



Documentos de Trabajo

Decisión sobre iniciación sexual: el caso de adolescentes uruguayas

Zuleika Ferre, Mariana Gerstenblüth, Máximo Rossi y Patricia Triunfo

Documento No. 04/09

Abril 2009

Decisión sobre iniciación sexual: el caso de adolescentes uruguayas

Z. Ferre, M. Gerstenbluth, M. Rossi y P. Triunfo

April 2, 2009

Abstract

Se analiza la iniciación sexual en la adolescencia de mujeres uruguayas menores de 24 años a través de un modelo multinomial logit, donde las alternativas son no iniciarse sexualmente, iniciarse sin utilizar un método anticonceptivo o iniciarse utilizando algún método. En primer lugar, el nivel educativo impacta fuertemente en la probabilidad de iniciarse con el uso de métodos anticonceptivos. En segundo lugar, la información sobre los métodos obtenida en el sistema educativo reduce sustancialmente la probabilidad de iniciarse sin utilizarlos, a la vez que la obtenida en el sistema de salud, a pesar de poder estar sesgada por problemas de endogeneidad, es efectiva en la medida que las mujeres que la obtienen aumentan la probabilidad de iniciarse utilizando métodos anticonceptivos. En tercer lugar, se encuentra transmisión intergeneracional de conductas. Las hijas de madre que lo fueron por primera vez en la adolescencia, tienen menor probabilidad de no iniciarse, mientras que las hijas de madres más educadas es menos probable que se inicien sin utilizar métodos.

Palabras claves: iniciación sexual, adolescentes, modelos multinomiales

Abstract

We analyze teenage sexual initiation of Uruguayan women aged less than 24 years, by a multinomial logit model for the alternatives of not initiating, initiating without a contraceptive method and initiating with a contraceptive method. In the paper we find three relevant results. First, the level of education has a strong impact on the probability of initiating with a contraceptive method. Secondly, we observe that the information given through the educational system, substantially reduces the probability of initiating without methods. The information given through the health system, although it can be biased due to endogeneity problems, is effective as women that obtain it have higher probability of initiating with the use of contraceptive methods. Finally, there is an intergenerational behavior transmission. Those women whose mothers gave birth for the first time as teenagers have less probability of not initiating, while those with highly educated mothers is less probable that they initiate without a contraceptive method.

Keywords: sexual initiation, adolescent sexual behavior, multinomial models

JEL: J13, I28

1 Introducción

En los últimos años ha aumentado la discusión pública acerca de la importancia de los comportamientos sexuales riesgosos, en particular debido a la epidemia del HIV/SIDA, a la alta prevalencia de otras enfermedades de transmisión sexual (ETS, tales como clamidia y gonorrea), y a las elevadas tasas de embarazo no deseado.

Esta problemática cobra especial importancia en los adolescentes y jóvenes, para los cuales el riesgo de contraer ETS y tener embarazos no deseados es significativamente mayor que en el resto de los tramos etarios, pudiendo generar abortos clandestinos –en países donde es ilegal-, mayor morbilidad y mortalidad de la madre y el niño. Además puede provocar efectos futuros, tales como truncamiento de oportunidades educativas, y menores niveles de ingreso familiar futuro (Gupta, 2000 [9]).

Para el año 2006, de los cinco millones de personas que se infectaron en el mundo de HIV/SIDA, casi la mitad son adolescentes entre 15 y 19 años (UNAIDS, 2006 [25]). Para Uruguay, las cifras disponibles indican que el 30% de los VIH+ pertenecen a la franja etaria de 15 a 24 años. También es relevante notar que la principal forma de transmisión de enfermedades es la sexual (70%), seguida de la sanguínea (20%) y la prenatal (2%) (MSP, 2004 [17]).

Por su parte, la maternidad en la adolescencia preocupa desde diversos puntos de vista, tales como demográfico, económico y sanitario. Dicho fenómeno se asocia a la pobreza, ya que las familias más pobres y con menor escolaridad son las que inician su ciclo reproductivo más tempranamente y tienen las mayores tasas de fecundidad (Hobcraft y Kiernan, 2001 [11]). A su vez, cuánto más joven es la edad de la madre al tener su primer hijo, más rápida es la velocidad de crecimiento familiar en el corto plazo (mayor número de hijos a igual edad materna), mayor es la tasa de fecundidad (mayor número total de hijos) y a la vez más rápido es el desprendimiento (o “emancipación”) de los hijos en relación a quienes posponen la maternidad hasta después de los 21 años (Katzman, 1999 [13]).

En el mundo, la quinta parte del total de los nacimientos son de madres menores de 20 años, encontrando diferencias por región. Por su parte, en Estados Unidos, el país desarrollado con las mayores tasas de embarazo adolescente, las cifras de embarazo precoz alcanzaron su pico máximo en la década del cincuenta, para luego descender en la década del ochenta, lo cual se ha asociado con la legalización del aborto, estando actualmente en torno al 10% (Singh y Darroch, 2000 [24]). A su vez, se observa que existe una correlación entre embarazo adolescente y pobreza, ya que se que el 83% de las adolescentes que tienen hijos y el 61% de los abortos provienen de familias pobres o con bajos ingresos (Guttmacher Institute, 2006 [10]). Se estima que a la edad de 20 años, el 40% de las mujeres blancas estadounidenses y el 64% de las mujeres negras habrán experimentado por lo menos un embarazo.

En Europa se observa la misma tendencia descendente de la tasa de embarazo adolescente que en Estados Unidos, salvo para Inglaterra, donde en los últimos 30 años no han logrado con éxito dicha reducción, teniendo la tasa más alta de

la Unión Europea (Kaplan et al, 2004 [12]; Creatsas, 1995 [2]).

Para América Latina, la proporción de nacimientos de madres menores de 20 años está entre el 15% y el 18%, observándose la misma evolución descendente, excepto para Chile, donde, aumentó casi un 50% en los últimos cuarenta años.

