

La Educación y el No Uso de Anticonceptivos entre Mujeres de Bajo Nivel Socioeconómico en Chiapas

Por Austreberta Nazar-Beutelspacher, Dolores Molina-Rosales, Benito Salvatierra-Izaba, Emma Zapata-Martelo y David Halperin

Contexto: Se conoce relativamente poco acerca del impacto que producen la pobreza y el analfabetismo en la toma de decisiones de la mujer respecto a la anticoncepción, específicamente sobre la probabilidad de nunca haberla practicado.

Métodos: En 1994, como parte de una encuesta regional de salud reproductiva, se obtuvo una muestra aleatoria de 883 mujeres en unión, de 15 a 49 años, residentes en la Región Fronteriza del estado mexicano de Chiapas. Se realizó análisis de regresión logística para la muestra en general y para cada grupo de edad en particular para determinar la relación que existe entre las variables socioeconómicas y la probabilidad de que una mujer nunca haya practicado la anticoncepción.

Resultados: La falta total de escolaridad estuvo independientemente relacionada con la probabilidad de nunca haber usado anticonceptivos; las mujeres analfabetas tenían 1,5 veces más probabilidad de no haber practicado nunca la anticoncepción que aquellas que habían cursado estudios secundarios. Otras variables socioeconómicas que independientemente incrementaron la probabilidad de nunca haber usado anticonceptivos fueron: haber dado a luz en su casa, que se le hubieran muerto por lo menos dos hijos y no tener empleo remunerado en el momento en que se realizó la encuesta. El impacto de la educación sobre la probabilidad de nunca haber usado anticonceptivos varió de acuerdo con la edad: en tanto que la ausencia total de escolaridad aumentó esta probabilidad entre las más jóvenes y las de más edad, la magnitud de este efecto fue menos pronunciada a través del tiempo. Además, entre las mujeres más jóvenes, otras variables socioeconómicas fueron más importantes que la escolaridad para explicar la falta de uso.

Conclusiones: La mayor disponibilidad de servicios de planificación familiar en la Región Fronteriza del estado de Chiapas durante los últimos 20 años, ha disminuido el efecto que tiene la educación sobre la práctica anticonceptiva. Sin embargo, en esta población, no haber asistido a la escuela permanece como una sólida variable predictiva de nunca haber usado anticonceptivos. Perspectivas Internacionales en Planificación Familiar, número especial de 1999, págs. 9–15

Durante varias décadas, los investigadores han tratado de identificar los factores que influyen en la adopción de prácticas anticonceptivas. El lugar de residencia, los niveles de educación y las condiciones socioeconómicas, han sido factores utilizados para identificar a las poblaciones que son más o menos proclives a usar métodos anticonceptivos. Por ejemplo, datos de encuestas obtenidos en países en desarrollo de Asia, África y América Latina han demostrado sistemáticamente que las mujeres que

residen en zonas rurales, de escasos recursos económicos y con baja escolaridad, presentan niveles de uso de anticonceptivos específicamente bajos.¹ Los esfuerzos que se han realizado para promover el uso de anticonceptivos entre estos grupos, se fundamentan en la noción de que las tasas de fecundidad se pueden reducir si se difunde más información al respecto y se facilita un mayor acceso a los servicios de planificación familiar.

Sin embargo, son relativamente pocos los estudios que han intentado explicar el efecto que tienen sobre la práctica anticonceptiva las variables de residencia rural, bajos niveles de escolaridad y condición socioeconómica baja. De hecho, la mayoría de los trabajos de investigación que tratan estos factores han intentado explicar la forma en que estos se interrelacionan con los cambios respecto al número de hijos o con las tasas de mortalidad infantil.²

En este artículo, se analizan las variables relacionadas con el no uso de anticonceptivos entre mujeres potencialmen-

te usuarias. Con ello, esperamos conocer mejor las circunstancias—en particular, las relacionadas con las condiciones socioeconómicas—que afectan la decisión de practicar o no la anticoncepción en poblaciones sujetas a programas de planificación familiar.

Este estudio se realizó en la Región Fronteriza, una de las nueve regiones económicas y de salud de Chiapas, estado ubicado en el Sureste de México. Nuestro análisis se centra en el papel que tiene la educación en la decisión de usar o no métodos anticonceptivos en el contexto de otras variables socioeconómicas; estudia su efecto a través del tiempo, tomando en cuenta los distintos momentos de la vida reproductiva de las mujeres.

Antecedentes

La región oriental del estado de Chiapas, que forma parte de la zona fronteriza de México y Guatemala, tiene una población de unos 300.000 habitantes. En comparación con el estado de Chiapas en su totalidad y con México en general, esta región es particularmente pobre;³ por ejemplo, el 72% de las viviendas de esta zona no tienen drenaje en comparación con la media del estado que presenta un nivel del 59% y la de todo el país que es del 36%.⁴ Además, las tasas de analfabetismo a nivel regional y estatal son más elevadas que la tasa nacional: el 28% de la población de 15 y más años de edad en la Región Fronteriza (y el 30% en el estado) no sabe leer ni escribir, en comparación con el 12% que se registra en promedio en todo el país.

Durante los últimos años, en la Región Fronteriza de Chiapas se han intensificado los programas de planificación familiar.⁵ Si bien estos programas ofrecen una variedad de métodos, promueven especialmente los métodos anticonceptivos reversibles de largo plazo (tales como el DIU y los hormonales orales e inyectables), así como la salpingoclasia.

En 1990, había 64.000 mujeres en edad reproductiva en la Región Fronteriza; en 1994, su tasa global de fecundidad ascendía a 3,7 hijos y el 52% se encontraba practicando la anticoncepción (el 58% lo había hecho alguna vez). Entre estas usuarias, el método más popular fue la salpingoclasia (43%) se-

Austreberta Nazar-Beutelspacher cursa estudios de doctorado en Políticas de Población y Desarrollo Rural y Emma Zapata-Martelo es Directora del Programa de Género y Desarrollo Rural; ambas pertenecen al Colegio de Postgraduados, Texcoco, Estado de México, México. Dolores Molina-Rosales y Benito Salvatierra-Izaba son Investigadores Asociados y David Halperin es Coordinador; todos pertenecen a la División de Población y Salud de El Colegio de la Frontera Sur en San Cristóbal de Las Casas, México. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias formuladas por Takehiro Misawa y Namino Glantz. También agradecen a Manuela López Pérez y a Roberto Solís Hernández por su aporte en el procesamiento de datos.

guida de la píldora (16%), el DIU (16%), los inyectables (13%) y "otros métodos", tales como el ritmo, el retiro, el condón y métodos tradicionales como hierbas (12%).⁶

Datos y métodos

Muestra del estudio

Los datos para el análisis se obtuvieron de una encuesta regional de corte transversal sobre salud reproductiva, la Encuesta Regional de Salud Reproductiva (ERSREP), que se realizó en 1994. Esta encuesta epidemiológica fue diseñada para recopilar datos sobre diversos aspectos de la salud reproductiva de las mujeres, incluyendo morbilidad reproductiva y patrones de búsqueda de atención a la salud, así como los factores que condicionan esta conducta.

La muestra aleatoria de hogares, seleccionados a través de un muestreo polietápico con base en las Áreas Geoestadísticas Básicas proporcionadas por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), arrojó una muestra de 1.822 mujeres entre 12 y 55 años, la cual fue distribuida proporcionalmente a la población de las 17 comunidades que fueron objeto del muestreo. Se establecieron cuatro subgrupos de mujeres para ser entrevistadas en sus viviendas: aquellas que refirieron que nunca habían tenido una pareja; las que habían tenido pareja pero que nunca habían es-

tado embarazadas; aquellas que habían estado embarazadas por lo menos una vez, pero no durante el año previo a la entrevista; y las que habían estado embarazadas recientemente (dentro del último año).

La distribución proporcional de mujeres en estos grupos, fue estimada en un estudio piloto anterior, mismo que permitió establecer las cuotas para cada subgrupo. Con base en ello, se entrevistó a un número de mujeres suficientes para completar las cuotas al interior de cada comunidad. Las mujeres de cada comunidad tenían la misma probabilidad de ser entrevistadas y se seleccionó únicamente una mujer de cada vivienda para evitar que los datos resultaran excesivamente representativos de las condiciones específicas de ese hogar.

Para eliminar los problemas de idioma que podrían surgir al utilizar una entrevista en español, en esta encuesta se entrevistó únicamente a mujeres mestizas; es decir, de origen hispano e indígena que hablaban sólo español.* Casi un tercio (31%) de las mujeres de la muestra vivían en lugares poco poblados (con menos de 2.500 habitantes), el 40% en localidades de población media (2.500 a 10.000 habitantes) y el 29% residían en zonas urbanas de más de 10.000 habitantes.

Los datos fueron recopilados por trabajadoras sociales que habían sido entrenadas durante más de cuatro semanas en técnicas para realizar entrevistas. Las entrevistas tuvieron lugar desde junio a septiembre de 1994. Un solo instrumento general de la encuesta recopiló datos sobre las características de la familia y de la vivienda. El resto de la información se obtuvo utilizando cuestionarios específicos para las mujeres en cada uno de los cuatro subgrupos. El contenido y el formato del cuestionario habían sido revisados mediante el uso de los resultados de un amplio estudio piloto. Nuestro análisis considera únicamente a las mujeres de 15 a 49 años de edad, que no estaban embarazadas en el momento de la entrevista, que se encontraban viviendo con su pareja en el momento de la encuesta y que estaban en riesgo de quedar embarazadas (es decir, usuarias potenciales de métodos anticonceptivos). Estos criterios dieron como resultado una muestra final para ser analizada de 883 mujeres.

Variable dependiente

La variable dependiente fue no haber usado nunca un método anticonceptivo; designamos "no uso" en vez de "uso" para evitar el problema metodológico ocasionado por tener que separar los casos de

uso actual de aquellos que habían usado anticonceptivos alguna vez.

Definimos "no uso" (o no haber usado nunca) como una respuesta "no" a la pregunta "¿Alguna vez usted o su pareja han hecho algo para no tener hijos o para evitar un embarazo?" El grupo de comparación estuvo compuesto por mujeres que indicaron que habían usado por lo menos un método anticonceptivo, moderno o tradicional, incluida la salpingoclasia o métodos anticonceptivos masculinos (como el condón o la vasectomía).

Variables explicativas

Las variables independientes consideradas en el análisis fueron divididas en cinco categorías. Los factores demográficos fueron la edad, el tipo de unión (consensual o formal) y el tipo de estructura familiar (familia nuclear o extensa). Los factores socioeconómicos fueron los siguientes: lugar de residencia, nivel de educación, empleo remunerado fuera del hogar y tipo de pisos[†] de la vivienda. Entre los factores relacionados con el acceso a los servicios de salud se incluyeron la distancia de la casa hasta el centro médico más cercano y el contar o no con seguro médico. Las variables sobre la historia reproductiva de las mujeres fueron la edad a la primera unión, la edad al tener el primer embarazo, el número de hijos nacidos vivos y el lugar de atención del parto más reciente.[‡] Finalmente, como medida de la sobrevivencia de los hijos, se usó el total de hijos muertos.[§]

Tipos de análisis

Se realizó análisis bivariado y multivariado para medir la relación que existe entre las variables explicativas y no haber usado nunca un método anticonceptivo. Con el análisis bivariado, se calculó la probabilidad de no uso relacionada con cada una de las variables independientes, de acuerdo con el método de las razones de probabilidad de Wald (con intervalos de confianza al 95%). Se utilizó la prueba estadística de Wald para las razones individuales y de grupo, y se usaron razones de momios⁷ para determinar las variables significativas ($p < .05$) para ser incluidas en el análisis multivariado.

Posteriormente se hizo un análisis de regresión logística binomial no condicional, utilizando el procedimiento de eliminación de las variables menos significativas en el modelo.⁸ Se utilizaron dos tipos de modelos; uno incluyó a todas las mujeres de la muestra y controló todas las variables explicativas que resultaron significativas en el análisis bivariado.** También se calcularon los coeficientes de correlación de rango de Spearman⁹ para identi-

*Aproximadamente el 87% de la población de la Región Fronteriza de Chiapas son mestizos y hablan solamente español.

†Optamos por la característica "pisos de tierra en la vivienda" (es decir, no cubierto) como un indicador de la condición socioeconómica porque la describe mejor que otros indicadores, tales como la disponibilidad de servicios públicos (agua, electricidad y drenaje), el número de habitaciones, el número de dormitorios y los materiales de las paredes y del techo.

‡Si bien originalmente establecimos tres categorías para el lugar del parto de la entrevistada —para el primer parto, la mayoría de los partos y su parto más reciente— notamos una gran relación entre estas tres categorías. Finalmente, decidimos considerar solamente el lugar de su parto más reciente, debido a que de los tres, este es el que diferencia mejor entre la mujer que alguna vez usó un método anticonceptivo y aquellas que nunca lo hicieron.

§Se tomó en cuenta el número total de hijos que habían muerto independientemente de su edad, porque consideramos que el experimentar la muerte de cualquier hijo crea ciertas expectativas de supervivencia, lo cual puede influir considerablemente en el proceso de decidir de limitar o no el número de hijos.

**En este caso, el modelo logístico no condicional específica que la probabilidad de no uso depende de una serie de variables x_i (para $i=1$ a " n "), en la forma siguiente: $\Pr(y=1 | x) = 1 / (1 + \exp[-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n)])$, donde $i=1, 2, \dots, n$ individuos, $y_j=1, 2, \dots$ parámetros. Las variables denotan tanto la presencia ($p=1$) o la ausencia ($y=0$) de no uso, y x denota un juego de variables independientes de n — $x_i=(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$, lo cual representa cualquier factor potencial que explica el no uso.

ficar las relaciones que existían entre la escolaridad y las otras variables que explicaban el no uso en el modelo multivariado inicial.

Para controlar aún más el efecto de la edad, se realizaron tres regresiones logísticas independientes para obtener el modelo predictivo en tres grupos de edad: 15–24, 25–39 y 40–49 años.

Resultados

Análisis bivariado

La mayoría de las mujeres (56%) tenían entre 25 y 39 años, casi dos tercios no habían completado enseñanza primaria (65%) y el 70% estaban formalmente casadas (Cuadro 1). Además, la mayoría de las mujeres no tenían seguro de salud (88%) y el 87% no tenían empleo remunerado. En general, el 36% de la muestra nunca había practicado la anticoncepción.

En el Cuadro 2 (página 12) se presentan los datos correspondientes a las mujeres que nunca habían usado anticonceptivos, desglosado de acuerdo con sus características sociales, demográficas y reproductivas. La probabilidad de no uso fue más elevada entre las mujeres con el nivel educativo más bajo (y aumentó a medida que disminuía la educación, un resultado similar al obtenido en otras investigaciones¹⁰). Por ejemplo, el porcentaje de mujeres que nunca habían usado un método anticonceptivo fue más elevado entre las mujeres analfabetas que entre aquellas que por lo menos habían terminado la secundaria (49% contra 31%). Las mujeres residentes en zonas rurales también eran más proclives a no haber practicado nunca la anticoncepción, en comparación con las residentes en zonas urbanas (43% contra 30%). En forma similar, los porcentajes de las que nunca habían practicado la anticoncepción fueron elevados entre aquellas que habían experimentado la muerte de por lo menos dos hijos (58%), entre aquellas que habían tenido por lo menos seis hijos vivos (56%) y entre las de 40–49 años de edad (54%).

Los resultados del análisis bivariado indicaron que había una relación estadísticamente significativa entre el no uso y 12 de las 14 variables individuales estudiadas. Por ejemplo, las mujeres analfabetas tenían una probabilidad 2,2 veces mayor de nunca haber usado un anticonceptivo, en comparación con las mujeres que tenían estudios secundarios. Cuando se estudió la relación entre el no uso y el nivel de educación, según el área de residencia, en ambas zonas rural y urbana, resultó evidente la misma relación negativa—es decir, el no uso aumentó a medida que disminuía

el nivel educativo (Figura 1, página 13).

Las probabilidades de no uso también fueron significativas y elevadas entre las mujeres que habían perdido por lo menos dos hijos, en comparación con aquellas que nunca habían experimentado la muerte de un hijo (razón de momios no ajustada de 2,8), y entre las mujeres cuyo parto más reciente tuvo lugar en su casa en comparación con aquellas que dieron a luz en una unidad médica (2,7). Además, las mujeres que no trabajaban fuera de su hogar eran 2,1 veces más proclives a no haber practicado nunca la anticoncepción, en comparación con aquellas que trabajaban. En forma similar, las mujeres cuyas viviendas tenían pisos de tierra tenían casi el doble de probabilidad de nunca haber usado anticonceptivos, en comparación con sus pares cuyas viviendas tenían pisos recubiertos.

Además, la probabilidad de no uso era un 83% superior entre las mujeres que vivían con su familia extensa que entre las que vivían en una familia nuclear, y era un 73% superior entre las que residían en zonas rurales en relación a sus pares de las zonas urbanas. Las mujeres que no tenían el seguro de salud de la Seguridad Social tenían una probabilidad un 63% mayor de no haber usado nunca un anticonceptivo que aquellas que tenían seguro de salud. Además, las mujeres cuyo primer embarazo ocurrió cuando tenían 20 o más años de edad tenían una probabilidad un 59% superior que aquellas cuyo primer embarazo ocurrió a los 16 años o antes.

Finalmente, se observó una tendencia en forma de U en vez de lineal con respecto a la relación que existe entre la edad de la mujer y la probabilidad de no uso, porque tanto las mujeres más jóvenes (que todavía no habían alcanzado el número deseado de hijos) como las mayores (quienes en su juventud tenían un acceso limitado a los servicios de planificación familiar) tenían mayores probabilidades que aquellas de 25–39 años a no haber practicado nunca la anticoncepción (razones de momios no ajustadas de 2,1 y 2,3, respectivamente). La relación que existe entre el número de hijos nacidos vivos de una mujer y la probabilidad de no uso de anticonceptivos, también tuvo forma de U en vez de lineal. Las mujeres con por lo menos seis hijos tenían una probabilidad de no uso de casi 3,7 veces más que aquellas que habían tenido 4–5 hijos, en tanto que aquellas que habían tenido solamente 0–1 hijos nacidos vivos, tenían 2,4 veces más probabilidad de no uso.

Sin embargo, el análisis bivariado reveló que no había una relación significativa entre la probabilidad de no uso y la distancia que existía desde la vivienda de la

Cuadro 1. Distribución porcentual de mujeres casadas en edad reproductiva, según ciertas características, la Región Fronteriza de Chiapas, México, ERSREP, 1994 (N=883)

Característica	%
Edad	
15–24	24,9
25–39	55,8
40–49	19,3
Tipo de unión	
Consensual	30,1
Formal	69,9
Estructura familiar	
Familia extensa	16,3
Familia nuclear	83,7
Lugar de residencia	
Urbana (≥2.500 habitantes)	55,8
Rural (<2.500 habitantes)	44,2
Educación	
Ninguna	18,8
Primaria incompleta	46,3
Primaria completa	23,4
≥secundaria	11,4
Actualmente empleada	
Sí	87,3
No	12,7
Tipo de pisos	
Tierra	34,2
Recubiertos	65,8
Distancia del hogar a la clínica más cercana	
< 1 km	55,8
1–5 km	34,3
≥6 km	9,9
Tiene derecho a Seguridad Social (seguro de salud)	
Sí	11,6
No	88,4
Edad en el momento de la primera unión	
≤16	38,0
17–19	38,0
≥20	24,0
Edad en el momento del primer embarazo	
≤16	25,0
17–19	44,5
≥20	30,5
No. de hijos nacidos vivos	
0–1	18,0
2–3	42,7
4–5	24,6
≥6	14,7
Lugar de atención del último parto	
Hogar	54,8
Unidad médica	45,2
No. de hijos muertos	
0	78,7
1	12,9
≥2	8,4
Uso de anticonceptivos	
Alguna vez	64,2
Nunca	35,8
Total	100,0

Nota: En este cuadro y el siguiente, Ns varía levemente porque no se dispone de datos para cinco variables—lugar del último parto (12 valores perdidos), mortalidad infantil (10 valores perdidos), edad en el momento de la primera unión y del primer embarazo (cada uno tiene tres valores perdidos) y el número de nacimientos vivos (10 valores perdidos).

Cuadro 2. Porcentaje de mujeres casadas en edad reproductiva que nunca usaron un método anticonceptivo y razones de momios (e intervalos de confianza al 95%), según ciertas características

Característica	% nunca usaron	Razón de momios	χ^2	p
Edad	na	na	7,16†	,007
15–24	42,7	2,08 (1,47–2,95)	18,89	,0001
25–39	26,4	1,00	na	na
40–49	54,1	3,29 (2,26–4,81)	43,70	,0001
Tipo de unión				
Consensual	40,6	1,34 (1,00–1,81)	3,84	,050
Formal	33,7	1,00	na	na
Estructura familiar				
Familia extensa	47,9	1,83 (1,28–2,62)	11,01	,001
Familia nuclear	33,4	1,00	na	na
Lugar de residencia				
Urbana (≥ 2.500 habitantes)	30,2	1,00	na	na
Rural (< 2.500 habitantes)	42,8	1,73 (1,31–2,28)	15,04	,001
Educación	na	na	8,82†	,003
Ninguna	48,8	2,15 (1,24–3,76)	8,45	,003
Primaria incompleta	33,3	1,12 (0,69–1,87)	0,24	,623
Primaria completa	32,9	1,10 (0,64–1,92)	0,14	,704
\geq secundaria	30,7	1,00	na	na
Actualmente empleada				
Sí	22,3	1,00	na	na
No	37,7	2,11 (1,33–3,34)	10,12	,001
Tipo de pisos				
Tierra	45,7	1,91 (1,43–2,53)	19,61	,001
Recubiertos	30,6	1,00	na	na
Distancia del hogar a la clínica más cercana	na	na	0,76†	,383
< 1 km	33,9	1,00	na	na
1–5 km	39,3	1,23 (0,07–2,09)	0,66	,418
≥ 6 km	34,5	1,03 (0,62–1,70)	0,01	,910
Tiene derecho a Seguridad Social (seguro de salud)				
Sí	26,5	1,00	na	na
No	37,0	1,63 (1,03–2,59)	4,36	,037
Edad en el momento de la primera unión	na	na	0,45†	,503
≤ 16	34,6	1,00	na	na
17–19	35,9	1,06 (0,76–1,47)	0,12	,724
≥ 20	37,4	1,13 (0,78–1,64)	0,45	,504
Edad en el momento del primer embarazo	na	na	5,55†	,019
≤ 16	29,1	1,00	na	na
17–19	36,7	1,42 (0,98–2,05)	3,67	,055
≥ 20	39,6	1,59 (1,07–2,38)	5,82	,016
No. de hijos nacidas vivos	na	na	1,76†	,185
0–1	45,9	2,41 (1,52–3,82)	15,78	,0001
2–3	28,7	1,14 (0,77–1,70)	0,47	,491
4–5	26,1	1,00	na	na
≥ 6	56,3	3,65 (2,24–5,96)	31,29	,0001
Lugar de atención del último parto				
Hogar	45,1	2,73 (2,04–3,66)	45,73	,001
Unidad médica	23,1	1,00	na	na
No. de hijos muertos	na	na	16,28†	,001
0	32,5	1,00	na	na
1	37,2	1,23 (0,80–1,90)	0,97	,324
≥ 2	57,5	2,82 (1,68–4,74)	18,27	,0001

†Pruebas de ji cuadrada de Mantel-Haenszel para tendencias. Nota: na = no aplicable.

mujer y la unidad médica más cercana o entre el no uso y la edad de la mujer a la primera unión.

Análisis multivariado

Ya que el resultado del análisis bivariado sugirió que además de la educación había otras variables que podrían explicar el no

uso de métodos anticonceptivos, se procedió a realizar un análisis multivariado con aquellas variables que estadísticamente se asociaron a la probabilidad del no uso (Cuadro 3, página 13). Siete de las 12 variables que resultaron significativas en el análisis bivariado, retuvieron su significancia en el análisis multivariado. Las siete

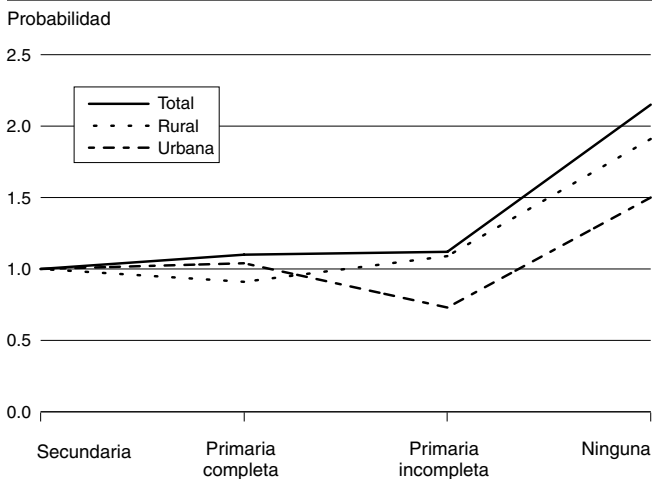
variables explicativas del no uso de métodos anticonceptivos, lo hicieron con valores de razones de momios que variaron de 1,6 a 2,8. Estas fueron, en el orden de magnitud de las razones, el número de hijos que murieron (solamente en la comparación entre dos o más muertes y ninguna muerte), la edad de la mujer en el momento del primer embarazo, la estructura familiar, el lugar donde tuvo el último parto, el empleo remunerado, el tipo de pisos de la vivienda, y la educación—aunque solamente en la comparación entre mujeres analfabetas y aquellas que tenían estudios secundarios. (Como en el caso del análisis bivariado, el análisis multivariado no reveló una diferencia significativa de la probabilidad de no uso cuando las mujeres que tenían estudios de primaria parciales o completos fueron comparadas con aquellas que habían asistido a la escuela secundaria.)

Como el modelo multivariado sugería que la educación influye indirectamente en el no uso de métodos anticonceptivos, se calcularon los coeficientes de correlación de rango de Spearman para identificar aquellas variables explicativas relacionadas con el nivel educativo. La educación estuvo considerablemente relacionada con las otras variables explicativas del no uso, particularmente el lugar del último parto ($\rho=0,2618$, $p<,0001$), el número de hijos que murieron ($\rho=-0,2505$, $p<,0001$) y la edad al primer embarazo ($\rho=0,2014$, $p<,0001$). La relación entre la educación y la estructura familiar resultó un poco menos pronunciada ($\rho=0,1434$, $p<,0001$), en tanto que la relación entre la educación y el empleo actual fue relativamente débil ($\rho=-0,0826$, $p<,0154$).

Si bien en el modelo multivariado inicial se consideró la edad, el hecho de que las mujeres a lo largo de su vida reproductiva tienen diferentes necesidades anticonceptivas, nos impulsó a realizar el análisis multivariado en tres grupos de edad diferentes: mujeres de 15–24, 25–39 y 40–49 años. Además, como una elevada proporción de las mujeres incluidas en la muestra total tenían menos de 40 años (81%), los resultados iniciales estaban claramente influidos a favor de las explicaciones que se relacionan con las mujeres menores de 40 años.

En el análisis multivariado realizado con las mujeres de 40–49 años (Cuadro 4, página 14), la ausencia total de educación ($p<,0036$) surgió como una sólida variable de predicción del no uso: entre este grupo de mujeres mayores, aquellas que nunca habían asistido a la escuela tenían tres veces más probabilidad de nunca haber practicado la anticoncepción que aquellas que habían cursado enseñanza secunda-

Figura 1. Probabilidades de no uso de la anticoncepción, según el nivel de educación de la mujer, de acuerdo con su lugar de residencia, rural o urbana



Nota: Prueba de ji-cuadrada de Mantel-Haenszel para tendencias=8,821, p=.003.

ria (razón de momios ajustada de 3,1).*

Las otras variables que afectaron independientemente la probabilidad de nunca haber usado anticonceptivos entre las mujeres de más edad fueron: el lugar donde se atendió su último parto (teniendo las que dieron a luz en su casa 4,5 veces más probabilidad de no haber usado nunca anticonceptivos que aquellas cuyo parto tuvo lugar en un centro médico); el tipo de unión (las mujeres en unión consensual tenían casi tres veces más probabilidad que las que estaban formalmente casadas); y la estructura familiar (las mujeres de 40–49 años que vivían en una familia extensa, tenían una probabilidad de no uso aproximadamente un 20% del valor entre aquellas que vivían en familias nucleares).

Tres de estos cuatro factores—educación, lugar del último parto y estructura familiar—influyeron también independientemente en la probabilidad de no uso entre las mujeres más jóvenes de la muestra. Sin embargo, la situación marital no tuvo efecto sobre la probabilidad de no uso. La edad en el momento del primer embarazo resultó ser una variable de predicción del no

*El análisis también indicó una relación no significativa al comparar las mujeres con primaria incompleta contra las que habían cursado secundaria, y una relación significativa pero inesperada e invertida (razón de momios de 0,10) al examinar la probabilidad de no uso entre las mujeres mayores con primaria completa, comparadas con las que habían asistido a la escuela secundaria. Consideramos que este valor inesperado está afectado por la interacción de las variables “escolaridad”, “estructura familiar” y “no uso de métodos anticonceptivos”, misma que fue evaluada a partir del modelo de log lineal jerárquico (con tres grados de libertad, $\chi^2_{lr}=8,749$, $p=0,0328$); estas interacciones permiten explicar las inconsistencias observadas.

uso entre las jóvenes de 15–24 años. Por ejemplo, aquellas que quedaron embarazadas por primera vez a los 17 o más años de edad tenían probabilidades 2,1–4,1 veces mayores de no haber practicado nunca la anticoncepción que aquellas que quedaron embarazadas a los 16 años o antes.

Entre las mujeres del grupo de edad intermedio (25–39 años), de las cuales relativamente pocas nunca habían practicado la anticoncepción pero que representaban la mayor parte de la muestra en general, otras variables apar-

te de la educación (que no llegó a tener un valor estadístico significativo) explicaron el no uso de anticonceptivos. Por ejemplo, no trabajar fuera de la casa, quedar embarazada por primera vez a los 20 años o más, tener la experiencia de la muerte de por lo menos dos hijos, vivir en un ambiente de familia extensa, vivir en una casa con pisos de tierra y dar a luz en la casa, fueron todas variables que independientemente influyeron en una mayor probabilidad del no uso de anticonceptivos entre las mujeres de 25–39 años. La mayoría de estas variables corresponden a condiciones socioeconómicas bajas.

Discusión

Si bien en el análisis bivariado la educación fue un factor sólidamente vinculado con la probabilidad de no uso ($p<,003$), solamente la falta total de educación fue una variable de predicción del no uso según los resultados del análisis multivariado que se realizó utilizando la muestra en general. Además, tener el parto en la casa, dar a luz por primera vez a los 20 o más años de

edad, tener la experiencia de la muerte de por lo menos dos hijos, vivir en un entorno de familia extensa, no trabajar fuera de la casa, y tener una vivienda de pisos de tierra, son todas variables que independientemente incrementan la probabilidad de no uso de anticonceptivos entre las mujeres de la Región Fronteriza del estado de Chiapas. A su vez, cada una de estas variables está correlacionada con la educación.

¿Qué hay detrás de esta sólida y coherente relación entre el primer nacimiento que ocurre en forma más tardía y no haber usado nunca anticonceptivos en la Región Fronteriza de Chiapas? En esta región, donde los niños son muy valorados, se utilizan los anticonceptivos básicamente para limitar y no para espaciar los nacimientos. Consideramos que las mujeres que tienen su primer embarazo a una edad mayor son más proclives que otras a no practicar nunca la anticoncepción debido a que tienen menos años para alcanzar su meta reproductiva y por lo tanto tienen mayores probabilidades de llegar al final de su etapa reproductiva sin adoptar ningún método.

Otra relación importante fue la observada entre el tipo de arreglo familiar (fa-

Cuadro 3. Coeficientes lineales de regresión logística y razones de momios ajustadas (e intervalos de confianza al 95%) que indican la probabilidad de no uso de anticonceptivos

Variable	Coeficiente	Error estándar	p	Razón de momios ajustada
Lugar de atención del último parto				
Hogar	0,8309	0,1611	,0001	2,30 (1,67–3,15)
Unidad médica	na	na	na	1,00
Edad en el momento del primer embarazo				
≤16	na	na	na	1,00
17–19	0,5422	0,1945	,0053	1,72 (1,18–2,52)
≥20	1,0134	0,2175	,0001	2,76 (1,80–4,22)
No. de hijos muertos				
0	na	na	na	1,00
1	0,1453	0,2280	,5239	1,16 (0,74–1,81)
≥2	1,0367	0,2743	,0002	2,82 (1,65–4,83)
Estructura familiar				
Familia extensa	0,8979	0,1987	,0001	2,45 (1,66–3,62)
Familia nuclear	na	na	na	1,00
Actualmente empleada				
Sí	na	na	na	1,00
No	0,7831	0,2581	,0024	2,19 (1,32–3,63)
Tipo de pisos				
Tierra	0,4874	0,1601	,0023	1,63 (1,19–2,23)
Recubiertos	na	na	na	1,00
Educación				
Ninguna	0,4371	0,1930	,0236	1,55 (1,06–2,26)
Primaria incompleta	–0,2601	0,2755	,3451	0,77 (0,45–1,32)
Primaria completa	–0,1525	0,2869	,5951	0,86 (0,49–1,51)
≥secundaria	na	na	na	1,00
Intercepto	–2,8619	0,3249	,0001	na

Notas: Todas las variables tienen un valor de significación de ,05 para ingresar al modelo, excepto para dos niveles de exposición de la variable “nivel de escolaridad” y una de la variable “número de hijos muertos”. No constan los datos correspondientes a 15 mujeres (N=868). Na = no aplicable.

Cuadro 4. Coeficientes de regresión logística y razones de momios ajustadas (e intervalos de confianza al 95%) que indican la probabilidad de no uso de anticonceptivos, según grupo de edad

Variable	Coeficiente	Error estándar	p	Razón de momios ajustada
MUJERES DE 15–24 AÑOS (N=209)				
Lugar de atención del último parto				
Hogar	0,9058	0,3057	,0030	2,47 (1,36–4,50)
Unidad médica	na	na	na	1,00
Estructura familiar				
Familia extensa	0,8685	0,3094	,0050	2,38 (1,30–4,37)
Familia nuclear	na	na	na	1,00
Edad en el momento del primer embarazo				
≤16	na	na	na	1,00
17–19	0,7585	0,3451	,0280	2,14 (1,09–4,20)
≥20	1,3976	0,4520	,0020	4,05 (1,67–9,81)
Educación				
Ninguna	0,9475	0,4705	,0440	2,58 (1,03–6,49)
Primaria incompleta	–0,2506	0,4575	,5838	0,78 (0,32–1,91)
Primaria completa	0,1108	0,4685	,8130	1,12 (0,45–2,80)
≥secundaria	na	na	na	1,00
<i>Intercepto</i>	–1,8375	0,2851	na	na
MUJERES DE 25–39 AÑOS (N=487)				
Estructura familiar				
Familia extensa	1,1686	0,3192	,0003	3,22 (1,72–6,02)
Familia nuclear	na	na	na	1,00
Lugar de atención del último parto				
Hogar	0,6058	0,2284	,0080	1,83 (1,17–2,87)
Unidad médica	na	na	na	1,00
Tipo de pisos				
Tierra	0,5199	0,2281	,0227	1,68 (1,08–2,63)
Recubiertos	na	na	na	1,00
Actualmente empleada				
Sí	na	na	na	1,00
No	1,0011	0,3676	,0065	2,72 (1,32–5,59)
No. de hijos muertos				
0	na	na	na	1,00
1	0,3745	0,3111	,2286	1,45 (0,79–2,68)
≥2	1,0045	0,2943	,0093	2,73 (1,28–5,82)
Edad en el momento del primer embarazo				
≤16	na	na	na	1,00
17–19	0,4433	0,2943	,1320	1,56 (0,88–2,77)
≥20	0,6130	0,2367	,0096	1,85 (1,16–2,94)
<i>Intercepto</i>	–2,8488	0,4037	na	na
MUJERES DE 40–49 AÑOS (N=170)				
Lugar de atención del último parto				
Hogar	1,5103	0,3911	,0001	4,53 (2,10–9,75)
Unidad médica	na	na	na	1,00
Educación				
Ninguna	1,1364	0,3898	,0036	3,12 (1,45–6,69)
Primaria incompleta	–1,2123	0,9461	,2001	0,30 (0,05–1,90)
Primaria completa	–2,3359	1,1373	,0400	0,10 (0,01–0,90)
≥secundaria	na	na	na	1,00
Tipo de unión				
Consensual	1,0265	0,3911	,0160	2,79 (1,21–6,44)
Formal	na	na	na	1,00
Estructura familiar				
Familia extensa	–1,6582	0,7493	,0269	0,19 (0,04–0,83)
Familia nuclear	na	na	na	1,00
<i>Intercepto</i>	–2,8488	0,4037	na	na

Notas: Faltan datos correspondientes a 17 mujeres (N=866). na = no aplicable.

milia extensa) y la mayor probabilidad del no uso de métodos anticonceptivos. En la región del estudio, las familias extensas

son más frecuentes entre los sectores más pobres de la población, porque éstas constituyen un arreglo familiar en el que el apoyo mutuo por los distintos individuos que componen la familia es muy importante para sobrevivir; además, los hijos son muy valorados por el apoyo económico y compañía que pueden brindar a los padres en el futuro, lo que aunado al hecho de que en estos grupos la mortalidad de los hijos es mayor, explica en parte el porqué de la mayor probabilidad de no uso de métodos anticonceptivos en ellas. (Además, las mujeres ubicadas en familias extensas, que son generalmente patrilocales, tienen menor poder para decidir sobre el uso o no de métodos anticonceptivos.)

Los resultados correspondientes a numerosas variables no fueron consistentes en los distintos grupos de edad. Entre el grupo de mujeres más jóvenes, aquellas de 15–24 años, la falta total de educación surgió como una variable explicativa, junto con el lugar del último parto, la estructura familiar y la edad en el momento del primer embarazo. Entre el grupo de 25–39 años, los factores que explicaron el no uso fueron: la estructura familiar, el lugar del último parto, el tipo de pisos de la vivienda, el empleo, la mortalidad infantil y la edad en el momento del primer embarazo. Finalmente, entre las mujeres de 40–49 años, la falta de escolaridad también desempeñó un importante papel, junto con el lugar

donde tuvo el último parto, el tipo de unión y la estructura familiar.

Cabe señalar que en esta región, los

arreglos familiares cambian con la edad y ciclo de vida de las mujeres.* En el caso de este estudio, esas modificaciones en la estructura familiar según la edad de las mujeres explica el resultado inesperado de que entre las mujeres de 40 a 49 años, el tipo de arreglo “familia nuclear” es una variable explicativa del no uso, en vez de la “familia extensa”, como ocurre entre las mujeres más jóvenes. Muchas de las mujeres de mayor edad que al momento de la entrevista estaban ubicadas en familias nucleares, vivieron cuando eran jóvenes en familias extensas, y el efecto que se observa en el no uso de métodos anticonceptivos corresponde al de su juventud, cuando tuvieron la posibilidad de usar o no métodos anticonceptivos.

Si bien los datos no nos permiten descartar el efecto directo de la educación sobre la probabilidad de no uso, otros factores socioeconómicos tuvieron un mayor efecto explicativo combinado. Fue claro que la educación actuó junto con otros factores socioeconómicos, de manera que las mujeres analfabetas que viven en las condiciones sociales y económicas más pobres resultaron ser las que tienen la mayor probabilidad de no haber practicado nunca la anticoncepción.

Vale la pena hacer notar que la magnitud de la relación entre la falta de instrucción y el no uso fue menor entre las

*Por ejemplo, el ciclo comienza cuando se forma la nueva pareja, y generalmente se van a vivir con la familia del esposo, pasando a formar parte de una familia extensa. Posteriormente, cuando ya tienen suficientes recursos económicos para sobrevivir como unidad familiar o cuando han muerto los padres o suegros, pasan a formar una familia nuclear y, finalmente, cuando los hijos crecen y se unen, pasan a vivir con sus padres o suegros formando nuevamente una familia extensa.

†En 1974, se modificaron la Ley General de Población de México y la Ley General de Salud para instrumentar el programa de planificación familiar. (Véase Zavala de Cosío MA, *Cambios de Fecundidad en México y Políticas de Población*, México DF: Colegio de México, Fondo de Cultura Económica, Economía Latinoamericana, 1992.) Durante la década de los años 80, el programa logró una gran cobertura en todo el país, incluyendo la Región Fronteriza, objeto de nuestro estudio. Actualmente, el gobierno considera que la planificación familiar es un componente muy importante de su estrategia para el desarrollo social en las zonas rurales y urbanas pobres y se la promueve muy activamente (véase Poder Ejecutivo Federal, 1995, op. cit., referencia 5). Como resultado de este gran impulso, actualmente los puestos de salud de las zonas rurales y de los centros urbanos están generalmente bien provisionados con métodos anticonceptivos. (Véase: Servicios Estatales de Salud en Chiapas 1996, op. cit., referencia 5; Dirección General de Planificación Familiar, 1992, op. cit., referencia 5; y Herrera Gutiérrez AA, Evaluación de conocimientos y opiniones sobre métodos anticonceptivos de los prestadores de servicios de Salud Reproductiva en la Región Fronteriza de Chiapas, de marzo a noviembre de 1996, tesis de doctorado sin publicar, Facultad de Medicina, Universidad Autónoma de Chiapas, Tuxtla Gutiérrez, Chiapas, México: 1996, pág. 89.)

mujeres más jóvenes que entre las de más edad (una razón de momios de 2,6 contra 3,1) y que la relación fue estadísticamente menos significativa entre las mujeres más jóvenes, lo cual sugiere que a través del tiempo hay una disminución del impacto de la falta de escolaridad.

¿Qué podría explicar este resultado? Hace dos décadas, cuando las mujeres de 40–49 años de la muestra se encontraban en los años de mayor probabilidad de tener hijos, el programa de planificación familiar en México se encontraba aún en una etapa inicial y la educación era un elemento clave para poder obtener el conocimiento de los métodos de planificación familiar y los servicios correspondientes; pues las mujeres que nunca estudiaron tenían mucho menor probabilidad de practicar la anticoncepción que las que asistían a los centros de estudio. Sin embargo, en el momento en que se realizó la encuesta, el programa de planificación familiar había logrado tal cobertura[†] que la educación pasó a ser menos importante como un factor influyente en el uso de anticonceptivos entre las mujeres más jóvenes. No obstante, es importante señalar que el analfabetismo permanece como una importante variable de predicción de no uso de métodos anticonceptivos.

La Región Fronteriza del estado de Chiapas es una región inmersa en una gran pobreza, sujeta a un intenso y efec-

tivo programa de planificación familiar. Una mayor prevalencia podría tener lugar cuando se aborde el arraigado problema de la pobreza—es decir, cuando disminuyan las tasas de mortalidad infantil y preescolar, haya una mayor disponibilidad de mejores viviendas, se mejore el acceso a los servicios de salud y cuando las mujeres tengan mayores oportunidades para participar en el mercado de trabajo.

Referencias

1. Jejeebhoy S, *Women's Education, Autonomy and Reproductive Behaviour: Experience from Developing Countries*, Oxford, Reino Unido: Clarendon Press, 1995; y Organización de las Naciones Unidas (ONU), Population Division, *Women's Education and Fertility Behaviour: Recent Evidence from Demographic and Health Surveys*, Nueva York: ONU, 1995.
2. Castro Martín T, Women's education and fertility: results from 26 Demographic and Health Surveys, *Studies in Family Planning*, 1995, 26(4):187–202; Simmons AB y de Jong J, *Education and Contraception in Rural Latin America*, Santiago, Chile: Centro Latinoamericano de Demografía, 1974; García B, Anticoncepción en el México rural, 1969, en: Benítez R y Quilodrán J, eds., *La Fecundidad Rural en México*, México DF: El Colegio de México, 1983; y Palma Y y Rivera G, La planificación familiar en México, en: Langer A y Tolbert K, eds., *Mujer: Sexualidad y Salud Reproductiva en México*, México DF: Population Council, 1996, págs. 153–177.
3. Salvatierra Izaba B et al., *Perfil Epidemiológico y Grados de Marginación del Estado de Chiapas*, San Cristóbal de Las Casas, Chiapas, México: El Colegio de la Frontera Sur (ECOSUR), 1995.
4. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), *XI Censo General de Población y Vivienda*,

México DF: INEGI, 1990.

5. Poder Ejecutivo Federal, *Plan Nacional de Desarrollo 1988–1994*, México DF: Secretaría de Hacienda y Crédito Público, 1988; Poder Ejecutivo Federal, *Plan Nacional de Desarrollo 1995–2000*, México DF: Secretaría de Hacienda y Crédito Público, 1995; Secretaría de Salud, *Programa de Salud Reproductiva y Planificación Familiar, 1995–2000*, México DF: Secretaría de Salud, 1995; Servicios Estatales de Salud en Chiapas, *Programa de Salud Reproductiva*, 1996, México DF: Secretaría de Salud, 1996; y Dirección General de Planificación Familiar, *Manual de Normas y Procedimientos Operativos para el Programa de Planificación Familiar*, México DF: Secretaría de Salud, 1992.
6. Nazar-Beutelspacher A et al., Efecto de las prácticas anticonceptivas sobre la fecundidad en la Región Fronteriza de Chiapas, *Salud Pública de México*, 1996, 38(1):13–19; Nazar A, Salvatierra B y Halperin D, Prácticas anticonceptivas: características y tendencias entre mujeres no indígenas de Chiapas, 1994, en: Tuñón E ed., *Género y Salud en el Sureste de México*, San Cristóbal de Las Casas, Chiapas, México: ECOSUR, 1997.
7. Hosmer DW y Lemeshow S, *Applied Logistic Regression*, Nueva York: J. Wiley & Sons, 1989, págs. 30–34.
8. *Ibid*, págs. 82–91.
9. Snedecor GW y Cochran WG, *Métodos Estadísticos, 8ª impresión*, México DF: Compañía Editorial Continental, 1981, págs. 220–249; y Conover WJ, *Practical Nonparametric Statistics, 2nd Edition*, Nueva York: J. Wiley & Sons, 1980, págs. 250–263.
10. Ezeh AC, The influence of spouses over each other's contraceptive attitudes in Ghana, *Studies in Family Planning*, 1993, 24(3):163–174; Castro Martín T y Juárez F, La influencia de la educación de la mujer sobre la fecundidad en América Latina: en busca de explicaciones, *Perspectivas Internacionales en Planificación Familiar*, número especial de 1995, págs. 4–10; y Gage AJ, Women's socioeconomic position and contraceptive behavior in Togo, *Studies in Family Planning*, 1995, 26(5):264–277.