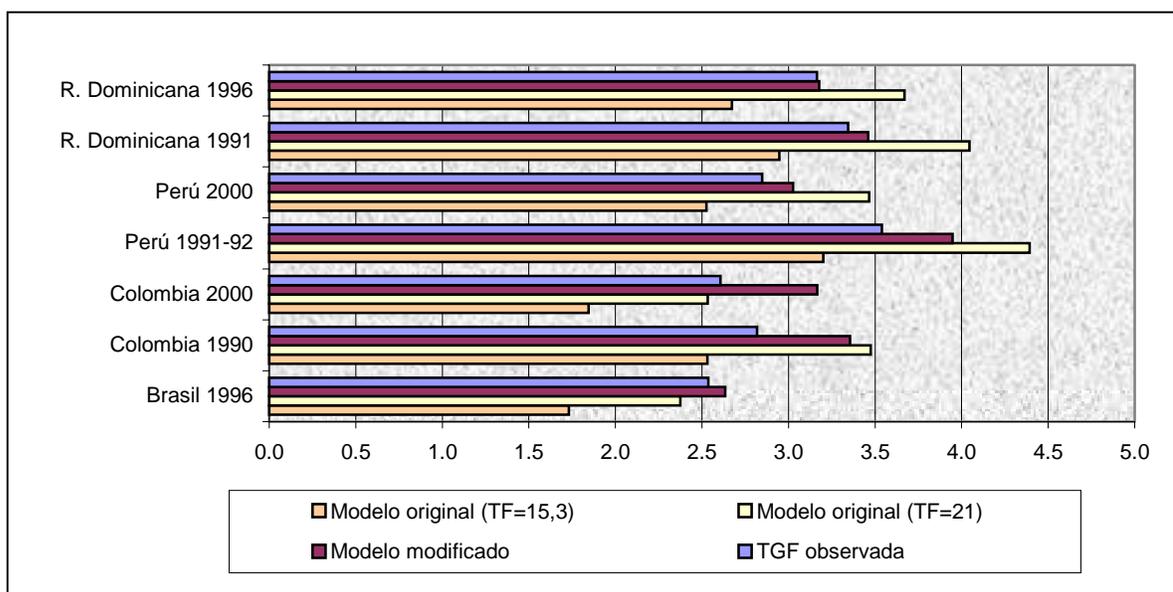
15,3 o 17, que es el límite superior del rango de la FT, las inconsistencias se presentan en todos los casos.

Otra forma de evaluar las nuevas definiciones es examinando la estimación de la TGF partiendo de la FT o FP promedio, aplicándole los índices obtenidos y suponiendo la inexistencia de aborto inducido. En el caso del modelo original esto se hizo para dos situaciones, suponiendo un promedio de 15,3 así como un promedio de 21 (aunque el modelo no incluye un índice de esterilidad, el cálculo se hizo para todas las mujeres entre 15 y 49 años). El gráfico 1 muestra los resultados obtenidos.

En principio puede decirse que el modelo modificado parece arrojar resultados más consistentes, no obstante para el caso de Colombia cualquiera de las dos versiones muestra resultados inexactos. Habría que revisar estas inconsistencias, que pueden deberse tanto a errores en los datos como a la no consideración de otros determinantes en el modelo, así como también examinar estas modificaciones en un número mayor de países latinoamericanos.

Gráfico 1

COMPARACIÓN ENTRE LA TGF OBSERVADA Y LAS ESTIMADAS A PARTIR DEL MODELO ORIGINAL Y DE LAS MODIFICACIONES PROPUESTAS



f) Elementos para la discusión

i. Sobre las modificaciones propuestas

1. Si bien las modificaciones propuestas apuntan a definir y medir de manera más adecuada el efecto de las variables intermedias, estas mejoras se verán reducidas si los datos que se requieren para tales mediciones son menos exactos. Tal como podría ser el caso, por ejemplo, de la declaración del estado conyugal con respecto a la actividad sexual en las últimas cuatro semanas.

2. La exposición al riesgo de embarazo está presente en las mujeres que son sexualmente activas y la definición adoptada excluye a mujeres en unión cuya vida sexual es menos regular. Sin embargo, no habría razones para suponer que tal irregularidad implica la no exposición a embarazarse, más allá de que reduzca el riesgo. Teniendo en cuenta, además, que la procreación extramarital no es una característica generalizada en los países de la región, quizá debería ampliarse el conjunto de mujeres expuestas incluyendo a todas las mujeres en unión, más las sexualmente activas según la definición que propone Stover.