En el caso del Uruguay, país donde es ilegal el aborto, entre 1963 y 1996 se dio un crecimiento de la fecundidad adolescente (33% para las mujeres entre 15 y 19 años, y 66% para las mujeres entre 10 y 14 años) y un descenso sostenido de la reproducción en las mujeres de 20 a 29 años, aumentando la contribución de las adolescentes a la tasa de fecundidad total. Entre 1996 y 2004, a pesar de disminuir la tasa de fecundidad adolescente (15 a 19) en un 16%, se mantiene el aporte que estas tienen en la fecundidad total. En este sentido, el aumento que ha tenido la fecundidad adolescente en los últimos 50 años, es destacado por los demógrafos como el cambio más importante en el comportamiento reproductivo de las mujeres, siendo el principal responsable del mantenimiento del nivel de reproducción del país, en particular hasta mediados de los noventa (Varela, 1998 [26]; Varela, 1999 [27]; Varela 2004 [28]; Paredes y Varela, 2005 [18]; Varela, 2007 [29]).

En suma, observamos una enorme variación en el comportamiento sexual de los adolescentes. Diferentes marcos analíticos, que incluyen enfoques epidemiológicos, psicológicos y sociológicos, han intentado establecer determinantes causales en dichos comportamientos sexuales. En este trabajo se realiza una aproximación empírica al comportamiento de iniciación sexual de las mujeres que tuvieron su primera relación antes de los 20 años. A estos efectos se utiliza la Encuesta de Reproducción Biológica y Social de la Población Uruguaya: una aproximación desde la perspectiva de género y generaciones (GGS), realizada en el marco del Proyecto Género y Generaciones (Programa Población del Fondo de las Naciones Unidas), realizada entre setiembre y diciembre de 2004.

2 Literatura previa

La literatura sobre conducta sexual se ha centrado en tres grandes temas: sexo y drogas, embarazo adolescente e iniciación sexual y uso de métodos anticonceptivos. Este trabajo hace una aportación en esta tercera línea.

En primer lugar, suele ser una preocupación la determinación de la causalidad entre el consumo de alcohol y drogas y la decisión de iniciación sexual y el uso o no de un método anticonceptivo, dado que de hallarse se darían argumentos a favor de políticas de control de uso de sustancias.

En este sentido, Grossman and Markowitz (2002 [7]), con datos de 1991, 1993, 1995, 1997 y 1999 del National School-Based Youth Risk Behavior Surveys para Estados Unidos ¹, y utilizando el método de variables instrumentales²,

¹Muestras representativas a nivel nacional de estudiantes de secundaria en los grados 9-12.

²Utilizan el método two stage least squares (TSLS) , donde en una primera etapa predicen el consumo de alcohol y droga, utilizando como instrumentos los precios de los mismos; y en una segunda etapa dichas predicciones son regresores de la ecuación que representa conductas sexuales riesgosas.

aportan evidencia en contra de la teoría de que el consumo de alcohol aumenta la probabilidad de que los adolescentes tengan relaciones sexuales o múltiples parejas, en tanto que encuentran pruebas de que el consumo de alcohol conduce a menor uso de anticonceptivos y preservativos en los adolescentes sexualmente activos.

Un estudio posterior Grossman et al. (2004 [6]) utiliza enfoques complementarios (bivariate probit and fixed-effects regression model) a efecto de ahondar el estudio de la relación causal entre el uso de sustancias y el comportamiento sexual adolescente. A través de la utilización del National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) para Estados Unidos, construyen un panel de aproximadamente 8500 adolescentes que tenían entre 12 y 16 años en 1996, los cuales fueron re-entrevistados en 1997, 1998 y 1999. Dichos autores concluyen que la asociación positiva entre uso de sustancias y actividad sexual riesgosa se debe más a la influencia de variables omitidas que a la causalidad.

Sen (2002 [23]), en base a los mismos datos, también considera la endogeneidad del fenómeno estimando a través de variables instrumentales, para lo cual utiliza como instrumentos la siguiente información al nivel estatal: tasas de impuesto a la cerveza y al cigarrillo, el año en que aumenta la edad legal a 21 años para consumir alcohol, gastos per cápita en seguridad policial, tasas de arrestos de conductores ebrios jóvenes y consumo per cápita de alcohol de los adultos. La principal conclusión de este trabajo es que el alcohol tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de tener relaciones sexuales entre los adolescentes.

Por su parte, Rees et al. (2001 [21]) con datos del National Longitudinal Study of Adolescent Health para Estados Unidos³, considera como instrumentos la educación sobre drogas y alcohol en los liceos, gastos per cápita en políticas de protección, número de arrestos por crímenes violentos, y número total de arrestos por tipo de crimen. Las estimaciones two stage least squares and bivariate probit, muestran que el vínculo entre el uso de sustancias y el comportamiento sexual es mucho más débil que el sugerido por la literatura. Concretamente, encuentra que luego de ajustar por variables omitidas, la mayoría de las correlaciones que dan cuenta de los efectos del alcohol y marihuana sobre el comportamiento sexual son estadísticamente no significativas.

En resumen, las diferentes conclusiones que se encuentran, aún utilizando datos similares, podrían ser explicadas por la selección de los instrumentos, la escasa correlación entre los mismos y las variables endógenas, así como por las estrategias seguidas de validación de las restricciones de exclusión (Rashad y Kaestner, 2004 [20]).

En segundo lugar, la literatura de maternidad adolescente es amplia, pero pocos han optado por un enfoque económico, de hecho la mayoría de los estudios de maternidad premarital han estado basados en modelos de comportamiento psicológico y sociológico, focalizando en variables personales y familiares más que en variables de costo o políticas.

³Encuesta representativa a nivel nacional, de adolescentes matriculados en high school (grados 7 a 12), realizada en el año 1995. A partir de las 20 746 entrevistas realizadas, se seleccionaron una muestra quedando individuos de 18 años o menos.

