

# Actividad Sexual Prematrimonial en Costa Rica: Incidencia, Tendencias y Determinantes

**“El riesgo ajustado es siete veces mayor entre las comprometidas en matrimonio que entre las que no lo están. La actividad sexual entre las adolescentes . . . es, por tanto, determinada en parte por una edad temprana al matrimonio.”**

*Por Luis Rosero Bixby*

## Resumen

Según un modelo de riesgo en que se utilizaron datos retrospectivos de una muestra nacional de mujeres costarricenses de entre 15 y 24 años entrevistadas en 1986, cada año aproximadamente el 10 por ciento de las mujeres de entre 17 y 19 años—la edad más proclive a la iniciación sexual prematrimonial—comienzan su vida sexual activa. La proporción acumulada de mujeres que han tenido relaciones sexuales antes del matrimonio a los 20 años es del 38 por ciento. Estos datos no corroboran la creencia popular de que la actividad sexual prematrimonial ha aumentado entre las cohortes más jóvenes, pues las de menor edad tendieron a registrar menos riesgo de actividad sexual que las cohortes mayores. La educación reduce el riesgo de sexo prematrimonial, mientras que estar comprometida para casarse lo aumenta marcadamente. En las comunidades con grandes porcentajes de uniones consensuales, la probabilidad de sexo prematrimonial es mayor, tendiendo a atenuarse los efectos restrictivos de la educación.

## Introducción

La actividad sexual antes del matrimonio es probablemente común en Latinoamérica. Los elevados indicadores de

embarazo en la adolescencia y de hijos fuera de matrimonio, y uniones consensuales, sugieren una considerable actividad sexual antes y fuera del matrimonio, aunque tal actividad no está bien documentada debido a la falta de datos y al uso de indicadores inadecuados. El presente artículo, basado en una muestra nacional de mujeres costarricenses, estima la incidencia y las tendencias recientes de la actividad sexual prematrimonial, con la hipótesis de que esta actividad se encuentra en aumento. El artículo también estudia las características individuales y contextuales que determinan la probabilidad de involucrarse en actividad sexual prematrimonial. La actividad sexual dentro del matrimonio o unión consensual, incluso si ocurre a temprana edad, no es analizada aquí. Los hallazgos del presente estudio deberían servir para orientar los programas de planificación familiar y de otro tipo que pretenden prevenir el embarazo y las enfermedades de transmisión sexual en la adolescencia.

Dos tipos de factores influyen en la iniciación de la actividad sexual antes del matrimonio: los factores micro, o características individuales de la adolescente; y los factores macro, o el contexto social en el cual la adolescente vive, incluyendo las normas referentes al matrimonio y las sanciones al sexo extramatrimonial. Las variables micro en el presente análisis son la educación de la mujer y si está comprometida en matrimonio. La variable macro considerada es las normas en la comunidad respecto a la importancia del matrimonio, medida por la prevalencia de uniones consensuales en la comunidad.

La figura 1 muestra el modelo causal usado en el presente estudio. Para verificar la hipótesis de que el sexo prematrimonial está en aumento, el modelo incluye dos efectos de cohorte: un efecto indirecto que opera a través de educación y compromiso matrimonial, y un efecto directo,

representado por la flecha que va de la variable cohorte a la variable sexo prematrimonial.

La educación alcanzada es un indicador de la condición socioeconómica, del grado de modernización y de las alternativas que tiene la joven aparte del matrimonio. Elevados niveles socioeconómicos y de modernización pueden favorecer la actividad sexual prematrimonial. Por otra parte, los contenidos de los currículos escolares y los valores transmitidos por la educación formal pueden influir en la edad de la iniciación sexual por medio de la transferencia de valores respecto al sexo y al matrimonio que prevalecen en Costa Rica, los cuales condenan las relaciones sexuales prematrimoniales. Al mismo tiempo, la educación puede retrasar la edad en la cual la joven se compromete en matrimonio, actuando indirectamente en la probabilidad de sexo prematrimonial.

La variable contextual del modelo (laxitud de normas sociales matrimoniales) es postulada como favorable al sexo premarital: comunidades en las cuales las uniones consensuales son moneda corriente, es probable que presenten una alta incidencia de sexo premarital. Es también probable que la variable contextual modifique los efectos de las variables individuales. La figura 1 representa este efecto de interacción con la flecha que va del determinante macro a los otros tres efectos en el sexo prematrimonial. El modelo no postula relación causal alguna entre las normas matrimoniales y la educación o la cohorte.

El diagrama también incluye un efecto indirecto de las normas sociales respecto al matrimonio, el cual tiene lugar a través de la variable compromiso matrimonial: en comunidades que dan gran valor al matrimonio, el noviazgo puede iniciarse más pronto y puede ser más prolongado, lo que aumentaría el riesgo de tener relaciones sexuales antes del matrimonio. La

Luis Rosero Bixby es profesor en el Instituto de Investigaciones en Salud, Universidad de Costa Rica. La Asociación Demográfica Costarricense recolectó los datos en que se basa el presente artículo como parte de la Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud, con la asistencia de los Centros para el Control de las Enfermedades, EE.UU. Doris Sosa fue directora de la encuesta, y la U.S. Agency for International Development (USAID) proporcionó fondos para efectuar la encuesta. Las opiniones aquí expresadas no necesariamente reflejan las de USAID. Mark Oberle, Leo Morris y William Mason hicieron recomendaciones útiles para mejorar el manuscrito. Una versión anterior del presente artículo fue repartida en la Conferencia Internacional Sobre Fecundidad en Adolescentes en América Latina y el Caribe, Oaxaca, México, noviembre de 1989.

identificación del efecto mediatizador del noviazgo es importante, ya que si una parte substancial de la actividad sexual prematrimonial ocurre entre parejas comprometidas para casarse, la relación causal entre las dos variables sería en dirección de edad al casarse a sexo prematrimonial en vez de en la dirección inversa.

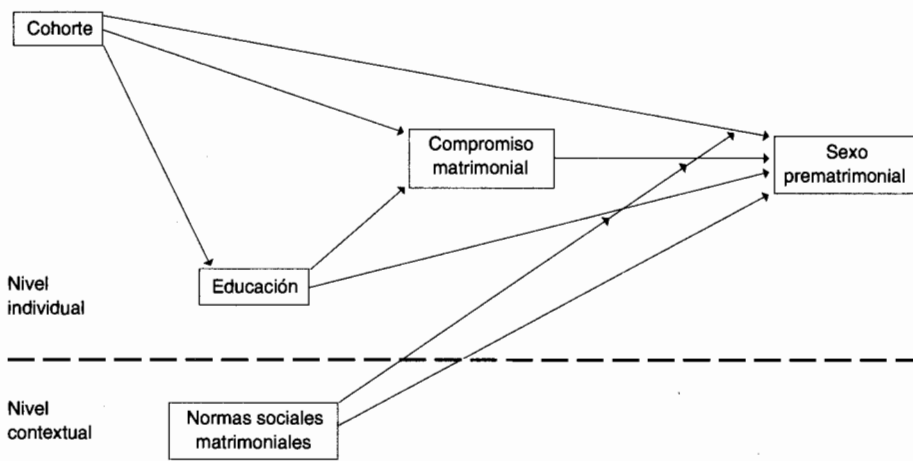
Dado que las jóvenes no escogen ni la comunidad en que viven ni su año de nacimiento, parece apropiado considerar las variables normas sociales matrimoniales y cohorte como exógenas. La hipótesis de causalidad entre, por un lado, educación y sexo prematrimonial y, por otro, entre noviazgo y sexo prematrimonial, asume que las primeras variables preceden temporalmente a la segunda. Esta secuencia temporal fue garantizada haciendo que educación y noviazgo varíen en el tiempo; es decir, recalculándolas al principio de cada mes de exposición.

### Datos y Métodos

La medición de la incidencia del sexo prematrimonial es más complicada de lo que parece a primera vista. Un indicador usado frecuentemente en la literatura es la proporción de mujeres que han tenido relaciones sexuales premaritales.<sup>1</sup> Empero, este indicador puede ser engañoso porque en realidad mide tanto el riesgo (por unidad de tiempo) de iniciar la actividad sexual antes de casarse como la duración de la exposición a este riesgo. Manteniendo todo lo demás constante, la proporción que ha tenido relaciones sexuales premaritales debe aumentar con la edad y con la edad al matrimonio debido a la mayor duración de la exposición. Dicho de otro modo, la fecha de la entrevista trunca la exposición de mujeres más jóvenes mientras que el matrimonio la trunca en mujeres que se casan antes de la fecha de la entrevista. Los indicadores del riesgo de sexo prematrimonial deberían ser independientes de estos dos efectos truncadores, en especial cuando se compara este riesgo entre poblaciones o a través del tiempo. Los métodos de tabla de vida, conocidos también como "modelos de riesgo", pueden lidiar eficientemente con estos efectos truncadores, así como incluir efectos variantes en el tiempo.<sup>2</sup>

Este artículo describe los resultados de un modelo proporcional de riesgo, también conocido como modelo de Cox, que examina simultáneamente los efectos de diferentes variables en el riesgo de iniciar la actividad sexual antes del matrimonio. El supuesto más importante del modelo de Cox es el de un riesgo relativo constante en toda duración o edad, lo que no

Figura 1. Modelo causal de los determinantes del sexo prematrimonial, Costa Rica, 1986



significa que el riesgo absoluto sea constante en el tiempo. En realidad, el riesgo en este modelo puede seguir cualquier forma funcional en el tiempo, siempre y cuando esta forma funcional es la misma en todos los individuos. El supuesto de riesgo relativo constante no es un supuesto esencial dado que los riesgos dejan de ser proporcionales cuando se introducen, como en el presente estudio, efectos variantes en el tiempo.<sup>3</sup> El modelo de Cox compara los riesgos de individuos con idénticas edades o duraciones para estimar riesgos relativos, por lo que implícitamente controla el efecto distorsionante de diferentes estructuras por edades en los distintos grupos.

Los datos usados en el análisis provienen de la Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud de 1986.<sup>4</sup> Esta es una encuesta nacionalmente representativa llevada a cabo por la Asociación Demográfica Costarricense en colaboración con los Centros para el Control de Enfermedades de los EE.UU. La encuesta investigó, entre otros tópicos, si 1.379 mujeres de 15 a 24 años de edad habían tenido relaciones sexuales antes del matrimonio o unión y la fecha de la primera de estas relaciones. Este número se redujo a 1.358 mujeres después de excluir las observaciones con información incompleta o inconsistente. Las uniones consensuales fueron consideradas en el análisis como matrimonios legales. Las mujeres fueron agrupadas en tres categorías de edad-cohorte según el año en que la entrevistada cumplió los 15 años de edad, esto es las cohortes 1976-1979, 1980-1982 y 1983-1985, que equivalen aproximadamente a las edades 21-24, 18-20 y 15-17, respectivamente, al momento de la entrevista. El número de años de educación aprobados en cada mes

de vida de la joven, comenzando en la edad 12, se estimó combinando los datos de años de educación aprobados al momento de la entrevista con los estándares costarricenses de correspondencia entre la edad y el nivel educativo.

La dicotomía "comprometida o no" se definió para cada mes de vida de la joven, es decir, como un factor variante en el tiempo. Debido a que la encuesta no preguntó directamente la fecha de compromiso, se asumió que ésta tuvo lugar tres meses antes del mes de matrimonio; para mujeres solteras o en unión consensual se asumió que nunca han estado comprometidas. La mayor limitación de estos supuestos es la pérdida de los períodos de noviazgo que no terminaron en un matrimonio legal.\*

La variable contextual "laxitud de las normas matrimoniales" se midió con la proporción de parejas en uniones consensuales en el principal cantón de residencia de la joven, dato obtenido del censo de

\*Este error de clasificación puede sesgar en cualquier dirección el verdadero efecto de la exposición. Este sesgo, sin embargo, sería tolerable en la medida en que el efecto del noviazgo es substancial y el período de compromiso es de corta duración. Suponiendo, por ejemplo, que 10 por ciento del tiempo en las edades de 12 a 19 años es vivido por las jóvenes como "comprometidas a casarse"; así, pues, solamente la mitad de este período es correctamente clasificado con la definición de los tres meses antes, y el riesgo relativo de sexo prematrimonial es 8,0 en ese cinco por ciento de tiempo de exposición correctamente clasificado. Si el riesgo relativo en el tiempo de exposición incorrectamente clasificado fuese idéntico al correctamente clasificado, el riesgo relativo observado sería de 5,8 en lugar del 8,0 verdadero. Si, en contraste, el riesgo relativo durante la exposición erróneamente clasificada fuese solamente de 2,0, el riesgo relativo observado sería 7,6 en lugar del 5,0 verdadero. Estas dos situaciones hipotéticas representan casos extremos, por lo que el error está probablemente en el rango de más-menos tres puntos para riesgos relativos en el rango de 5,0 y 8,0.

**Cuadro 1. Tabla de vida de iniciación del sexo prematrimonial (y errores estándar) para mujeres de 15-24 años de edad, Costa Rica, 1986**

Edad	Años-mujer de exposición	Tasa anual	Probabilidad acumulada
12	1.354,0	0,7 (0,2)	na
13	1.339,0	1,7 (0,4)	0,7 (0,2)
14	1.292,5	3,2 (0,5)	2,3 (0,4)
15	1.161,0	5,8 (0,7)	5,4 (0,6)
16	949,0	5,5 (0,7)	10,7 (0,9)
17	738,5	9,4 (1,2)	15,5 (1,0)
18	532,0	9,8 (1,4)	23,4 (1,3)
19	372,5	11,4 (1,8)	30,6 (1,5)
20	244,0	8,2 (1,8)	38,0 (1,8)
21	156,5	5,9 (1,9)	42,9 (1,9)
22	86,5	8,4 (3,2)	46,2 (2,1)
23	37,0	5,5 (4,0)	50,5 (2,5)
24	9,5	na	53,2 (3,0)

Nota: na=no aplicable. Fuente: cinta de datos de la Encuesta Demográfica de Fecundidad y Salud, Costa Rica, 1986, Asociación Demográfica Costarricense.

población de 1973. El uso de este dato relativamente antiguo fue deliberado, en razón de que el análisis considera el contexto durante la infancia de la joven, y no la situación actual. En la encuesta se preguntó solamente el principal cantón de residencia en los últimos cinco años. La proporción de mujeres que habían migrado antes de este período es probablemente inferior al 15 por ciento, por lo que puede afirmarse que la gran mayoría vivió su niñez en el cantón registrado en la encuesta. La proporción en uniones consensuales, así como los años de educación, se incluyeron en el modelo como variables continuas.

El riesgo de sexo prematrimonial por edad se estimó mediante la construcción de una "tabla de vida". El análisis de tabla de vida fue ampliado luego con modelos de Cox para estimar los efectos micro y macro de interés.\* La variable "tiempo de sobrevivencia" (o de falla) en estos análisis—esto es, el tiempo transcurrido entre el comienzo de la observación y el evento de interés—se computó en meses contados a partir de la edad de 12 años. La

\*William Mason distingue dos enfoques en la estimación de efectos macro en análisis en niveles múltiples como el presente: el enfoque de efectos fijos que supone ausencia de perturbaciones en los efectos macro, y el enfoque de parámetros estocásticos que supone la existencia de perturbaciones a nivel macro, independientes de los errores micro. Dado que el "software" disponible para estimar modelos de Cox permite sólo un tipo de perturbaciones, las estimaciones del presente artículo siguieron el enfoque de efectos fijos. En el ejemplo empírico presentado por Mason para comparar los dos enfoques en una regresión logística, los resultados fueron virtualmente idénticos. (Ver: W. M. Mason, "Addendum to Manual IX: The Methodology of Measuring the Impact of Family Planning Programs on Fertility", *Population Studies*, No. 66, Naciones Unidas, 1986, págs. 24-31.)

observación fue truncada en la fecha del matrimonio (o comienzo de la unión consensual) o tres meses antes de la entrevista, cualquiera que ocurriera primero. El paquete de computadora BMDP se usó en el cómputo de los resultados.<sup>5</sup>

**Resultados**

¿Cuán común es la actividad sexual prematrimonial en Costa Rica? Veintiocho por ciento de las mujeres de 15 a 24 años indicaron haber tenido sexo premarital. Esta proporción, aunque es sugestiva de una considerable actividad sexual antes del matrimonio, es una medida burda porque está afectada por los efectos de truncamiento arriba mencionados. El cuadro 1 presenta un análisis más refinado de tabla de vida, el cual muestra que la tasa anual, o riesgo, de iniciar la actividad sexual antes del matrimonio alcanza un máximo en las edades de 17 a 19 años. En estas edades el riesgo varía entre nueve por ciento y 11 por ciento por año. La tasa de iniciación de sexo premarital es substancialmente menor antes de los 17 años: uno por ciento a los 12 años de edad y seis por ciento a los 15 ó 16 años. La tabla de vida también sugiere una disminución en este riesgo después de la edad 19, pero la estimación es muy imprecisa (grandes errores estándar) como para sacar conclusiones definitivas.

La última columna del cuadro 1 muestra, para cada edad, la proporción de mujeres solteras que alguna vez han tenido relaciones sexuales. Esta probabilidad acumulada lógicamente aumenta en forma monotónica con la edad. Veintitrés por ciento de las jóvenes solteras no son vírgenes cuando cumplen 18 años; un 38 por ciento no lo son cuando cumplen 20 años, proporción que sube a 53 por ciento a los 24 años de edad.

¿Cómo está asociado el sexo prematrimonial con las demás variables estudiadas? Conforme a lo esperado, el porcentaje bruto de jóvenes que han tenido sexo prematrimonial es mayor entre las cohortes mayores (no mostrado en los cuadros): entre las mujeres con 21-24 años de edad al momento de la encuesta, el 40 por ciento han tenido sexo prematrimonial, en comparación con el 34 por ciento en la cohorte intermedia (edades 18-20 en la entrevista) y el 20 por ciento en la cohorte más joven (edades 15-17). Aunque la asociación entre cohorte y sexo prematrimonial es aparentemente clara, no se puede concluir que la actividad sexual está declinando en las cohortes más jóvenes, ya que esta asociación es sin duda producto de una truncada duración de la exposición entre las cohortes más jóvenes.

**Cuadro 2. Entre mujeres de 15-24 años de edad, tasas anuales de iniciación del sexo prematrimonial (y errores estándar) por edad; y probabilidad acumulada hasta los 18 años de edad exacta**

Edad	Cohorte*		
	1976-1979 (N=490)	1980-1982 (N=420)	1983-1985 (N=448)
12	0,4 (0,2)	0,5 (0,4)	1,1 (0,5)
13	1,7 (0,6)	2,2 (0,7)	1,1 (0,5)
14	2,4 (0,7)	4,6 (1,1)	2,9 (0,8)
15	6,0 (1,2)	7,1 (1,4)	4,0 (1,1)
16	5,5 (1,1)	6,6 (1,4)	3,7 (1,4)
17	10,8 (1,8)	9,5 (1,8)	6,0 (3,0)
18	10,4 (1,9)	9,3 (2,0)	†
19	10,7 (2,0)	12,7 (3,4)	†
20	6,9 (1,8)	†	†
Probabilidad acumulada hasta los 18 años de edad exacta	23,5 (2,0)	26,2 (2,2)	17,1 (3,0)

\*Cohorte definido por el año al cumplir 15 años de edad.  
†Menos de 100 individuos expuestos.

El estado conyugal parece fuertemente asociado a la probabilidad de haber tenido experiencias sexuales prematrimoniales. Entre las mujeres alguna vez casadas o unidas, el 53 por ciento han tenido sexo premarital, comparado a 13 por ciento correspondiente a las solteras. Sin embargo, una vez más la falta de control del tiempo de exposición es un problema: las solteras son probablemente más jóvenes y, consecuentemente, han estado expuestas por un período más breve, mientras que las casadas tienen una exposición truncada a causa de su matrimonio. No es claro si la mayor proporción de sexo prematrimonial entre las casadas es atribuible a un riesgo más elevado a causa del noviazgo, a algún otro factor asociado con la abstinencia de las solteras o, simplemente, a una mayor franqueza de las casadas para reportar sus experiencias sexuales prematrimoniales.

La educación y el sexo prematrimonial presentan una clara asociación negativa. La proporción de universitarias que han tenido relaciones sexuales prematrimoniales es la mitad que la correspondiente a las mujeres con educación primaria únicamente (17 por ciento vs. 34 por ciento). Entre estos dos extremos, el 25 por ciento de las mujeres con educación secundaria tuvieron su primera relación sexual antes del matrimonio. No obstante, en razón de que una menor edad a la entrevista y un matrimonio más temprano (menor exposición) están asociados con menor educación, el efecto de truncamiento distorciona una vez más la comparación. Más aún, dado que la educación

fue medida al tiempo de la entrevista y no al momento de la exposición, se puede argumentar que la asociación es espuria o, incluso, que el bajo nivel educativo es consecuencia, y no causa, de la actividad sexual prematrimonial; es decir, que una actividad sexual más temprana puede conducir a la deserción escolar.

Estas proporciones crudas (no presentadas en los cuadros) también indican una asociación positiva entre una tradición de uniones consensuales en la comunidad y la probabilidad de sexo prematrimonial. En los cantones con menos de 10 por ciento de uniones consensuales en 1973, el 24 por ciento de las entrevistadas en 1986 habían tenido relaciones coitales antes del matrimonio. Las proporciones correspondientes de sexo premarital en cantones con 10-19 por ciento y con 20 por ciento o más uniones consensuales fueron 28 por ciento y 40 por ciento, respectivamente. Empero, esta asociación podría estar afectada por la tendencia a unos menores niveles educativos y matrimonios más precoces en las comunidades donde las uniones consensuales son más frecuentes.

Las asociaciones hasta aquí examinadas, aunque sugerentes de que el sexo prematrimonial está influido por la educación, la edad al matrimonio y las normas sociales, están muy lejos de ser definitivas. La proporción de mujeres que han tenido relaciones sexuales antes del matrimonio está sesgada por la duración diferencial en la exposición al riesgo o los efectos de truncamiento. El análisis discreto de tabla de vida es una forma simple y directa de controlar esta distorsión. El cuadro 2 compara las tasas por edad de iniciación de la actividad sexual de la tabla de vida entre las diferentes cohortes. Las mujeres que cumplieron 15 años en 1980-1982 tienen tasas ligeramente más altas que las que cumplieron 15 años en 1976-1979, excepto en las edades 17 y 18. Las mujeres en la cohorte más joven (1983-1985) tienen tasas menores que las de las otras dos cohortes en todas las edades excepto a los 12 años. Sin embargo, los grandes errores estándar de estas tasas anuales no permiten arribar a conclusiones claras respecto a tendencias. La probabilidad acumulada de haber tenido relaciones sexuales premaritales hasta la edad 18 para las cohortes 1976-1979, 1980-1982 y 1983-1985 es 24 por ciento, 26 por ciento y 17 por ciento, respectivamente. El ligero incremento entre las dos cohortes mayores no es estadísticamente significativo, pero la disminución en la cohorte más joven sí lo es. De este modo, si existe una tendencia, ésta sería hacia la reducción de la actividad

**Cuadro 3. Entre mujeres de 15-24 años de edad, riesgo relativo bruto y ajustado de iniciación del sexo prematrimonial (e intervalo de confianza al 95 por ciento), por variable**

Variable	Riesgo relativo	
	Bruto	Ajustado
Cohorte*		
1976-1979	1,00 referencia	1,00 referencia
1980-1982	1,13 (0,91-1,42)	1,12 (0,90-1,41)
1983-1985	0,75 (0,54-1,06)	0,77 (0,55-1,08)
1983-1985†	0,67 (0,47-0,95)	0,68 (0,47-0,99)
6 años adicionales de educación	0,33 (0,26-0,43)	0,39 (0,30-0,51)
Comprometida en matrimonio	8,12 (5,84-11,3)	6,90 (4,96-9,61)
10% adicional de uniones consensuales	1,28 (1,19-1,37)	1,23 (1,15-1,32)
Chi-cuadrado global		324,48 (p=0,000)

\*Cohorte definido por el año al cumplir 15 años de edad.

†Calculado con la cohorte 1980-1982 como el grupo de referencia.

sexual prematrimonial entre las mujeres más jóvenes.

El uso del modelo de Cox, en vez de tablas de vida discretas, facilita la comparación de tasas por edad de diferentes tablas de vida en una forma resumida. El modelo también permite efectuar análisis multivariados (los cuales están severamente restringidos por el tamaño muestral en los análisis de tablas de vida discretas), e incluir en el análisis variaciones en condiciones tales como la educación y el estado de noviazgo en el pasado de las jóvenes. El cuadro 3 presenta dos series de riesgos relativos estimados con el modelo de Cox, bajo los encabezados "crudo" y "ajustado", para las cuatro variables en estudio. El riesgo relativo crudo describe asociaciones de tipo bivariado, estimadas separadamente con un modelo de riesgo diferente para cada variable. Los riesgos relativos ajustados, que muestran el efecto neto o directo de cada variable en la tasa de sexo premarital, se estimaron con un modelo multivariado único que incluyó todas las variables explicatorias.\*

Las diferencias entre los riesgos relativos crudo y ajustado indica la importancia de los efectos indirectos y compartidos. El hecho de que estas diferencias son mínimas en el cuadro 3 sugiere efectos indirectos insignificantes e indica que no es necesario analizar las dos series separadamente. En consecuencia, el análisis se centra en las series de riesgos relativos ajustados exclusivamente.

Los riesgos relativos por cohorte confirman los resultados del análisis de la tabla de vida discreta y refutan la creencia de que la actividad sexual entre los jóvenes se ha incrementado recientemente. El riesgo ajustado de una primera relación sexual prematrimonial es 12 por ciento mayor entre la cohorte que cumplió 15 años en 1980-1982 que entre la cohorte 1976-1979, pero este riesgo ligeramente más alto no es estadísticamente significativo. En cambio, las jóvenes de la cohorte 1983-1985 tienen un riesgo de sexo prematrimonial que es 23 por ciento menor que el de la cohorte 1976-1979 y 32 por ciento menor que el de la cohorte 1980-1982, lo que constituye una diferencia estadísticamente significativa.

El efecto preventivo de la educación en el sexo prematrimonial es claro en los resultados del cuadro 3. Manteniendo todas las otras variables constantes, cada seis años adicionales de educación reducen en 61 por ciento el riesgo de tener actividad coital antes del matrimonio. Conforme lo esperado, el período cuando la joven está comprometida para casarse es particularmente riesgoso para la iniciación de la actividad coital. El riesgo ajustado es siete veces mayor entre las comprometidas en matrimonio que entre las que no lo están. La actividad sexual entre las adolescentes costarricenses es, por tanto, determinada en parte por una edad temprana al matrimonio.

El efecto de la proporción de uniones consensuales en la comunidad (cuadro 3) resultó coherente con la hipótesis de que el sexo prematrimonial es en parte determinado socialmente por características contextuales o macro. Las jóvenes que viven en cantones cuyas normas matrimoniales no son rígidas, según lo indican las altas proporciones de uniones de facto, son más propensas a iniciar la actividad coital antes del matrimonio o unión. Por cada 10 puntos porcentuales de aumento en la proporción de uniones consensuales en el cantón, el riesgo de sexo prematrimonial se incrementa en 23 por ciento, neto del efecto de otras variables explicatorias. En el caso extremo de cantones donde, por ejemplo, la mitad de las parejas viven en unión consensual, el riesgo es tres veces mayor que en cantones donde el matrimo-

\*El cuadro también presenta dos tipos de datos para inferencia estadística: los intervalos al 95 por ciento de confianza de los riesgos relativos, y el "chi-cuadrado" global con sus probabilidades. Intervalos de confianza cuyo rango incluye el valor de 1,0 indican efectos que no son estadísticamente significativos. El estadígrafo chi-cuadrado global, y sus valores p, pone a prueba la hipótesis de que la regresión en su conjunto es estadísticamente significativa.

**Cuadro 4. Entre mujeres de 15-24 años de edad, riesgo relativo ajustado de iniciación del sexo prematrimonial (e intervalo de confianza al 95 por ciento), según el porcentaje de uniones libres en la comunidad, por variable**

Variable	Uniones consensuales	
	<20% (N=1.042)	≥20% (N=316)
Cohorte*		
1976-1979	1,00 referencia	1,00 referencia
1980-1982	1,03 (0,79-1,36)	1,28 (0,86-1,89)
1983-1985	0,63 (0,41-0,98)	1,05 (0,61-1,81)
1983-1985†	0,61 (0,38-0,97)	0,82 (0,46-1,45)
6 años adicionales de educación	0,33 (0,24-0,45)	0,51 (0,32-0,82)
Comprometida en matrimonio	9,01 (6,29-12,9)	2,80 (1,96-6,96)
Chi-cuadrado global	304,79 (p=0,000)	15,43 (p=0,004)

\*Cohorte definido por el año al cumplir 15 años de edad.

†Calculado con la cohorte 1980-1982 como el grupo de referencia.

no legal es universal (1,23 elevado a la quinta potencia, que resulta en un riesgo relativo de 2,8).

Habiendo confirmado la existencia de un efecto contextual, un último paso en el análisis es si la variable contextual también modifica interactivamente los efectos de las demás variables. El cuadro 4 compara los efectos micro en cantones con baja prevalencia de uniones consensuales con los de cantones con alta prevalencia.\* El cuadro muestra la existencia de la postulada influencia moderadora del contexto social. La reducción en la actividad sexual prematrimonial en la cohorte 1983-1985 ocurre únicamente en comunidades donde las uniones consensuales son raras. Además, los efectos micro de la educación y noviazgo disminuyen considerablemente—pero siguen siendo significativos—en los cantones donde las uniones consensuales son comunes. En estas comunidades, cada seis años adicionales de educación reducen el riesgo de sexo prematrimonial en 49 por ciento, en tanto que estar comprometida a casarse prácticamente lo triplica (riesgo relativo de 2,8). Estas cifras contrastan con las de las comunidades con infrecuentes uniones consensuales, en las cuales cada seis años adicionales de educación reducen el riesgo

\*La prueba de chi-cuadrado se usó para evaluar la significancia estadística de las interacciones de dos términos entre la variable contextual y cada una de las variables micro. Todas las interacciones implícitas en el cuadro 4 fueron estadísticamente significativas al nivel p<.05.

de sexo prematrimonial en 67 por ciento y estar comprometida a casarse lo incrementa en un factor de nueve.

**Conclusiones**

La evidencia analizada confirma que la incidencia del sexo prematrimonial en Costa Rica es alta. En las edades cúspide de 17 a 19 años, el riesgo anual de iniciar una actividad coital prematrimonial es de alrededor del 10 por ciento; la proporción acumulada de jóvenes que han tenido sexo prematrimonial hasta los 20 años de edad es 38 por ciento. Empero, los datos refutan la creencia de que el sexo prematrimonial está en aumento: las mujeres de la cohorte más joven—aquellas que cumplieron 15 años de edad en 1983-1985—tienen riesgos más bajos que las mujeres en las cohortes mayores. Aunque esta diferencia es estadísticamente significativa, es prematuro concluir que una franca tendencia descendente se ha iniciado. La cohorte más joven fue observada sólo hasta la edad 18 y la tendencia bien podría revertirse después de esta edad. La aparente disminución observada también podría reflejar un mayor grado de inhibición de las entrevistadas más jóvenes para admitir que han tenido experiencias sexuales prematrimoniales.

Los resultados del análisis confirman los efectos de nivel micro postulados para las variables educación y compromiso matrimonial: una mayor educación de la joven reduce el riesgo de sexo prematrimonial, y este riesgo sube drásticamente durante el período en el que la joven está comprometida a casarse. Los resultados también confirman el efecto de nivel macro de las normas matrimoniales en la comunidad, así como la interacción de éstas con las variables micro: en los cantones con normas matrimoniales relajadas, la probabilidad de sexo prematrimonial es más alta y el efecto micro de la educación se debilita.

El análisis demuestra el papel crítico que juegan la educación y el contexto social. Además, los datos sugieren que la relación entre matrimonio precoz y sexo prematrimonial es más compleja de lo que aparenta. Sería erróneo hablar siempre del sexo prematrimonial como la causa y el matrimonio precoz como el efecto. En muchas circunstancias lo contrario puede ser lo correcto: la actividad coital prematrimonial puede ser considerada menos pecaminosa una vez que los novios están formalmente comprometidos. Mucha de la actividad sexual prematrimonial en Latinoamérica probablemente tiene lugar durante este período del noviazgo. Las adolescentes inician la actividad sexual a una

edad precoz porque se comprometen a casarse a una edad precoz.

Desde un punto de vista programático, el presente análisis indica la importancia de dar prioridad a las jóvenes de baja educación y a comunidades con una alta prevalencia de uniones consensuales en los programas de prevención del embarazo en la adolescencia y de control de enfermedades de transmisión sexual.

**Referencias**

1. L. Morris, "Young Adults in Latin America and the Caribbean: Their Sexual Experience and Contraceptive Use", *International Family Planning Perspectives*, 14:153, 1988.
2. P. D. Allison, *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Sage Publications, Beverly Hills, Calif., 1984.
3. Ibid.
4. Cinta de datos, *Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud, Costa Rica, 1986*, Asociación Demográfica Costarricense; y M. W. Oberle et al., "Contraceptive Use and Fertility in Costa Rica, 1986", *International Family Planning Perspectives*, 14:103, 1988.
5. W. J. Dixon, ed., *BMDP Statistical Software*, University of California Press, Berkeley, Calif., 1985.