3. Si se adopta la definición de mujeres sexualmente activas, debería examinarse la definición operativa adoptada, teniendo en cuenta la frecuencia de las relaciones sexuales y su efecto sobre la fecundidad en el total de mujeres y observando la situación conyugal.

4. En el cálculo del índice de contracepción Stover propone que se excluyan a las mujeres que están experimentando amenorrea postparto dentro de un período máximo de 6 meses desde el nacimiento del hijo. Sin embargo, persiste el traslape entre las mujeres que llevan más de 6 meses en amenorrea postparto y están usando algún método, con lo cual habría que determinar en cuál de los dos índices debería considerarse (en Cu o en Ci).

ii. Sobre la utilidad del modelo

5. En la medida en que la tasa global de fecundidad disminuye, el modelo se vuelve más sensible a la falta del supuesto de independencia de las variables y a los errores en los datos básicos. Si bien las modificaciones propuestas resultan a veces poco significativas, la combinación de las mismas parece conducir a una mejora en las estimaciones del modelo. Sin embargo, no parece relevante la consideración de estos cambios si el modelo se emplea únicamente para medir a *grosso modo* la importancia de cada variable en la reducción de la fecundidad. La jerarquía resultante es la misma en ambas versiones, aunque la magnitud de la contribución de cada variable difiere.

6. Uno de los propósitos perseguidos en la aplicación del modelo ha sido el obtener estimaciones de la tasa de aborto, una vez que se remueve el efecto de los otros determinantes medidos. Queda todavía por examinar si las modificaciones propuestas permiten alcanzar estimaciones razonables para este determinante, al cual generalmente se lo omite en el modelo por falta de datos confiables, pese a que se reconoce su importancia.

7. Habría que examinar el comportamiento del modelo cuando se aplica en subpoblaciones específicas, según características sociodemográficas, étnicas, etc. y el “costo-beneficio” de considerar las modificaciones respecto al análisis que se desee hacer.

8. Si bien el modelo ha sido ampliamente utilizado en el pasado, queda todavía por considerar la vigencia de esta simplificación, lo cual conlleva estimaciones inconsistentes no sólo por los errores en los datos básicos sino por la no inclusión de otros factores pertinentes.

Cuadro 13
ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DEL MODELO ORIGINAL DE BONGAARTS Y DEL MODELO MODIFICADO PROPUESTO POR STOVER, PAÍSES Y AÑOS SELECCIONADOS

País	Año	Modelo original							Tasa global de fecundidad (TGF)	Fecundidad total por índice de aborto inducido (FTxCa)	Índice de aborto inducido estimado (Ca)
		Índice matrimonio (Cm)	Índice contracepción (Cp)	Índice esterilidad (Cf)	CuxCf	Índice infecundidad post parto (Ci)	Fecundidad total por índice de aborto inducido (FTxCa)	Tasa global de fecundidad (TGF)			
Brasil	1996	0,54	0,25	---	---	0,75	24,6	2,5	1,174		
Colombia	1990	0,49	0,40	---	---	0,75	18,9	2,8	0,899		
Perú	2000	0,49	0,30	---	---	0,73	23,9	2,6	1,137		
	1992	0,51	0,57	---	---	0,67	17,9	3,5	0,852		
República Dominicana	2000	0,52	0,47	---	---	0,63	18,4	2,8	0,877		
	1991	0,53	0,44	---	---	0,78	18,5	3,3	0,882		
1996	0,57	0,37	---	---	0,78	19,3	3,2	0,920			
Modelo modificado											
País	Año	Índice de actividad sexual (Cx)	Índice contracepción (Cu)	Índice esterilidad (Cf)	CuxCf	Índice infecundidad post parto (Ci)	Fecundidad total por índice de aborto inducido (FTxCa)	Tasa global de fecundidad (TGF)	Índice de aborto inducido estimado (Ca)		
Brasil	1996	0,67	0,28	0,90	0,25	0,75	20,2	2,5	0,962		
Colombia	1990	0,56	0,42	0,91	0,38	0,75	17,6	2,8	0,840		
Perú	2000	0,64	0,35	0,93	0,32	0,73	17,3	2,6	0,824		
	1992	0,56	0,55	0,91	0,50	0,67	18,8	3,5	0,897		
República Dominicana	2000	0,58	0,45	0,87	0,39	0,63	19,8	2,8	0,941		
	1991	0,55	0,44	0,88	0,38	0,78	20,3	3,3	0,966		
1996	0,61	0,36	0,90	0,32	0,78	20,9	3,2	0,996			

Fuente: Macro International, encuestas DHS.