En este último sentido, se encuentran los trabajos de Plotnick (1992 [19]) y Lundberg y Plotnick (1995 [15]), en los cuales utilizando el NLSY se estiman modelos logit anidados a efectos de modelizar el embarazo premarital adolescente y su resolución. Los resultados muestran que las adolescentes blancas se comportan según las predicciones de modelos de comportamiento económicos, donde influyen los costos de las diferentes alternativas, y donde por tanto la perspectiva de elección racional contribuye a entender el nacimiento premarital. Respecto a la educación, encuentran que las expectativas de mejorar el nivel educativo reducen la probabilidad de embarazo premarital e incrementan la probabilidad de aborto y matrimonio. En cuanto a la religiosidad, parece importar más la asistencia habitual al templo que la pertenencia a determinada denominación.

Zavodny (2000 [30]) utilizando datos del National Survey of Family Growth de 1995 para Estados Unidos, examina si las características personales de las adolescentes y sus parejas afectan la probabilidad de tener un embarazo adolescente en la primer relación sexual y cómo ese embarazo es resuelto. En primer lugar, a través de modelos logit estima la probabilidad de embarazo en la primer relación antes del matrimonio; y en segundo lugar a través de modelos logit multinomiales investiga la resolución de dicho embarazo adolescente (aborto, nacimiento en el matrimonio o fuera de este). Sus resultados indican que la probabilidad de embarazo es menor para las adolescentes con madres más educadas y las que vivieron con ambos padres hasta al menos los 14 años. En paralelo, encuentra que las características de la pareja no tienen una influencia independiente sobre el embarazo adolescente premarital y su resolución. Esto último es importante porque da validez a las investigaciones previas que únicamente controlaron por las características de la mujer.⁴

Como decíamos, una tercera línea es la que estudia los métodos anticonceptivos, soliendo analizar cuáles son los utilizados en la primer relación sexual (o en la última, o habitualmente), así como los determinantes de dicho uso.

Gupta (2000 [9]), con datos del Demographic and Health Surveys entre 1986 y 1996 para el nordeste de Brasil, estima un modelo multivariate logistic hazard, encontrando que una mayor educación retrasa la iniciación sexual en la adolescencia. No obstante, el hallazgo de retornos decrecientes de la educación, ayuda en parte a explicar el incremento en los niveles absolutos de la experiencia sexual adolescente a lo largo de las distintas encuestas; de hecho una mujer joven con más escolaridad tiene una vez y media más probabilidad de iniciarse en la mitad de la década de los 90 que una mujer con las mismas características diez años antes. Por otra parte, la mayor asistencia a servicios religiosos, independientemente de la denominación, y la exposición a la televisión está asociada con menores tasas de iniciación sexual y altos usos de métodos anticonceptivos.⁵

⁴Sin embargo, como el propio autor advierte, en la encuesta utilizada la información de la pareja es brindada por la mujer, existiendo alto número de no respuestas y sesgo de recordar más las características del hombre con el que se tuvo un hijo, mucho más si la relación culminó en matrimonio.

⁵En este último caso, los hallazgos no son concluyentes cuando el análisis está limitado a la actividad sexual premarital.

Manning et al. (2000 [16]), a través de la estimación de modelos logit y logit multinomiales, y con datos del National Survey of Family Growth de 1995 para Estados Unidos, analizan el impacto de las características del compañero sexual y del tipo de relación en el método anticonceptivo elegido en la primer relación sexual. Entre los adolescentes el método más usado es el condón, pero requiere cooperación y acuerdo entre la pareja.⁶

Para terminar, estudios recientes analizan el declive que ha tenido en los últimos años las tasas de embarazo adolescente de los países desarrollados, encontrando que la principal causa de esta caída es el mayor uso de métodos anticonceptivos, y en segundo lugar el retraso de la edad de iniciación sexual, principalmente entre los adolescentes de 15 a 17 años (Singh y Darroch, 2000 [24]; Santelli et al., 2007 [22]).

En el presente trabajo se modeliza la decisión de uso de métodos anticonceptivos en los jóvenes. En nuestra aproximación, se evita cometer sesgos de selección, error muy común en la literatura, donde se suele considerar únicamente a los que se iniciaron sexualmente. Sin embargo, éstos pueden ser más propicios a tomar riesgos, estando correlacionado a su vez con el uso de métodos anticonceptivos. Por tal motivo, se realizan las estimaciones condicionales a que el individuo se haya iniciado sexualmente.

3 Metodología y datos

El comportamiento sexual seguido por una adolescente puede derivar en diferentes resultados, como ser tener o no tener relaciones sexuales, y en el caso de tenerlas usando o no métodos anticonceptivos. Cuando las alternativas son no ordenadas y mutuamente excluyentes, lo adecuado es utilizar los modelos de la familia logit multinomiales, debiendo definir si los regresores varían entre las diferentes alternativas o no. En este sentido, no es adecuada la especificación de un modelo logit condicional, debido a que existen regresores comunes entre las diferentes alternativas de elección, como lo son las características individuales de las mujeres. Del mismo modo, por no disponer de regresores que varíen entre las diferentes alternativas, como podrían ser los precios de los métodos anticonceptivos o políticas de planificación familiar por región geográfica, no es posible utilizar un modelo logit anidado (Cameron y Trivedi, 2005 [1]).

En este trabajo se opta por especificar un modelo logit multinomial, el cual supone la independencia de las alternativas irrelevantes (IIA), esto es, que la probabilidad relativa solo depende de las alternativas especificadas y no de cualquier otra disponible.⁷ Lo anterior implica que de introducir una alternativa adicional, todas las probabilidades absolutas se reducirían proporcionalmente.⁸ Por lo tanto, se especifica la variable dependiente (y), *alternativa*,

⁶Parejas más cercanas son más propensas a practicar contracepción que las parejas casuales, o bien por el preconcepto de baja probabilidad de embarazo en un único encuentro, o porque las parejas estables se preparan para el encuentro sexual, siendo los niveles de comunicación más altos.

⁷Se probará la pertinencia de dicho supuesto a través de pruebas de Hausman.