Bibliografía

- AGI (The Alan Guttmacher Institute) (1994), *Aborto clandestino: una realidad latinoamericana*, Nueva York.
- _____ (1999), *Sharing Responsibility. Women, Society and Abortion Worldwide*, Nueva York.
- Bongaarts, J. (1978), "A framework for Analyzing the proximate Determinants of Fertility", *Population and Development Review*, vol. 4, N° 105-132.
- _____ (1982), "The Fertility-Inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables", *Studies in Family Planning*, vol. 3, N° 6/7, junio/julio.
- _____ , O. Frank y R. Lesthaeghe (1984), "The Proximate Determinants of Fertility in Sub-Saharan Africa", *Population and Development Review*, vol. 3, N° 3, September.
- _____ (1985), "The Concept of Potential Fertility in Evaluation of the Fertility Impact of Family Planning Programmes", *Studies to Enhance the Evaluation of Family Planning Programmes*, United Nations.
- Davis, Kingsley and Judith Blake (1956), "Social structure and fertility: An analytic framework", *Economic and Cultural Change*.
- den Draak, Maaïke (1998), "Contraceptive and Induced Abortion Behaviour in Chile: Hindering and Enabling Factors. Applying the Process-context Approach", *Demographic Reports*, Faculty of Spatial Sciences, University of Groningen, The Netherlands.
- Ferrando, Delicia (2003), "Tendencias de la Fecundidad en América Latina: 1950-2000", CEPAL/CELADE, en prensa.
- Frank (1983), En: Stover, J. (1998), "Revising the Proximate Determinants of Fertility Framework", *Studies in Family Planning*, vol.29, N° 3, septiembre.
- García, B. y O.L. Rojas (2002), "Cambios en la formación y disolución de uniones en América Latina", *Papeles de Población N° 32*, El Colegio de México, abril/junio.

- Guzmán, José Miguel y otros (2001), Diagnóstico sobre salud sexual y reproductiva de adolescentes en América Latina y el Caribe, Fondo de Población de las Naciones Unidas, México.
- Macro International (1997), "Brasil: Pesquisa nacional sobre demografia e saúde. 1996", marzo.
- _____ (1991), "Colombia: Encuesta de prevalencia, demografía y salud, 1990", abril.
- _____ (1992), "Perú: Encuesta demográfica y de salud familiar. 1991/1992", septiembre.
- _____ (1992), "República Dominicana: Encuesta demográfica y de salud, 1991", septiembre.
- _____ (1997), "República Dominicana: Encuesta demográfica y de salud, 1996", junio.
- _____ (2000), "Salud sexual y reproductiva en Colombia. Encuesta Nacional de Demografía y Salud, 2000", octubre.
- _____ (2001), "Perú: Encuesta demográfica y de salud familiar. 2000", mayo.
- Moreno, L. y S. Singh (1992), "Descenso de la fecundidad y cambios en sus determinantes próximos en América Latina", *Notas de Población N° 55*, CELADE, junio, pp. 129-159.
- PRB (Population Reference Bureau) (2002), *Planificación Familiar a Nivel Mundial. Cuadro de Datos de 2002*, noviembre.
- Sing, S., J. Casterline y J.G. Ay Cleland (1985), "The Proximate Determinants of Fertility: Sub-National Variations", *Population Studies*, vol. 29, N° 2.
- Stover, J. (1998), "Revising the Proximate Determinants of Fertility Framework", *Studies in Family Planning*, vol.29, N° 3, septiembre.
- United Nations (2001), *World Population Prospects: The 2000 Revision*, Volume I, Comprehensive Tables. Table A-24, pp. 38, 384-591, Nueva York.
- _____ (2001a), "Demographic Situation in High Fertility Countries", Workshop on Prospects for Fertility Decline in High Fertility Countries, Nueva York, 9-11 de julio de 2001.
- _____ (2001b), *World Contraceptive Use*, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Nueva York.
- _____ (2001c), *Abortion Policies. A Global Review, Country Profiles*, Volume I, II and III, Nueva York.



NACIONES UNIDAS

Serie

CEPAL

población y desarrollo

Números publicados

1. Migración y desarrollo en América del Norte y Centroamérica: una visión sintética, CEPAL/CELADE/OIM, (LC/L.1231-P), N° de venta: S.99.II.G.22 (US\$ 10.00), 1999. [www](#)
2. América Latina y el Caribe: crecimiento económico sostenido, población y desarrollo, Luis Rivadeneira, (LC/L.1240-P), N° de venta: S.99.II.G.30 (US\$ 10.00), 1999. [www](#)
3. Migración internacional de jóvenes latinoamericanos y caribeños: protagonismo y vulnerabilidad, Jorge Martínez Pizarro, (LC/L.1407-P), N° de venta: S.00.II.G.75 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
4. El envejecimiento de la población latinoamericana: ¿hacia una relación de dependencia favorable?, Juan Chackiel, (LC/L.1411-P), N° de venta: S.00.II.G.80 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
5. Vulnerabilidad demográfica: una faceta de las desventajas sociales, Jorge Rodríguez Vignoli, (LC/L.1422-P), N° de venta: S.00.II.G.97 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
6. Juventud, población y desarrollo: problemas, posibilidades y desafíos, CELADE-División de Población, (LC/L.1424-P), N° de venta: S.00.II.G.98 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
7. Población y desarrollo en América Latina y el Caribe: un desafío para las políticas públicas, Reynaldo F. Bajraj, Miguel Villa y Jorge Rodríguez, (LC/L.1444-P), N° de venta: S.00.II.G.118 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
8. Los problemas en la declaración de la edad de la población adulta mayor en los censos, Fabiana Del Popolo, (LC/L.1442-P), N° de venta: S.00.II.G.117 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
9. Adolescencia y juventud en América Latina y el Caribe. Problemas, oportunidades y desafíos, Área de Población y Desarrollo, CELADE – División de Población, (LC/L.1445-P), N° de venta: S.00.II.G.122 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
10. La migración internacional y el desarrollo en la era de la globalización e integración: temas para una agenda regional, Jorge Martínez Pizarro, (LC/L.1459-P), N° de venta: S.00.II.G.140 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
11. Insumos sociodemográficos en la gestión de políticas sectoriales, Luis Rivadeneira, (LC/L.1460-P), N° de venta: S.00.II.G.141 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
12. Informe de relatoría del Simposio sobre migración internacional en las Américas, Grupo de Relatoría del Simposio, (LC/L.1462-P), N° de venta: S.00.II.G.144 (US\$ 10.00), 2000. [www](#)
13. Estimación de población en áreas menores mediante variables sintomáticas: una aplicación en departamentos de la República Argentina (1991 y 1996), Gustavo Álvarez, (LC/L.1481-P), N° de venta: S.01.II.G.14 (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
14. Resumen y aspectos destacados del Simposio sobre migración internacional en las Américas, Área de Población y Desarrollo, CELADE – División de Población, (LC/L.1529-P), N° de venta S.01.II.G.74 (US\$10.00), 2001. [www](#)
15. Mecanismos de seguimiento del Programa de Acción sobre la Población y el Desarrollo en los países de Latinoamérica y el Caribe, CELADE – División de Población de la CEPAL, (LC/L.1567-P), N° de venta: S.01.II.G.110 (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
16. Segregación residencial socioeconómica: ¿qué es?, ¿cómo se mide?, ¿qué está pasando?, ¿importa?, Jorge Rodríguez Vignoli, (LC/L.1576-P), N° de venta: S.01.II.G.54 (US\$10.00), 2001. [www](#)
17. Vulnerabilidad y grupos vulnerables: un marco de referencia conceptual mirando a los jóvenes, Jorge Rodríguez Vignoli, (LC/L.1588-P), N° de venta: S.01.II.G.131 (US\$10.00), 2001. [www](#)
18. Reforma a los sistemas de pensiones y los desafíos de la dimensión de género, Alberto Arenas de Mesa y Pamela Gana Cornejo, (LC/L.1614-P), N° de venta: S.01.II.G.155 (US\$10.00), 2001. [www](#)
19. Características sociodemográficas y socioeconómicas de las personas de edad en América Latina, Fabiana Del Popolo, (LC/L.1640-P), N° de venta: S.01.II.G.178 (US\$10.00), 2001. [www](#)
20. Guatemala: población y desarrollo. Un diagnóstico sociodemográfico, Área de Población y Desarrollo del CELADE, (LC/L.1655-P), N° de venta: S.01.II.G.194 (US\$10.00), 2001. [www](#)
21. Acercamiento conceptual a la situación del adulto mayor en América Latina, Área de Población y Desarrollo del CELADE, (LC/L.1656-P), N° de venta: S.01.II.G.178 (US\$10.00), 2001. [www](#)