⁸La flexibilización del supuesto IIA, implicaría especificar un nested logit model, donde

como discreta y no ordenada, tomando el valor “1” si la mujer declara no haber tenido relaciones sexuales con hombres, “2” si en la primera relación sexual no tomaron medidas para prevenir un posible embarazo, y “3” si en la primera relación sexual utilizaron algún método anticonceptivo.⁹

La probabilidad para las alternativas excluyentes ($j = 1, 2, 3$) elegidas por cada mujer ($i = 1, \dots, n$) es:

$$P(y_i = j) = P_{ij} = \frac{e^{x_i \beta_j}}{\sum_{l=1}^m e^{x_i \beta_l}} \quad j = 1, 2, 3 \quad (1)$$

Dado que $\sum_{l=1}^m P_{ij} = 1$, a efectos de identificar el modelo es necesaria la restricción de normalización, tomándose para este trabajo $\beta_1 = 0$ como categoría base, esto es que la mujer no se haya iniciado sexualmente. Por lo tanto, los coeficientes estimados mostrarán la comparación entre una alternativa y dicha categoría base.

Los datos para el presente trabajo surgen de la Encuesta de Reproducción Biológica y Social de la Población Uruguaya: una aproximación desde la perspectiva de género y generaciones (GGG), realizada en el marco del Proyecto Género y Generaciones (Programa Población del Fondo de las Naciones Unidas) entre setiembre y diciembre de 2004.

Dado que se encontraron diferencias entre indicadores vitales de la Encuesta GGS y otras fuentes de información, se puso especial atención al problema de la representatividad y aleatoriedad de la muestra.¹⁰ Es necesario analizar si la

las alternativas tienen una estructura jerárquica, como ser, en primer lugar se decide tener o no tener la primer relación sexual, y luego si se utilizan o no métodos anticonceptivos. Este modelo es una generalización del multinomial logit model, pero exige la utilización de variables distintas para cada nivel de decisión, por ejemplo variables que determinen el uso de métodos anticonceptivos (políticas de planificación familiar, precios de los métodos, etc.) y no determinen la decisión de iniciarse o no sexualmente.

⁹La Encuesta GGS recoge únicamente relaciones sexuales con personas del otro sexo, a través de la pregunta: ¿Alguna vez Ud. tuvo relaciones sexuales con una persona del otro sexo?

¹⁰El supuesto de contar con una muestra aleatoria de la población es en muchas ocasiones poco realista, debido a la existencia de mecanismos de selección que se pueden originar o bien en el diseño de la muestra, en los criterios de reposición, o en el comportamiento de los individuos seleccionados (no respuesta, abandono del tratamiento en el caso de la evaluación de un programa, etc.). En el caso que existan diferencias sistemáticas entre los individuos muestrados y los finalmente entrevistados, pueden existir problemas de selección muestral. Supongamos que en lugar de tener una muestra aleatoria (es decir una muestra representativa de la población) solamente se cuenta con observaciones puntuales que satisfacen ciertas condiciones. Sea S un indicador que representa la extracción aleatoria de elementos de una población (indicador de selección), donde S es igual 1 si el individuo está en la muestra y 0 en caso contrario. En el marco del modelo de regresión lineal, sólo se utilizan en la estimación a los individuos para los cuales S es igual a 1, siendo fundamental para la consistencia de las estimaciones que se cumpla el supuesto de ortogonalidad entre el error y los regresores condicional a que S es igual a 1.

Sin embargo, este supuesto no se satisface cuando S es una función determinística de los regresores del modelo, o cuando la selección es independiente de los regresores del modelo y del término de perturbación (Wooldridge, 2002).

probabilidad de pertenecer a la muestra está relacionada con las variables incluidas en el modelo. A estos efectos, en primera instancia se describe la muestra utilizada, y en segundo lugar las variables dependientes e independientes del modelo.

En la Tabla 1 se presenta la estructura de la Encuesta GGS, donde se observa que de las 3205 mujeres encuestadas se consideran a las 796 menores de 25 años. No se considera la población masculina debido a que el hombre puede desconocer la utilización del método anticonceptivo.¹¹ Por otra parte, a pesar de que el objetivo de este trabajo es estudiar el comportamiento de las adolescentes (15 a 19 años), se opta por incorporar las experiencias de las mujeres de 20 a 24, para tener un panorama más amplio de las tendencias de este comportamiento en el correr de diez años, no así la población adulta a efectos de evitar errores de medida que pueden ser producidos por la distancia temporal con el momento analizado. Sin embargo, a los efectos de este trabajo y dado que la teoría muestra que los patrones de conducta en la adolescencia son diferentes, aquellas mujeres que se han iniciado después de los 19 años, se las considera como no iniciadas, dado que no lo hicieron en la adolescencia.

Tabla 1: ENCUESTA DE REPRODUCCION BIOLÓGICA Y SOCIAL DE LA POBLACION URUGUAYA (2004)

	N	Alternativas (porcentajes)		
		No inició	En la primera relación sexual no usó métodos anti-conceptivos	En la primera relación sexual usó métodos anti-conceptivos
Mujeres de 15 a 59 años	3205	8	37	55
Mujeres de 15 a 24 años	796	27	14	59

Un posible problema de la Encuesta GGS es que la información no fue recolectada a través de formularios autoadministrados sino a través de un encuestador, pudiendo existir gran cantidad de no respuestas motivadas por la condena social, influencia del ambiente en donde se realiza la entrevista, etc. Sin embargo, en esta base de datos no se observa dicho problema, reafirmando el hecho de que en general las adolescentes tienen voluntad de respuesta y son consistentes en las mismas (Gage, 1995 [4]; Gage, 1998 [5]; Gupta, 2000 [9]).

De la muestra seleccionada, el 73% de las mujeres menores de 24 años se iniciaron antes de los 20 años, el 14% lo hizo sin usar ningún método anticonceptivo, y un 94% declara haberse iniciado con su pareja estable (novio, esposo

Por lo tanto, la estimación en el modelo de regresión será consistente si la selección de la muestra se realiza en base a regresores exógenos. Mecanismos de selección basados en la variable dependiente o en regresores endógenos no son permitidos debido a que en dicho caso no se cumplirá el supuesto de ortogonalidad entre el error y los regresores condicional a S igual a 1.

Resultados similares a los anteriores se obtienen cuando se trabaja con modelos no lineales.

¹¹A su vez, como se mencionó anteriormente, trabajos que han logrado controlar por las características personales de la pareja, no han encontrado una influencia independiente sobre el embarazo adolescente premarital y su resolución Zavodny (2000 [30]).

o compañero). En cuanto a los métodos utilizados en la primer relación sexual, una amplia mayoría opta por el condón (95%).

Respecto a las variables independientes, hay que destacar que la mayoría de las preguntas realizadas refieren a la situación actual de la joven, por ejemplo, ocupación, educación, situación conyugal, información sobre métodos anticonceptivos, etc. De todas formas se entiende que muchas de estas variables son una buena aproximación a su situación en el momento de la iniciación sexual, debido a la proximidad temporal o porque son características de tipo estructural.

A continuación se detallan las variables consideradas.

Variables personales

La *edad* actual de la encuestada es medida a través de dos variables continuas, edad y edad al cuadrado, de modo de captar si existen diferencias por generaciones, las cuales pueden recoger tanto cambios en el ambiente cultural, como avances tecnológicos que permitan mejor acceso a los métodos anticonceptivos, campañas publicitarias, etc., en los diez años de diferencia que pueden existir entre las encuestadas. En Uruguay, diversos estudios indican que los jóvenes de ambos sexos se inician a edades cada vez más tempranas (Guchin y Meré, 2004[8]; Ferre et al., 2005[3]).

La *educación* se especifica de forma dicotómica, tomando el valor “1” si la joven tiene al menos dos años completos de secundaria, y “0” en caso contrario. Por considerar a jóvenes que aún pueden estar en etapa formativa se entiende que este es el nivel mínimo que debe tener, en caso contrario presenta rezago educativo.

La *religión* es aproximada a través de dos variables, *religiosidad* y *católica*. La primera es una variable discreta que recoge con qué regularidad frecuenta los servicios o actividades religiosas, excluyendo compromisos sociales (bautismos, casamientos, etc.), toma el valor “0” si responde que nunca asiste, “1” si asiste algunas veces al año, “2” una o más veces al mes y “3” una o más veces a la semana. Esta práctica religiosa puede considerarse que es una decisión de la joven, mientras que la variable binaria *católica*, que toma el valor “1” si la mujer declara ser de la religión católica, está fuertemente influida por la decisión de sus padres.

El *lugar de residencia* se capta a través de la variable binaria *Montevideo*, que toma el valor “1” si la mujer vive en Montevideo ó el área metropolitana, y “0” en caso contrario.

Variables relacionadas

Se considera el hecho que la madre de la joven haya sido *madre_adolescente*, variable binaria que toma el valor “1” si la madre de la joven fue madre por primera vez en la adolescencia; y la disponibilidad de información de la joven así como la posibilidad que tiene de hablar de asuntos íntimos (vida en pareja, vida sexual, aventuras amorosas, riesgos de ETS, etc). A estos efectos, se especifican las variables binarias *info_educación* e *info_salud*, que indican si la información sobre métodos anticonceptivos la obtuvo en el sistema educativo o en el sector de la salud respectivamente; y la variable *vínculos*, que toma el valor “1” si la mujer declara tener con quien hablar de asuntos íntimos.

Variables socioeconómicas

Como aproximación al nivel socioeconómico se considera la situación laboral de la joven, la tenencia de bienes del hogar, la estructura del hogar y la educación de la madre.

Trabaja variable binaria que toma el valor “1” si la mujer al momento de ser entrevistada declara trabajar sin considerar las tareas del hogar.

Privación es un índice que recoge la carencia de tres bienes en el hogar: televisión color, automóvil y heladera con freezer. En el índice de privación se pondera la tenencia según lo generalizado que esté el consumo del bien en la muestra. En este sentido, si un hogar carece del bien j que está presente en la mayoría de los hogares, tendrá una ponderación alta en el índice agregado de privación. De lo contrario si en el hogar no existe un bien que la mayoría no lo posee, esa carencia tiene un peso muy bajo en dicho índice. El índice es una variable continua de 0 a 1, donde 0 implica que el hogar tiene todos los bienes considerados, mientras que 1 indica la privación total de los mismos.

Respecto a la estructura del hogar, se le pregunta a la joven si sus padres vivían juntos cuando tenía 20 años o menos, siendo el único caso de alta presencia de no respuestas (36%), por lo que se especifica además de dos variables binarias que toman el valor "1" si responde que estaban juntos (*padres_pareja*) o separados (*padres_no juntos*), una tercera variable dicotómica que toma el valor "1" en caso de no respuesta (*padres_missing*).

Educación de la madre, dado que en el 73% de los casos, el nivel educativo más alto alcanzado por la madre es secundaria incompleta o menos, se opta por especificar una variable binaria (*educación_madre*) que toma el valor “1” si la madre tiene secundaria completa o más.

En la Tabla 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables consideradas.

Tabla 2: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS. N=767

Variable	Media	Std. Dev.	Mínimo	Máximo	Moda
Alternativa	2.32	0.87	1	3	3
Edad	19.58	2.91	15	24	23
Edad ²	392.11	113.79	576	225	529
Educación	0.67	0.47	0	1	1
Religiosidad	0.55	0.93	0	3	0
Católica	0.45	0.49	0	1	0
Montevideo	0.44	0.49	0	1	0
Madre_adolescente	0.38	0.49	0	1	0
Info_educación	0.49	0.50	0	1	0
Info_salud	0.26	0.44	0	1	0
Vinculos	0.84	0.37	0	1	1
Trabaja	0.22	0.42	0	1	0
Privación	0.41	0.35	0	1	0.05
Padres_pareja	0.36	0.48	0	1	0
Padres_no juntos	0.29	0.46	0	1	0
Padres_missing	0.35	0.48	0	1	0
Educación_madre	0.27	0.45	0	1	0

Como se observa en dicha tabla, la mayoría de las jóvenes encuestadas han tenido relaciones sexuales y han utilizado algún método anticonceptivo en la primera relación sexual, viven en el interior del país, nunca asisten a actividades religiosas y se declaran como no católicas; sus madres las tuvieron con más de 19 años y tienen secundaria incompleta o menos como nivel máximo educativo alcanzado. La edad promedio de las jóvenes es de 19 años y en su mayoría han completado dos años de educación secundaria.

Un primer análisis de los datos muestra que existen diferencias en las alternativas de elección entre las jóvenes hijas de madres adolescentes y las que no lo son. Así por ejemplo, el porcentaje de iniciación sexual es 19% versus 33% respectivamente, a la vez que de las 211 mujeres que no se han iniciado, un 27% corresponde a hijas de madre adolescente. Dicho porcentaje asciende al 41% en el caso de las jóvenes que se han iniciado utilizando algún método anticonceptivo.

Finalmente, en cuanto a la representatividad y aleatoriedad de la muestra, se observa que algunas de las variables definidas podrían estar relacionadas con la permanencia en el hogar y por lo tanto con la selección en la muestra. Tal es el caso de la edad actual de la encuestada, la condición de actividad y la ocupación. No obstante, dichas variables resultan exógenas en el modelo y por lo tanto las estimaciones y los estadísticos tendrán las propiedades deseables. A su vez, es posible suponer que tanto la iniciación sexual como los métodos anticonceptivos utilizados son independientes del hecho de que la joven esté en el hogar en el momento de la visita del encuestador, por lo tanto se asume la independencia entre la selección y la variable endógena, y que la distribución de la variable dependiente condicional a características individuales (educación, información sobre métodos anticonceptivos y ETS, etc.) no varía según la selección.

4 Resultados

Las pruebas de Hausman y Small-Hsiao muestran que el supuesto IIA es válido, implicando que la eliminación de una alternativa no cambia los coeficientes estimados, y reafirmando el concepto teórico de que las alternativas especificadas son sustitutas y todas pertinentes (Long y Freese, 2001 [14]).¹² A su vez, no aparece como adecuada la estimación a través de un modelo logit, dado que se rechaza la igualdad de todos los coeficientes entre la alternativa 2 y 3 ($\chi^2(15) = 32.74$).

Los resultados de la estimación muestran que la probabilidad de que una mujer joven tenga relaciones sexuales (utilizando métodos anticonceptivos o no) antes de los 20 años es 84%, mientras que la de iniciarse utilizando algún método anticonceptivo es 71%. En cualquier modelo no lineal es importante tener especial cuidado en la interpretación de los parámetros, en particular en el modelo logit multinomial donde no hay correspondencia entre el signo del coeficiente y

¹²Pruebas de Hausman: $\chi^2(15) = 1.751$ y $\chi^2(15) = 5.644$. Small Hsiao: $\chi^2(16) = 17.431$ y $\chi^2(16) = 12.465$.

la probabilidad, pudiendo a su vez encontrar cambios en los signos de los efectos marginales dependiendo de donde se evalúen las variables independientes (Cameron y Trivedi, 2005 [1]; Long y Freese, 2001 [14]). En este trabajo se opta por reportar los riesgos relativos (usualmente referidos como *odds ratio*) y los efectos marginales, a la vez que para aquellas variables que se encuentran diferencias entre las alternativas de elección se calculan las probabilidades predichas.

Respecto a las características personales de la joven, se observa que más que la afiliación religiosa importa cuán practicante es, encontrándose que aquellas que asisten más regularmente al templo tienen mayor riesgo relativo de no iniciarse sexualmente ($RRR=0.67/RRR=0.60$), 6.7 pp (puntos porcentuales) más de probabilidad, a la vez que tienen 6.8 pp menos de iniciarse utilizando algún método anticonceptivo.

En cuanto a su educación, el hecho de que tenga ocho años o más de educación formal reduce en 7.2 pp la probabilidad de que se inicie sin el uso de métodos anticonceptivos, y aumenta en 11.3 pp la probabilidad de que se inicie con métodos. Estos hallazgos se refuerzan con lo encontrado para *info_educación*, donde se observa que la información obtenida en el sistema educativo reduce fundamentalmente la probabilidad de iniciarse sin la utilización de métodos, dado que el RRR es 0.29 con un efecto marginal de -6.2 pp, y aumenta la probabilidad de no iniciarse en 12 pp.

Tabla 3: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN LOGIT MULTINOMIAL.

VARIABLES	Alt. 2 (iniciarse y no cuidarse)	Alt. 3 (iniciarse y cuidarse)
	RRR	RRR
Edad	29.341***	46.096***
	(27.629)	(33.395)
Edad ²	0.929***	0.918***
	(0.022)	(0.017)
Educación	0.751	1.504
	(0.278)	(0.464)
Religiosidad	0.668*	0.603***
	(0.104)	(0.073)
Católica	0.820	0.999
	(0.265)	(0.237)
Montevideo	0.824	1.018
	(0.263)	(0.245)
Madre_adolescente	2.977***	3.281***
	(1.028)	(0.924)
Info_salud	1.769	2.042*
	(0.862)	(0.880)
Info_educación	0.289***	0.444***
	(0.109)	(0.133)
Vínculos	0.933	1.234
	(0.377)	(0.392)
Trabaja	0.735	1.403
	(0.298)	(0.398)
Privación	0.499	0.957
	(0.233)	(0.322)
Padres_no juntos	2.059*	2.456**
	(0.852)	(0.867)
Padres_missing	0.795	1.304
	(0.379)	(0.414)
Educación_madre	0.521	0.964
	(0.189)	(0.244)
	N=744; -lnL=-493.79; Pseudo R ² =0.2879	
Pred(probabilidad)	Alternativa 1=0.1644; Alternativa 2=0.1219; Alternativa 3=0.7137	

Nota: La categoría base es la alternativa “1” no haber tenido relaciones sexuales con hombres. Errores estándares robustos entre paréntesis.**Significativa al 5%. ***Significativa al 1%.

Lo anterior es de especial importancia en el marco de la implementación de la educación sexual obligatoria en el Uruguay. Desde 1985 se intenta formalizar y unificar la educación sexual en escuelas y liceos, sucediéndose una serie de programas que por su fracaso han generado que la educación sexual

quede librada a impulsos particulares o aplicaciones de experiencias piloto. En el año 2006, la Administración Nacional de Educación Pública ha impulsado la implementación y consolidación del Programa Nacional de Educación Sexual en todos los niveles del sistema educativo, incorporándose entre 2007 y 2008 en secundaria, y proyectándose la incorporación en primaria para el año 2009. Este hecho marca un hito en la historia de nuestro país, ya que pone fin a 20 años de intentos fallidos, incorporando la educación sexual en todos los niveles (desde 3 años hasta 18 años), y por primera vez siendo admitida en los colegios católicos. Nuestros resultados muestran que la información sobre métodos anticonceptivos que hasta ahora se ha brindado en el sistema educativo retrasa la iniciación sexual, a la vez que reduce la probabilidad de iniciarse sin usar métodos anticonceptivos.

Por su parte, el obtener información en el sistema de salud duplica el riesgo de iniciarse con el uso de métodos (RRR=2.04), aumentando esta probabilidad en 8.8 pp, lo cual puede ser un indicador que las jóvenes buscan la información con ese fin.

Al analizar el impacto de las redes en la toma de decisión, se observa que no es significativa la variable *vínculos*, sin embargo sí lo es el hecho de que la joven trabaje, lo cual puede ser tanto un indicador de bajo nivel socioeconómico (dado el tramo etario analizado) como de una mayor exposición a una red más amplia. En este último sentido parecen ir nuestros resultados, dado que *trabaja* incrementa la probabilidad de iniciarse con métodos en 9 pp, a la vez que reduce la de iniciarse sin métodos en 6 pp.

En cuanto a la transmisión intergeneracional de conductas, se observa que las hijas de madre que lo fueron por primera vez en la adolescencia tienen el triple de riesgo de iniciarse respecto a no hacerlo, a la vez que aquellas hijas de madres con secundaria completa o más tienen menor probabilidad de iniciarse sin utilizar métodos anticonceptivos (-6 pp).

Finalmente, en base a estos hallazgos se realizaron simulaciones para características específicas de las jóvenes, estimándose las probabilidades predichas en cada caso. En este sentido, la probabilidad de que las jóvenes con madres educadas y que no lo fueron en la adolescencia tengan comportamientos sexuales riesgosos (iniciarse sin métodos) se reduce sustancialmente, pasando de 12.2% para la media global a 7.6%, a la vez que la probabilidad de no iniciarse pasa a ser 25% (versus 16.4%).

Del mismo modo, el hecho que la joven tenga al menos 8 años de educación formal y declare obtener información sobre métodos anticonceptivos en el sistema educativo, aumenta especialmente la probabilidad de que no se inicie (21% versus 16% media global), y reduce la probabilidad de iniciarse sin el uso de métodos (8% versus 12%).

Sin embargo, la religiosidad de las jóvenes va en el sentido de aumentar considerablemente la probabilidad de no inicio, ya que aquellas que declaran frecuentar servicios o actividades religiosas una o más veces a la semana, tienen 39% de probabilidad de no iniciarse versus el 16% de la media.

Tabla 4: EFECTOS MARGINALES, PUNTOS PORCENTUALES.

VARIABLES	Alt. 1 (no iniciarse)	Alt. 2 (iniciarse y no cuidarse)	Alt. 3 (iniciarse y cuidarse)
Edad	-0.517*** (0.116)	0.028 (0.079)	0.489*** (0.128)
Edad2	0.011*** (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.011*** (0.003)
Educación	-0.042 (0.045)	-0.072** (0.034)	0.113** (0.050)
Religiosidad	0.067*** (0.017)	-0.000 (0.013)	-0.068*** (0.020)
Católica	-0.004 (0.033)	-0.021 (0.026)	-0.017 (0.037)
Montevideo	0.002 (0.033)	-0.022 (0.025)	0.020 (0.037)
Madre_adolescente	-0.148*** (0.036)	0.011 (0.025)	0.137*** (0.039)
Info_salud	-0.085* (0.046)	-0.003 (0.030)	0.089* (0.050)
Info_educación	0.120*** (0.041)	-0.062** (0.031)	-0.058 (0.048)
Vínculos	-0.024 (0.046)	-0.027 (0.038)	0.051 (0.053)
Trabaja	-0.033 (0.035)	-0.056** (0.026)	0.089** (0.040)
Privación	0.019 (0.046)	-0.071* (0.038)	0.051 (0.053)
Padres_no juntos	-0.106*** (0.039)	-0.003 (0.028)	0.109** (0.044)
Padres_missing	-0.026 (0.041)	-0.045 (0.040)	0.072 (0.055)
Educación_madre	0.016 (0.036)	-0.060** (0.030)	0.044 (0.041)

Nota: Errores estándares entre paréntesis.

* Significativa al 10%. **Significativa al 5%. ***Significativa al 1%.

5 Conclusión

En este trabajo, usando datos para Uruguay, se estudian los factores que explican la primera relación sexual en la adolescencia de las mujeres menores de 24 años.

Con énfasis en las derivaciones de política, resalta la importancia del nivel

educativo de la joven y de la información que ésta tiene sobre métodos anticonceptivos en la probabilidad de llevar a cabo conductas sexuales riesgosas. En este sentido, el hecho de que la joven tenga al menos ocho años de educación formal aumenta la probabilidad de que se inicie con el uso de métodos, mientras que si declara haber obtenido información sobre métodos en el sistema educativo reduce sustancialmente la probabilidad de iniciarse sin utilizar ningún método. Este resultado impulsa a consolidar un Programa Nacional de Educación Sexual en todos los niveles que ponga fin a años de implementación de programas adhoc. Por otra parte, la información obtenida en el sistema salud, a pesar de poder estar sesgada por problemas de endogeneidad, muestra que al menos es efectiva, ya que las mujeres que la obtienen aumentan la probabilidad de iniciarse utilizando algún método.

Finalmente, se observa transmisión intergeneracional de conductas, dado que para aquellas jóvenes hijas de madres que lo fueron por primera vez en la adolescencia se reduce la probabilidad de no iniciarse, a la vez que el pertenecer a un hogar con alto nivel educativo reduce la probabilidad de que se inicie sin métodos.

References

- [1] Cameron AC, Trivedi PK. *Microeconomic Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York 2005.
- [2] Creatsas GC. Adolescent pregnancy in Europe. *Int J Fertil Menopausal Stud* 1995; **80**-4.
- [3] Ferre Z, González C, Rossi M, Triunfo P. Los Jóvenes en Uruguay: Salud y Redes Sociales Uruguay. Departamento de Economía, FCS-Udelar 2005; DT **5**.
- [4] Gage AJ. An assessment of the quality of data on age at first union, first birth, and first sexual intercourse for phase II of the Demographic and Health Surveys program. Calverton, Maryland, Macro International 1995; Occasional Papers **4**.
- [5] Gage AJ. Sexual activity and contraceptive use: The components of the decision-making process. *Studies Fam Planning* 1998; **29**(2): 154-166.
- [6] Grossman M, Kaestner R, Markowitz S. Get high and get stupid: the effect of alcohol and marijuana use on teen sexual behavior. *Rev Econ Household* 2004; **2**(4): 413-441, 09.
- [7] Grossman M, Markowitz S. I did what last night? Adolescent risky sexual behaviors and substance use. *NBER* 2002; **9244**.
- [8] Guchin M, Meré JJ. Jóvenes, sexualidad y VIH/Sida en el Uruguay. Conocer para prevenir. Programa Sexualidad y Género, Instituto IDES, UN-ESCO 2004.

- [9] Gupta N. Sexual initiation and contraceptive use among adolescent women in Northeast Brazil. *Studies Fam Planning* 2000; **31**(3): 228-238.
- [10] Guttmacher Institute. Teenage pregnancy statistics national and state trends and trends by race and ethnicity. New York 2006; 23 p.
- [11] Hobcraft J, Kiernan K. Childhood poverty, early motherhood and adult social exclusion. *British J Soc* 2001; **52**(3): 495-517.
- [12] Kaplan G, Goodman A, Walker I. Understanding the effects of early motherhood in Britain: the effects on mothers. *IZA Discussion Papers Series* 2004; 1131.
- [13] Katzman R. Activos y estructuras de oportunidades: estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad social en Uruguay. *CEPAL-Oficina Montevideo-PNUD* 1999.
- [14] Long S, Freese J. *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Stata Press Publication, Texas 2001.
- [15] Lundberg S, Plotnick R. Adolescent premarital childbearing: Do economic incentives matter?. *J Labor Econ* 1995; **13**(2): 800-811.
- [16] Manning W, Longmore M, Giordano P. The relationship context of contraceptive use at first intercourse. *Fam Planning Perspect* 2000; **32**(3): 104-110.
- [17] Ministerio de Salud Pública (MSP)–Programa Nacional de SIDA (PNS). Informe Epidemiológico VIH/SIDA. 2004.
- [18] Paredes M, Varela C. Aproximación sociodemográfica al comportamiento reproductivo y familiar en Uruguay. *Unidad Multidisciplinaria-Programa Población* 2005; **67**.
- [19] Plotnick R. The effects of attitudes on teenage premarital pregnancy and its resolution. *Am Socio Rev* 1992; **57**(6): 800-811.
- [20] Rashad I, Kaestner R. Teenage sex, drugs and alcohol use: problems identifying the cause of risky behaviors. *J Health Econ* 2004; **23**:493–503.
- [21] Rees D, Argys L, Averett S. New evidence on the relationship between substance use and adolescent sexual behavior. *J Health Econ* 2001; **20**(5): 835-845.
- [22] Santelli J, Durbestein L, Finer L, Singh S. Explaining recent declines in adolescent pregnancy in the United States: the contribution of abstinence and improved contraceptive use. *Am J Public Health* 2007; **97**(1): 1-7.
- [23] Sen B. Does alcohol-use increase the risk of sexual intercourse among adolescents? Evidence from NLSY97. *J Health Econ* 2002; **21**(6): 1085-1093.

- [24] Singh S, Darroch JE. Adolescent pregnancy and childbearing: levels and trends in developed countries. *Fam Plan Perspect* 2000; **32 (1)**: 14-23.
- [25] UNAIDS. 2006 Report on the global AIDS epidemic. Executive summary.
- [26] Varela C. Implicaciones de las políticas de población y salud en el embarazo adolescente en el Uruguay. *Unidad Multidisciplinaria - Programa de Población*, FCS, Uruguay 1998.
- [27] Varela C. La fecundidad adolescente: una expresión de cambio del comportamiento reproductivo en el Uruguay. *Rev Salud Problema* 1999.
- [28] Varela C. Programas y políticas nacionales que afectan la fecundidad: el caso de Uruguay: el reemplazo de la población en el Uruguay, un fenómeno ausente en la agenda estatal. *La Fecundidad en América Latina y el Caribe: Transición o revolución?*. Santiago de Chile, CEPAL 2004.
- [29] Varela C. Propuestas para la formulación de políticas. Importante pero urgente. En **Políticas de población en Uruguay**. Calvo JJ, Mieres, P, Eds. Montevideo, Rumbos, UNFPA 2007.
- [30] Zavodny M. Does it take two? The effect of partners' characteristics on teenage pregnancy. *Federal Reserve Bank of Atlanta* 2000; WP **99-9**.