22. Envejecimiento y vejez en América Latina y el Caribe: políticas públicas y las acciones de la sociedad, Área de Población y Desarrollo del CELADE, (LC/L. 1657-P), N° de venta: S.01.II.G.196 (US\$10.00), 2001. [www](#)
23. Una aproximación al diseño de políticas sobre la migración internacional calificada en América Latina, Adela Pellegrino y Jorge Martínez Pizarro, (LC/L.1687-P), N° de venta: S.01.II.G.215 (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
24. Exigencias y posibilidades para políticas de población y migración internacional. El contexto latinoamericano y el caso de Chile, Jorge Martínez Pizarro, (LC/L.1708-P), N° de venta: S.02.II.G.21 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
25. Vulnerabilidad sociodemográfica en el Caribe: examen de los factores sociales y demográficos que impiden un desarrollo equitativo con participación ciudadana en los albores del siglo XXI, Dennis Brown, (LC/L.1704-P), N° de venta: S.02.II.G.18 (US\$10.00), 2002. [www](#)
26. Propuesta de indicadores para el seguimiento de las Metas de la Conferencia Internacional sobre la Población y el Desarrollo en América Latina y el Caribe, CELADE – División de Población de la CEPAL, (LC/L. 1705-P), N° de venta: S.02.II.G.25 (US\$10.00), 2002. [www](#)
27. La migración internacional de los brasileños: características y tendencias, Rosana Baeninger (LC/L.1730-P), N° de venta: S.02.II.G.41 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
28. Envejecimiento y desarrollo en América Latina y el Caribe, José Miguel Guzmán (LC/L.1730-P), No de venta: S. 02.II.G.49 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
29. Vulnerabilidad sociodemográfica en Nicaragua: un desafío para el crecimiento económico y la reducción de la pobreza, Gustavo Busso (LC/L.1774-P), No de venta: S 02.II.G.88 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
30. Urbanización, redistribución espacial de la población y transformaciones socioeconómicas en América Latina, José Marcos Pinto da Cunha (LC/L.1782-P), No de venta: S 02.II.G.97 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
31. Uso de los datos censales para un análisis comparativo de la migración internacional en Centroamérica, Sistema de Información Estadístico sobre las Migraciones en Centroamérica (LC/L.1828-P), N° de venta: S.02.II.G.141 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
32. Distribución territorial de la población de América Latina y el Caribe: tendencias, interpretaciones y desafíos para las políticas públicas, Jorge Rodríguez Vignoli (LC/L.1831-P), No de venta: S.02.II.G.137 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
33. La dinámica demográfica y el sector habitacional en América Latina, Camilo Arriagada (LC/L.1843-P), N° de venta: S.03.II.G.8 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
34. En prensa.
35. La migración internacional en América Latina y el Caribe: tendencias y perfiles de los migrantes, Adela Pellegrino (LC/L.1871-P), N° de venta: S.03.II.G.40 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
36. A virtual contradiction between international migration and human rights, Jorge Bustamante (LC/L. 1873 -P), Sales number: E.03.II.G.43 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
37. Migraciones en el hemisferio. Consecuencias y relación con las políticas sociales, Manuel Ángel Castillo (LC/L.1908-P), N° de venta: S.03.II.G.66 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
38. Migraciones, vulnerabilidad y políticas públicas. Impacto sobre los niños, sus familias y sus derechos, Juan Miguel Petit (LC/L.1909-P), N° de venta: S.03.II.G.67 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
39. La trata de mujeres: sus conexiones y desconexiones con la migración y los derechos humanos, Susana Chiarotti (LC/L.1910-P), N° de venta: S.03.II.G.68 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
40. La reciente inmigración de latinoamericanos a España, Raquel Martínez Buján, (LC/L.1922-P), N° de venta: S.03.II.G.76 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
41. Autonomía o ciudadanía incompleta: el pueblo Mapuche en Chile y Argentina, Isabel Hernández (LC/L.1935-P), No de venta: S.03.II.G.94 (US\$ 20.00), 2003. [www](#)
42. América Latina: los sectores rezagados en la transición de la fecundidad, Juan Chackiel y Susana Schkolnik, (LC/L.1952-P), N° de venta: S.03.II.G.120 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)
43. Determinantes próximos de la fecundidad. Una aplicación a países Latinoamericanos, Guiomar Bay, Fabiana Del Popolo, Delicia Ferrando, (LC/L.1953-P), N° de venta: S.03.II.G.121 (US\$ 10.00), 2003. [www](#)

-
- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@eclac.cl.

www: Disponible también en Internet: <http://www.cepal.org/> o <http://www.eclac.org>

Nombre:.....

Actividad:.....

Dirección:.....

Código postal, ciudad, país:

Tel.: Fax: E.mail: