



Revista Latinoamericana de Población

ISSN: 2175-8581

alap.revista@alapop.org

Asociación Latinoamericana de Población
Organismo Internacional

Nathan, Mathías

Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?,
¿polarización?

Revista Latinoamericana de Población, vol. 7, núm. 12, enero-junio, 2013, pp. 33-58

Asociación Latinoamericana de Población
Buenos Aires, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323830084002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?, ¿polarización?

Differences in the age at first birth among women of Montevideo and metropolitan area: ¿postponement?, ¿polarization?

Mathías Nathan

Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, UdelAR

Resumen

El objetivo de este documento consiste en estudiar las diferencias por cohorte de nacimiento y estrato social de origen en la edad al primer hijo entre las mujeres de 30 a 62 años de Montevideo y área metropolitana. Para ello se analizan los datos de la ESF 2007-08 (n=1,097) mediante la utilización de tablas de supervivencia y el ajuste de un modelo logístico de tiempo discreto. Los resultados obtenidos indican que no hay diferencias significativas en la edad de inicio de la fecundidad entre las cohortes de mujeres consideradas en este trabajo y que la tendencia a postergar la entrada a la maternidad se observa entre las mujeres provenientes de hogares con clima educativo alto. En este sentido, se verifica un aumento de las brechas entre estratos sociales en las cohortes de mujeres más jóvenes, confirmando la creciente polarización en el *timing* de entrada a la maternidad señalada en otras investigaciones recientes.

Palabras clave: edad al primer hijo, postergación, polarización, Uruguay.

Abstract

The aim of this paper is to study birth cohort and social strata differences in age at first birth among women of 30-62 years of Montevideo and metropolitan area. Data from ESF 2007-08 (n = 1097) is analyzed using survival tables and adjusting a discrete time logistic model. The results prove no significant differences in age at first birth among birth cohorts of women and that the shift towards postponement is observed among women from households with high educational attainment. In this regard, it shows an increase in the gap between women of different social strata in young cohorts, confirming the rising polarization in the timing of entry into motherhood outlined in other recent studies.

Key words: age at first birth, postponement, polarization, Uruguay.

Fundamentación y antecedentes

El inicio de la transición de la fecundidad en Uruguay data de finales del siglo XIX: la Tasa Global de Fecundidad (TGF) descendió de aproximadamente seis hijos en 1908 hasta valores cercanos a los tres hijos por mujer en el año 1950, similares a los entonces observados en los países de Europa Occidental. Durante la segunda mitad del siglo XX, los niveles de fecundidad se mantuvieron prácticamente constantes, pero, a partir de 1998, el número de hijos de las mujeres uruguayas reinicia un descenso paulatino: para el año 2004, la TGF se ubica por debajo del nivel de reemplazo poblacional (Pellegrino *et al.*, 2008; Varela, Pollero y Fostik, 2008).

Varios estudios nacionales señalan que los cambios observados en el papel de la mujer durante las últimas décadas han incidido en las aspiraciones sociales y en las preferencias reproductivas de las uruguayas (Cabella, 2009; Paredes, 2003; Peri y Pardo, 2008; Varela, Pollero y Fostik, 2008). En este sentido, se destacan: el aumento de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo y la prolongación de su permanencia dentro del sistema educativo (Espino y Leites, 2008; Salvador y Pradere, 2009); los avances en materia de difusión y generalización del uso de métodos anticonceptivos eficientes (Proyecto Género y Generaciones, 2004); y las transformaciones ocurridas en la formación de parejas y la composición de los arreglos familiares (Cabella, 2007 y 2009; Paredes, 2003). En función de ello, diversos autores consideran que la población uruguaya presenta algunos rasgos característicos de la denominada Segunda Transición Demográfica (STD) (Cabella, 2009; Paredes, 2003; Varela, Pollero y Fostik, 2008).

34

Año 7

Número 12

Enero/

junio 2013

La STD abarca un conjunto de cambios en materia reproductiva y familiar que las sociedades europeas occidentales experimentaron a partir de la década de 1960; entre esos cambios sobresalen: la caída de la fecundidad a un promedio inferior a los dos hijos por mujer; el descenso de los matrimonios y el aumento de los divorcios; la extensión de las uniones consensuales; y el aumento de los nacimientos fuera del matrimonio (Lesthaeghe, 1995; Van de Kaa, 1987). La teoría de la STD sugiere que estas transformaciones obedecen a factores de tipo cultural, que, a su vez, están estrechamente vinculados con elementos económicos y sociales, donde los valores e ideales de autonomía individual, realización personal y equidad de género cobran creciente importancia (Surkyn y Lesthaeghe, 2004).

La STD también se vincula con una creciente postergación de la edad de entrada a la maternidad. En este sentido, entre 1980 y 2004 los países europeos registraron un incremento de más de tres años en la edad media femenina al primer hijo (Beets, 2010; Billari, Liefbroer y Philipov, 2006); y un aumento similar se constató en los Estados Unidos durante el período 1970-2006 (Mathews y Hamilton, 2009). En la línea de los teóricos de la STD, Kohler, Billari y Ortega, 2002) sugieren que el retraso del calendario reproductivo observado en los países europeos es un cambio estructural que implica una transición hacia un régimen demográfico de fecundidad tardía. Varios factores han sido identificados como las principales fuerzas que conducen este cambio. Entre ellos, la expansión de

la educación superior, especialmente entre las mujeres, es señalado como el de mayor peso (Ní Bhrolcháin y Beaujouan, 2012; Sobotka, 2010).

Otro aspecto que caracteriza el cambio hacia un aumento de la “maternidad tardía” es la profundización de las brechas en el *timing* de la transición a la maternidad entre las mujeres en función de su nivel de instrucción, su estatus ocupacional y su condición migratoria (Sobotka, 2004).

Sin embargo, mientras que en los países europeos la edad de las mujeres al primer hijo comenzó a incrementarse hace varias décadas, en América Latina no parecía haber indicios de este fenómeno al menos hasta principios del siglo XXI. En su análisis sobre 15 áreas metropolitanas de América Latina, Rosero-Bixby (2004) constató un rápido descenso de la fecundidad en todas ellas pero no encontró evidencia sobre una tendencia generalizada hacia un aumento de la edad de las mujeres al primer hijo. No obstante, México parece ser un caso excepcional en el contexto regional. En este sentido, Welte (2005) observó que las mujeres mexicanas de las cohortes más jóvenes retrasan la edad al nacimiento del primer hijo y que ello tiene un efecto importante sobre la reducción de la fecundidad acumulada.¹ Binstock (2008) arribó a conclusiones similares a las de Rosero-Bixby (2004) en su estudio sobre la edad a la que las mujeres ingresan a la primera unión e inician la maternidad en la Ciudad de Buenos Aires. En Brasil, donde la tasa global de fecundidad descendió rápidamente en los últimos años hasta ubicarse por debajo del nivel de reemplazo, no se observó un patrón de postergación de la edad de entrada a la maternidad sino un aumento del peso del grupo de edades más jóvenes en la estructura de la fecundidad (Cavenaghi y Diniz Alvez, 2011). Asociado a ello se encuentra el hecho de que varios países experimentaron, desde la década de 1990, un crecimiento de la maternidad adolescente y, como consecuencia, un rejuvenecimiento de la estructura por edades de la fecundidad (CEPAL, 2011).

Nueva evidencia en este campo temático fue presentada en una investigación posterior de Rosero-Bixby junto con Castro-Martín y Martín-García, donde se señala que América Latina presenta algunos signos de estar encaminándose lentamente hacia un patrón de fecundidad tardía, en tanto se puede observar un aumento de nuliparidad entre los 25 y 29 años (Rosero-Bixby, Castro-Martín y Martín-García, 2009). Esteve *et al.* (2013), en un trabajo reciente realizado a partir de información de varias rondas censales en los países de la región, destacan que en la actualidad hay un conjunto de países –entre los que se encuentra Uruguay– en los que se verifica el ingreso a la fase de postergación de la STD. Asimismo, mencionan que el aplazamiento de la reproducción comenzó con las mujeres de educación universitaria –al igual que en todos los países del mundo– pero que el cambio más significativo en los últimos años es la extensión de este comportamiento hacia sectores con menor nivel educativo alcanzado (educación secundaria completa).

1 Consistentemente, las tres ciudades mexicanas incluidas en el estudio de Rosero-Bixby (2004) fueron las únicas, junto con Lima, en las que se verificó una tendencia hacia la postergación del inicio de la fecundidad.

Si bien Uruguay presenta algunos indicadores que evidencian transformaciones asociadas a la STD –y que lo posicionan, nuevamente, como un caso atípico en América Latina–, exhibe importantes diferencias en su población en materia de procesos demográficos. En este contexto, los comportamientos esperados en el marco de la STD distan de generalizarse entre las mujeres uruguayas (Paredes, 2003; Cabella, 2009), y las tendencias recientes en materia de intensidad reproductiva no implican necesariamente que se haya registrado una disminución de las brechas existentes entre los distintos estratos sociales. Estudios realizados durante los últimos años han podido constatar una asociación significativa entre el número de hijos por mujer y sus características socioeconómicas (Amarante y Perazzo, 2008; Paredes y Varela, 2005; Peri y Pardo, 2008; Varela, 2007; Varela, Pollero y Fostik, 2008).

Por otro lado, la evolución de la fecundidad adolescente en Uruguay no escapa a la tendencia observada en la América Latina: entre 1963 y 1996, la tasa de fecundidad de las mujeres de 15 a 19 años se elevó un 33%, alcanzando su pico más alto en 1997 (74.2 por mil); a partir del año 1998, la fecundidad en este grupo empieza a mostrar una tendencia descendente y en 2004 se ubica en una tasa de 59.5 por mil –si bien dicho valor se encuentra por encima del registrado en 1963 (53.1 por mil)–. Vale destacar que durante el período 1996-2004, el aporte de las adolescentes a la fecundidad total no se redujo debido a que el descenso de la tasa se compensó con la caída aún mayor de la tasa de fecundidad de las mujeres de entre 20 y 29 años (Varela, 2007).

36

Año 7

Número 12

Enero/

junio 2013

Ante estas particularidades del comportamiento reproductivo en Uruguay y las transformaciones observadas en materia social y familiar durante los últimos años, surge la pregunta sobre si hay una tendencia a retrasar el inicio de la maternidad entre las nuevas generaciones de mujeres de este país. A su vez, dados los cambios observados en el calendario de la fecundidad, es altamente probable que las nuevas cohortes en edad reproductiva presenten como rasgo característico una creciente heterogeneidad en la edad a la que enfrentan el nacimiento del primer hijo. En este sentido, entre los antecedentes nacionales se pueden identificar algunos estudios recientes en donde se abordan las diferencias existentes en la edad de entrada a la maternidad entre las mujeres uruguayas.

En primer lugar, Videgain (2006) estudió los cambios en la transición a la adultez en mujeres residentes en Montevideo y área metropolitana con los datos de la Encuesta de Situaciones Familiares y Desempeños Sociales 2001. A través del método de tablas de vida y del ajuste de modelos de regresión logística de tiempo discreto, estimó las probabilidades de experimentar la transición a la primera unión, al primer hijo y al primer trabajo para las cohortes de mujeres nacidas entre 1947 y 1976, incorporando como variable independiente en el análisis el estrato social de origen de las mujeres. Como resultado, identifica una creciente divergencia en las trayectorias de las mujeres más jóvenes en función del estrato social de pertenencia, pautando de esta manera lo que la autora denomina como “proceso de segmentación social” en materia de transiciones a la vida adulta.

En segundo lugar, cabe mencionar el trabajo de Varela, Pollero y Fostik (2008), quienes utilizaron los datos de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA) 2006 para

medir el efecto de un conjunto de variables en la probabilidad de ocurrencia del nacimiento del primer hijo entre las mujeres de 15 a 49 años, a partir del método de tablas de vida y de la estimación de un modelo de Cox. Con el primero, encontraron que cuanto más joven es la cohorte, mayor es la proporción de mujeres que está retrasando la edad de inicio de la maternidad aunque, paralelamente, las mujeres de la cohorte más joven (nacidas entre 1977 y 1981) presentan el porcentaje más elevado de madres antes de los 20 años. Esta aparente contradicción se explicaría por el hecho de que las mujeres de dicha cohorte protagonizaron el aumento de las tasas de fecundidad adolescente registradas hasta mediados de la década de 1990 –comentado anteriormente–. Los resultados del ajuste del modelo de Cox revelaron que a mayor edad de las mujeres, mayor es la probabilidad de que hayan tenido su primer hijo a edades más tempranas. Como conclusión, estos autores afirman la coexistencia de dos modelos reproductivos en Uruguay: el primero estaría integrado por sectores sociales que presentan comportamientos característicos de la STD, con bajos niveles de fecundidad y postergación de tenencia de hijos hacia edades avanzadas, mientras que el segundo estaría compuesto por mujeres de menor nivel educativo y peores condiciones socioeconómicas, que aún no han culminado la primera transición demográfica.

En tercer lugar, en el marco del estudio de las diferentes dimensiones que pautan el calendario de transición a la vida adulta, se destaca la investigación de Cardozo y Iervolino (2009). Estos autores analizaron la edad de entrada a la maternidad en seis cohortes de mujeres uruguayas. Al igual que en el trabajo de Varela, Pollero y Fostik (2008), los autores aplicaron técnicas de análisis de supervivencia a partir de la información recogida con la ENHA 2006. Los resultados de su estudio arrojan que el descenso observado en la intensidad de la fecundidad en Uruguay durante los últimos años estuvo acompañado por una leve postergación del inicio en la maternidad entre las mujeres más jóvenes. Asimismo, constataron que dicho retraso responde casi exclusivamente a los itinerarios de las uruguayas con educación terciaria y que el mismo implica un aumento de la brecha en los calendarios reproductivos de las mujeres de distintos estratos sociales.

Un cuarto antecedente en la materia es el trabajo de Cabella (2009). A partir de una comparación entre las estadísticas de nacimientos de 1993 y 2004, la autora afirma que, si se considera a las mujeres en su conjunto, no se observa una tendencia a retrasar la edad al primer hijo en Uruguay. Esto se explica porque los estímulos para rezagar la maternidad han influido profundamente en la decisión del momento de inicio de la etapa reproductiva entre las mujeres más educadas, mientras que no se advierten cambios en la edad a la maternidad entre las que no terminaron la enseñanza secundaria.

Por último, Fernández Soto, Fostik y Varela (2012) comparan las características de la transición a la maternidad de las mujeres jóvenes en 1990 y 2008 a partir de las Encuestas Nacionales de Adolescencia y Juventud realizadas en esos dos años. Con el método *Kaplan Meier* y el ajuste de un modelo de Cox intentan determinar qué factores aumentan o disminuyen la probabilidad de experimentar el nacimiento del primer hijo. Entre sus hallazgos se puede destacar; en primer lugar, que las jóvenes en 2008 transitan de manera más tardía este evento en relación con sus pares de 1990 y que este retraso se

da fundamentalmente a partir de los 24 años, ya que en la etapa adolescente no se observan cambios entre las dos cohortes; en segundo lugar, que se advierte una profundización de las brechas existentes en la intensidad y el calendario de la transición a la maternidad entre las dos cohortes estudiadas en función del nivel educativo alcanzado, la escolarización de la madre y la región de residencia, aspecto que es subrayado como indicativo de una creciente polarización en la edad a la que se experimenta la llegada del primer hijo.

El inicio de la maternidad es un evento íntimamente ligado a la formación de uniones (consensuales o legales), por lo que los cambios observados en el calendario de entrada a la vida conyugal tienen un impacto sustantivo a la hora de analizar las transformaciones en la edad al primer hijo. De hecho, en la literatura demográfica se considera a la edad de entrada a la unión –o la intensidad de las uniones a una determinada edad– como uno de los determinantes directos de la fecundidad de una población (Bongaarts, 1978; Davis y Blake, 1956). Los antecedentes nacionales muestran un aumento de la edad a la primera unión aunque, como se mencionó anteriormente, se presenta de manera diferenciada entre sectores sociales (Cabella, 2007). Complementariamente, al comparar los comportamientos en materia de nupcialidad entre tres cohortes de mujeres de Montevideo y área metropolitana, Fernández Soto (2010) observa un proceso de convergencia en la modalidad de unión y un proceso de divergencia en el calendario de la nupcialidad entre estratos sociales. De esta manera, concluye que la mayor heterogeneidad observada en el *timing* de entrada a la vida en pareja entre las nuevas generaciones de mujeres es un reflejo del proceso de polarización social que se está desarrollando en el terreno de la formación de las uniones. Binstock y Cabella (2011), comparando los patrones de formación de uniones en la Argentina, Chile y Uruguay, llegan a conclusiones que están en línea con el trabajo de Fernández Soto (2010).

Objetivo, datos y métodos

El objetivo del presente trabajo es analizar los cambios en la edad a la que ocurre la transición al primer hijo entre cohortes y estratos sociales de mujeres adultas de Montevideo y área metropolitana a partir de la utilización de datos relativamente recientes. Las dos hipótesis que se ponen a prueba son: a) mientras más joven es la cohorte, mayor es la edad al primer hijo (hipótesis sobre retraso); y b) mientras más joven es la cohorte, mayor es la brecha en la edad al primer hijo entre las mujeres (hipótesis sobre polarización).

Los datos aquí utilizados provienen de la Encuesta de Situaciones Familiares y Desempeños Sociales 2007-2008 (ESF 2007-08).² Aplicando un extenso cuestionario que incluía preguntas sobre las características de las mujeres, sus hijos y los restantes miembros del hogar, la ESF recogió información sobre las trayectorias conyugales,

2 Realizada entre noviembre de 2007 y setiembre de 2008, la ESF 2007-08 estuvo dirigida por el Equipo Interdisciplinario de Estudios sobre la Familia de la Universidad de la República, integrado por investigadoras del Programa de Población, el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales y el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. La investigación contó con el apoyo financiero de UNICEF y del Fondo Clemente Estable.

reproductivas y laborales de mujeres adultas de Montevideo y su área metropolitana.³ La encuesta abarca un total de 1,229 casos de mujeres entre 25 y 62 años, y la muestra se compone de un 46% perteneciente a mujeres encuestadas en la primera ola de la ESF (2001) y un 54% de mujeres encuestadas por primera vez.

Con los datos de la ESF 2007-08, se construyó una variable dependiente de tiempo al evento que incluye casos de censuramiento por derecha (*right-censoring*).⁴ Vale aclarar que la información procesada para conocer la edad de la mujer al primer hijo no es estrictamente de índole retrospectiva, ya que la misma se obtuvo con los datos de la edad de los hijos tenidos por las mujeres⁵ y no a partir de una indagatoria directa sobre la edad de la mujer o fecha de ocurrencia del evento estudiado. En este sentido, el cálculo de la edad al primer hijo se obtiene como resultado de la diferencia entre la edad de la mujer y la edad del hijo mayor al momento de la encuesta. De la muestra original se eliminaron 27 casos de mujeres que en el módulo de trayectoria reproductiva declararon tener hijos nacidos vivos pero para las cuales no hay información disponible sobre sus hijos. Asimismo, para reducir la proporción de casos censurados de la muestra, se prescindió del subconjunto de mujeres entre 25 y 29 años, con lo cual el tamaño de la muestra quedó, finalmente, en 1,097 casos.

Para el estudio de la edad al primer hijo entre las mujeres, se recurre al análisis de historia de eventos. El análisis de historia de eventos consiste en un conjunto de técnicas que estudian la forma en que determinadas variables afectan la probabilidad de ocurrencia de un evento, dada cierta duración o tiempo de exposición al riesgo de experimentarlo. Las variables independientes a introducir en el análisis son la cohorte de nacimiento y el nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada. Tanto la cohorte de nacimiento como la educación de la madre son atributos individuales que se mantienen constantes en el tiempo y, por lo tanto, sus valores no se modifican durante la exposición al riesgo de experimentar el evento estudiado (al respecto, véase Bloosfeld y Rohwer, 2002: 95).

Con la cohorte de nacimiento, se agrupa a las mujeres de entre 30 y 62 años en tres categorías: 1946-1956, 1957-1967 y 1968-1978. Esta clasificación sigue un criterio operativo de distribución en tres intervalos de tiempo similares, por lo que no responde necesariamente a un criterio histórico de participación en acontecimientos significativos que configuran una determinada identidad generacional. No obstante, detrás de toda

3 El área metropolitana o Gran Montevideo comprende, además de la totalidad del departamento de Montevideo, a las localidades urbanas de Canelones y San José en un radio de unos 30 km a partir del Km 0, según la definición usada por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay.

4 En el análisis de historia de eventos, el censuramiento a la derecha ocurre cuando se conoce la fecha de inicio del episodio pero cuando acaba el período de observación el evento de interés todavía no ha sucedido. En este estudio, los casos truncados corresponden al conjunto de mujeres de la ESF 2007-08 que al momento de la encuesta no había tenido hijos aunque, por encontrarse en edades reproductivas, permanecerá expuesta al riesgo de tenerlos por un período mayor al contemplado en esta medición.

5 La información recogida por la ESF 2007-08 corresponde a todos los hijos e hijas de las mujeres entrevistadas (vivos o muertos) y no necesariamente a los que coresidían con ella en el hogar.

clasificación en cohortes de nacimientos subyace la idea de cierta “homogeneidad” de los comportamientos entre sus miembros, producto de crecer y envejecer en un determinado tiempo histórico. De acuerdo con la clasificación realizada por Paredes (2004), la cohorte 1946-56 se encuentra integrada por individuos que heredaron un país perjudicado por la crisis económica y socialmente erosionado por la dictadura militar de 1973-1984. Se trata de una cohorte más escolarizada que las anteriores, que finaliza niveles terciarios de educación, con una proporción importante de mujeres que estudia, trabaja y tiene hijos. Las pautas de configuración familiar empezarán a cambiar (por ejemplo, con el aumento de las tasas de divorcio) pero se manifestarán con más énfasis en la generación siguiente. La cohorte siguiente, para Paredes, comprende los nacidos entre 1960 y 1985, por lo que estaría integrada por las otras dos cohortes consideradas en este estudio (1957-67 y 1968-78). En cuanto al trabajo, se destaca que la generación 1960-85 ha sufrido sucesivas crisis económicas y dificultades para su inserción laboral. En materia familiar, se advierten algunos de los comportamientos característicos de la STD: se casan menos, incorporan prácticas de cohabitación o de unión libre en mayor medida y muchos tienen hijos fuera del matrimonio legal. Por último, resalta que las mujeres de niveles más carenciados de dicha cohorte continúan teniendo hijos en situaciones familiares inestables, siendo estos los niños y adolescentes que integran la población más afectada por los niveles de pobreza en el país.

El nivel educativo de la madre de la entrevistada se considera una variable *proxy* de estrato socioeconómico en tanto refleja el clima educativo del hogar de origen de las mujeres encuestadas. Numerosos estudios nacionales e internacionales han evidenciado una correlación positiva entre los años promedio de educación de los adultos del hogar y los niveles de bienestar económico alcanzados por sus integrantes. No obstante, como bien señala Fernández Soto (2010), para un análisis más preciso del efecto de la estratificación social sobre el comportamiento de las mujeres, sería necesario disponer de otras variables de corte socioeconómico, información con la que no se cuenta en la ESF 2007-08.⁶ Para este trabajo, el nivel educativo de la madre se clasificó en tres categorías: Bajo (sin instrucción o con enseñanza primaria incompleta), Medio (primaria completa o enseñanza secundaria/UTU⁷ incompleta) y Alto (secundaria/UTU completa o terciaria completa/incompleta). El problema que subyace a la utilización de una clasificación de mujeres en estratos absolutos es la posible introducción de sesgos en la composición interna de las cohortes, dado que se observa un aumento en la proporción de madres con educación superior dentro de las cohortes más jóvenes de mujeres (véase la Tabla 4 del Anexo). Vale recordar que Uruguay experimentó un incremento ostensible de la matrícula de primaria y secundaria desde mediados del siglo xx y que, a partir de la década de 1980, se intensificó el ingreso de estudiantes a la universidad, proceso asociado en gran medida a la universalización de la enseñanza secundaria que se había producido en las

6 Para el estudio de las trayectorias conyugales de Montevideo y área metropolitana, Fernández Soto (2010) recoge la propuesta implementada por Videgain (2006), en la cual el estrato socioeconómico de origen se construye a través de un factor que sintetiza el nivel educativo de los padres de la entrevistada.

7 La Universidad del Trabajo de Uruguay (UTU) es la responsable de administrar, coordinar y llevar adelante la oferta de capacitación técnica-profesional pública.

décadas anteriores (ANEP, 2005). En función de ello y como han evidenciado otros trabajos (Espino y Leites, 2009; Salvador y Pradere, 2009), el nivel educativo de la población uruguaya se ha elevado generación tras generación, destacándose un incremento mayor de los años de educación de las mujeres con respecto a los hombres.

Los datos de la ESF 2007-08 no permiten construir una variable de nivel educativo con estratos relativos que considere la distribución de los años promedio de escolarización de las madres de las entrevistadas para cada cohorte, dado que en la encuesta no se recogió información sobre años aprobados en cada uno de los niveles alcanzados. A pesar de las limitaciones, se construye una variable estandarizada que contempla la distribución de las mujeres por nivel educativo de la madre en cada cohorte, con la finalidad de apoyar el análisis descriptivo. Se trata de una variable binaria de nivel alto que considera las siguientes categorías: educación secundaria/UTU incompleta (o completa) y más, para la cohorte 1946-56; secundaria/UTU completa y más, para la cohorte 1957-67; y terciaria, para la cohorte 1968-78. De acuerdo con esta definición, en las dos cohortes más jóvenes las mujeres de nivel alto corresponden al 16% superior de la distribución; en el caso de la cohorte 1946-56 se utilizan dos opciones, de las cuales la primera (secundaria incompleta y más) agrupa al 19% y la segunda (secundaria completa y más) al 13% de las mujeres.

El análisis descriptivo de los datos se realiza a través del método de tablas de vida, a partir del cual se obtienen las probabilidades condicionales (q_t) de que las mujeres inicien su fecundidad en cada uno de los intervalos de edad (i) comprendidos entre los 15 y 49 años. A partir de las q_t se calcula la función de sobrevivientes (S_t), que en el presente trabajo corresponde a la proporción acumulada de mujeres que permanece sin tener hijos habiendo alcanzado una determinada edad. Como complemento de esta última, se analiza la serie correspondiente a la proporción acumulada de mujeres que experimentó el nacimiento de su primer hijo en cada tramo de edad ($1-S_t$). Los casos truncados se introducen en cada una de estas series mediante el procedimiento de ajuste actuarial (véanse Bloosfeld, Golsch y Rohwer, 2007; Solís, 2009).

Luego del análisis descriptivo, se ajusta un modelo logístico de tiempo discreto. Frente a la disyuntiva modelo continuo *versus* modelo discreto, se optó por este último porque los datos de la variable dependiente de tiempo al evento están referidos a años.⁸ El modelo logístico de tiempo discreto permite analizar los efectos de un conjunto de variables explicativas sobre la probabilidad condicional de que un sujeto experimente el evento estudiado en un momento del tiempo, siendo que dicho sujeto se encontraba expuesto al riesgo de experimentarlo en ese momento (Allison, 1984; Bloosfeld, Golsch y Rohwer, 2007). Para este fin, se transformó la base de datos de registros de personas en una base con registros de años-persona.⁹ Además de la cohorte de nacimiento y la educación de la madre de la entrevistada, el modelo de tiempo discreto especificado también incluye una

8 Para una breve revisión de las diferencias entre tiempo continuo y tiempo discreto en el análisis biográfico o de historia de eventos, véanse Courgeau y Lelievre, 2001: 45-48 y Allison, 1984: 14 y 22.

9 El procedimiento aplicado es el mismo que se explicita en Solís, 2009.

tercera variable independiente (t_r) que agrupa en tramos quinquenales las edades de las mujeres durante el período de exposición. Para el presente trabajo, se restringió el análisis a de la edad al primer hijo (t) hasta los valores inferiores a 40 años, de modo de poder realizar una comparación entre las tres cohortes contempladas en este estudio. Por lo tanto, t_r queda definida con cinco categorías: 15-19, 20-24, 25-29, 30-34 y 35-39 años.

La estrategia para la selección del modelo final es la de “paso a paso” (*stepwise*), donde los bloques de variables son incluidos en el modelo de manera secuencial considerando en cada etapa su aporte al nuevo modelo en comparación con el modelo anterior (Hosmer y Lemeshow, 2000).¹⁰ A partir de esta estrategia, se especifica, en primer lugar, un modelo de efectos principales para analizar el efecto directo de las tres variables independientes sobre el logito de la probabilidad de experimentar la entrada a la maternidad a una edad determinada y, en segundo lugar, un modelo con efectos de interacción en tres sentidos: tramos de edad*cohorte, tramos de edad*educación de la madre y cohorte*educación de la madre. Existen dos razones desde el plano teórico por las cuales se propone un reajuste del modelo de efectos principales hacia otro con interacciones. El primer argumento responde a la necesidad de relajar el “supuesto de proporcionalidad de momios”, que establece que los efectos de una o más variables independientes son los mismos para todas las edades consideradas (véase Solís, 2009). Dado que uno de los objetivos del trabajo consiste en revisar si las nuevas cohortes de mujeres postergan el inicio de la fecundidad hasta edades más avanzadas, el modelo especificado debe permitir discernir entre los efectos de la cohorte de nacimiento que ocurren a edades tempranas y los efectos que ocurren en los tramos de edades más tardías. En segundo lugar, y vinculado con el otro objetivo del documento, se intenta identificar si la existencia (o no) de cambios observados entre las mujeres de distintas cohortes responde, a su vez, a un proceso de polarización del comportamiento reproductivo intracohorte. Por ese motivo, se propone también introducir efectos de interacción entre cohorte y nivel educativo de la madre, asumiendo que los efectos de la cohorte en las probabilidades condicionadas de ocurrencia del evento están moderados por el estrato social de pertenencia.

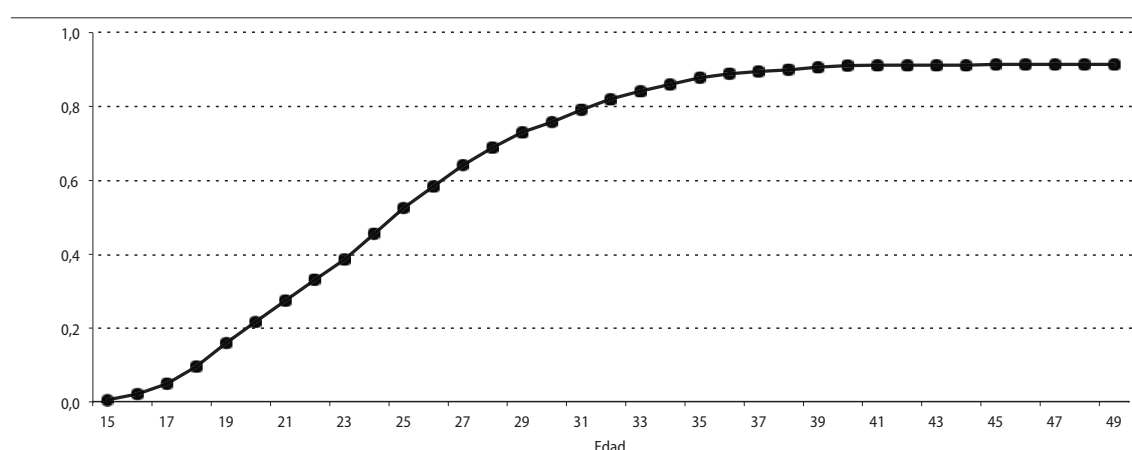
Para evaluar las mejoras en el ajuste de los sucesivos modelos, se utiliza el test de razón de verosimilitud (LR). Bajo la hipótesis nula de que las variables adicionales incluidas en el modelo no mejoran el ajuste del modelo, el estadístico LR sigue una distribución de chi-cuadrado con m grados de libertad, siendo m el número de variables adicionales incluidas. Si el LR es significativo, se rechaza la hipótesis nula, lo que implica que –siendo que el modelo anterior está anidado en el modelo ajustado– se prefiere el modelo ajustado al anterior (o al vacío) (Hosmer y Lemeshow, 2000; Bloosfeld y Rohwer, 2002). La bondad de ajuste global del modelo se evalúa a través del estadístico de pseudo R^2 de McFadden.

10 El trabajo de Boado y Fernández (2006) se tomó como documento de referencia para el desarrollo de la estrategia del paso a paso.

Análisis descriptivo

En el Gráfico 1 se presenta la serie que corresponde a la proporción acumulada de mujeres de Montevideo y área metropolitana que han experimentado el nacimiento de su primer hijo por edad. Como se puede apreciar, la curva presenta una pendiente positiva hasta superados los 45 años, donde se estabiliza por encima del 90%. La información sobre la proporción acumulada a los 49 años nos da la pauta de la intensidad final del evento estudiado, a partir de la cual se puede afirmar que la probabilidad de que las mujeres adultas de Montevideo y área metropolitana sean madres es de nueve en diez. Asimismo, la distribución de la serie a lo largo de las edades consideradas permite estudiar la temporalidad en la que se produce la entrada a la maternidad, aspecto vinculado con el calendario de la fecundidad. Analizándola a partir de los cuartiles de la distribución (véase la Tabla 1 del Anexo), se constata que el 25% acumulado de mujeres (primer cuartil) se ubica en los 21 años, la mediana en los 25 años y el 75% (tercer cuartil) en los 30 años.

Gráfico 1
Proporción acumulada de mujeres entre 30 y 62 años que han experimentado el nacimiento de su primer hijo. Montevideo y área metropolitana. Año 2008



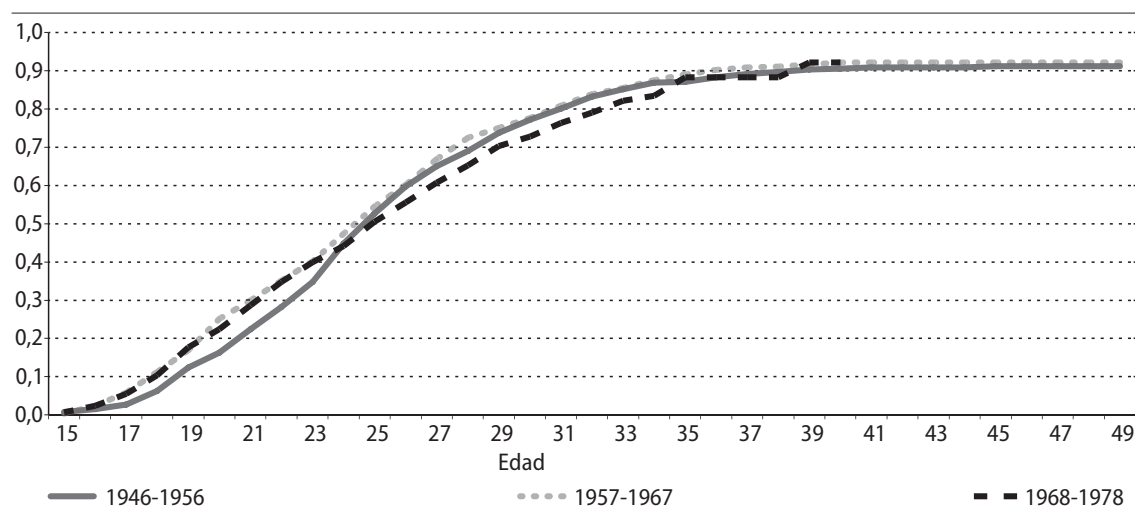
Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

En el Gráfico 2 se compara la proporción acumulada de mujeres que han experimentado el nacimiento del primer hijo según cohorte de nacimiento. Se observa que la forma de las curvas no presenta diferencias sustantivas entre las mujeres, más allá de algunas distancias menores en las edades que van de los 15 a los 35 años. La información por cuartiles indica que las edades en las cuales las cohortes 1946-56, 1957-67 y 1968-78 alcanzan el primer cuartil son los 22, 21 y 21 años, respectivamente (véase la Tabla 1 del Anexo). La mediana se ubica en los 25 años para las tres cohortes, al tiempo que, en la cohorte más joven, el tercer cuartil se presenta en los 31 años (en las otras dos en los 30 años). Por lo tanto, una primera constatación que surge a partir del análisis descriptivo es que las cohortes más jóvenes no muestran un retraso en la entrada a la maternidad. Al contrario, parecen iniciar antes su fecundidad en la medida que presentan una mayor proporción de madres primerizas a edades tempranas en comparación con la cohorte

1946-56. A su vez, la ampliación del rango intercuartil en las cohortes 1956-66 y 1968-78 indica una mayor brecha del calendario de ocurrencia del evento en cada una de ellas, aspecto que posiblemente esté reflejando la presencia de una acentuación de la heterogeneidad interna entre las nuevas generaciones.

Gráfico 2

Proporción acumulada de mujeres entre 30 y 62 años que han experimentado el nacimiento de su primer hijo, según la cohorte de nacimiento. Montevideo y área metropolitana. Año 2008



Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

44

Año 7

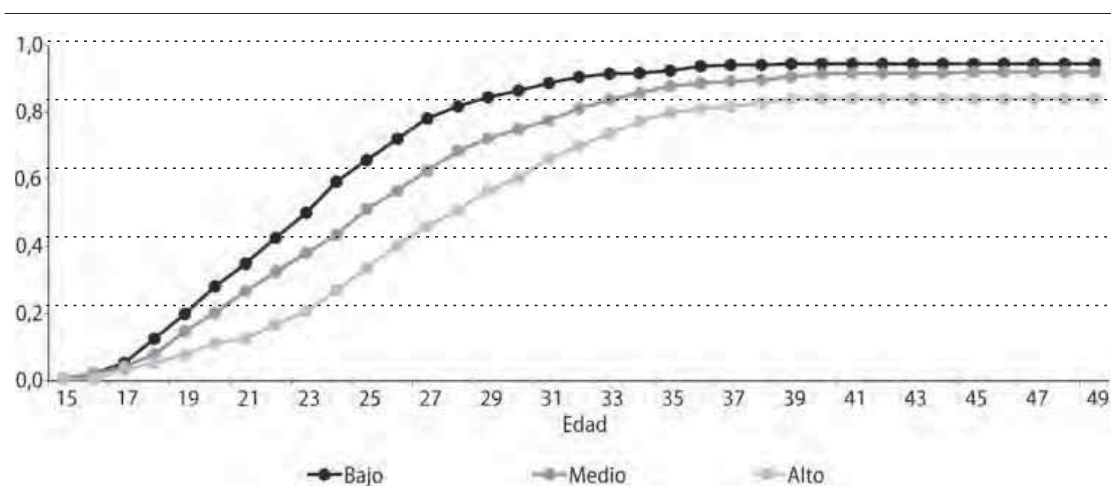
Número 12

Enero/

junio 2013

Gráfico 3

Proporción acumulada de mujeres entre 30 y 62 años que han experimentado el nacimiento de su primer hijo, según el nivel educativo de la madre de la entrevistada. Montevideo y área metropolitana. Año 2008



Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

El nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada es una variable de fuerte segmentación en materia de trayectorias reproductivas. Como se observa en el Gráfico

3, la proporción acumulada de mujeres que han experimentado el nacimiento de su primer hijo a cada edad presenta diferencias significativas en función de dicha variable. En comparación con las mujeres de estrato bajo, las de estratos medio y alto postergan el inicio de la maternidad hasta alcanzar edades más avanzadas: la edad mediana, por ejemplo, son los 24 años para el estrato bajo, 25 años para el medio y 28 para el alto. Las de estrato bajo no solo inician su fecundidad de manera temprana sino que también alcanzan rápidamente una intensidad alta de ocurrencia del evento, como lo indica la información del rango intercuartil en la Tabla 1 del Anexo. Las diferencias en la intensidad final también se manifiestan claramente en la medida que se consideran las proporciones de mujeres que llegaron en una situación de nuliparidad a los 49 años, es decir, al final de la etapa reproductiva sin haber tenido hijos (5%, 8% y 16% para los niveles bajo, medio y alto, respectivamente).

Finalmente, se presenta en la Tabla 3a del Anexo la proporción acumulada de mujeres que iniciaron la maternidad antes de cumplir los 30 años, controlando por cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada.¹¹ La información en la Tabla 3a, en primer lugar, permite corroborar las dos principales afirmaciones realizadas anteriormente: el porcentaje acumulado de mujeres según la edad al primer hijo no presenta diferencias significativas por cohorte de nacimiento pero sí por nivel educativo de la madre. En segundo lugar, habilita el análisis de la heterogeneidad interna de las cohortes o, también, de los cambios generacionales en cada uno de los estratos considerados. Se observa que en la cohorte más vieja (1946-56), el 80.4% de las mujeres de estrato bajo había iniciado su fecundidad antes de alcanzar los 30 años, mientras que en la siguiente cohorte (1957-67) el porcentaje se eleva al 84.9 y en la cohorte 1968-78 al 90.5%. Asimismo, entre las mujeres cuyas madres terminaron la enseñanza primaria o cursaron secundaria/UTU sin culminarla, la proporción acumulada se ubica en el 69.6%, el 72.1% y el 73.9% para las cohortes 1946-56, 1957-67 y 1968-78, respectivamente. En cambio, el porcentaje entre cohortes desciende si se considera exclusivamente a las mujeres cuyas madres lograron terminar –al menos– la enseñanza secundaria: del 67.4% (cohorte 1946-56) al 51.1% (cohorte 1968-78).

Como se observa en la mencionada Tabla 3a, la brecha que se presenta entre los niveles bajo y alto en la cohorte 1946-56 (12.9 puntos porcentuales) se incrementa en las cohortes 1957-67 (23.9 puntos porcentuales) y 1968-78 (39.4 puntos porcentuales). En este sentido, podría afirmarse que la ausencia de modificaciones sustantivas entre cohortes de nacimiento en la edad al primer hijo se debe a un efecto de “contrapeso” que se explica por dos procesos de dirección opuesta: por un lado, el aumento de la proporción de mujeres de estratos bajo y medio que transita a la maternidad tempranamente y, por el otro, la postergación del inicio de la fecundidad para después de los 30 años entre las mujeres pertenecientes al estrato alto. No obstante, un aspecto a tener presente en este análisis es que la distribución de las mujeres por estrato social también se va modificando con las

11 En la Tabla 2 del Anexo se puede encontrar un ejercicio similar con información sobre la proporción acumulada de mujeres hasta los 25 años.

cohortes más recientes por efecto del aumento de los años de escolarización en la población femenina. La proporción de mujeres de estrato bajo, por ejemplo, pasa del 42.8% en la cohorte 1946-56 al 19.0% en la cohorte 1967-78.

Una alternativa posible para evaluar si existe efectivamente un incremento de las distancias entre sectores socioeconómicos es analizar las diferencias entre el estrato alto y los demás estratos una vez que se sustituye la variable de estratos educativos absolutos por otra que define el estrato alto a partir de la distribución observada de mujeres por nivel educativo de la madre en cada cohorte. Hecho este cambio, los datos que se presentan en la Tabla 3b del Anexo permiten constatar que, de todos modos, las brechas entre el estrato alto y el resto de la población se amplían con la aparición de las sucesivas cohortes. Las brechas entre estratos exhiben una intensidad menor a la observada en la Tabla 3a, dado que el descenso del porcentaje de mujeres con hijos tenidos antes de los 30 años en el estrato alto no tiene como correlato un aumento del porcentaje de madres entre las mujeres de estratos medio y bajo (“no alto”) observado en la tabla anterior.

En definitiva, el análisis descriptivo permite realizar una primera serie de constataciones a partir de las hipótesis planteadas en este trabajo. En primer lugar, las cohortes más jóvenes de mujeres de Montevideo y área metropolitana –analizadas en su conjunto– no presentan un retraso del calendario de inicio de su fecundidad; en cambio, exhiben una menor concentración en la edad de ocurrencia del evento y, por ende, presentan una mayor heterogeneidad dentro de la cohorte. En segundo lugar, existen claras diferencias en la edad al primer hijo si se analiza dicho comportamiento a la luz del nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada, que en el presente estudio se considera un indicador *proxy* del estrato social de origen de las mujeres. Por último, el análisis de la proporción acumulada de madres hasta los 29 años permitió constatar que la brecha entre las cohortes se amplía si se consideran los estratos de origen de las entrevistadas. Ello estaría indicando que, en lugar de estar transitando hacia trayectorias convergentes en la edad de entrada a la maternidad, las nuevas generaciones de mujeres adultas estarían experimentando un proceso de polarización en función de las características del hogar de origen.

Especificación, estimación y bondad de ajuste del modelo

Siendo $g(x)$ el logito de la probabilidad de experimentar la entrada a la maternidad, la especificación del primer modelo incluye como variable dependiente el tramo de edad de ocurrencia del evento (t_r), siendo 15-19 la categoría de referencia (variable omitida):

$$\text{Modelo 1: } g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r$$

En la Tabla 5 del Anexo se presentan las razones de momios estimadas para cada uno de los modelos especificados. En la misma se puede observar cómo los momios de tener el primer hijo en las cuatro categorías de edades quinquenales restantes en comparación con los momios de tenerlo en el tramo 15-19 años (categoría de referencia) presentan diferencias significativas. Los valores de las razones de momio por encima de uno indican, además, que los efectos son positivos y por ende –como era de esperar– que las chances de iniciar la maternidad se incrementan al ingresar en las denominadas “edades cúspides

de la fecundidad". El grupo de 25-29 años se destaca por encima de los demás, dado que los momios de tener el primer hijo en este intervalo es 4.4 veces mayor al de referencia.

$$\text{Modelo 2: } g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh$$

En el segundo modelo se introduce la cohorte, que presenta tres categorías en función del año de nacimiento de las mujeres. La categoría que contiene a las nacidas entre 1946 y 1956 es la variable omitida en el modelo. Como se aprecia en la Tabla 5, las razones de momios estimadas para la variable cohorte de nacimiento no resultan significativas.

$$\text{Modelo 3: } g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh + \beta_3 edu_mad$$

Con la introducción de la tercera variable independiente (nivel educativo de la madre de la entrevistada), queda especificado el modelo de efectos principales. Los resultados de la Tabla 5 permiten afirmar que existen diferencias significativas en los momios predichos para esta variable explicativa. Así, los momios de tener el primer hijo en el nivel medio y alto disminuyen en comparación con los momios de tenerlo en el nivel bajo, controlando los efectos de la edad y la cohorte de nacimiento. Estos resultados son consistentes con los hallazgos del análisis descriptivo y corroboran la asociación entre condiciones de vida y comportamiento reproductivo que ya ha sido señalada por los antecedentes de investigación en la materia. Como se puede apreciar, la incorporación de esta tercera variable en el modelo provoca, a su vez, un incremento de las razones de momios en t_r .

$$\text{Modelo 4: } g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh + \beta_3 edu_mad + \beta_4 t_r * coh$$

En el Modelo 4 se agrega la interacción entre tramos de edad y cohorte de nacimiento. Como se manifestó en el apartado de datos y métodos, esta primera interacción de variables se aplica en el modelo para relajar el supuesto de proporcionalidad de momios. Las razones de momios estimadas en la Tabla 5 indican que las *dummy* resultantes de los efectos de interacción no presentan diferencias significativas con la variable omitida ($t_r=15-19$ & $coh=1946-56$), a excepción de la razón de momios con el término de producto $25-29*1968-78$ (significativo con un intervalo de confianza del 95%). Por otro lado, en este cuarto modelo las razones de momio se incrementan sensiblemente en las categorías 20-24, 25-29 y 30-34 años, así como la razón de cambio de los momios de la cohorte 1968-78 se vuelven significativos y los momios estimados para el nivel educativo de la madre permanecen prácticamente incambiados.

Un problema que emerge en esta instancia de análisis es que la introducción de los términos de interacción en el modelo complejizan la lectura de los resultados. En el Modelo 4, los momios predichos ya no representan los efectos principales en el sentido tradicional. En cambio, las razones de momios comparan los momios de las categorías no omitidas con los momios del grupo de referencia, para la categoría de referencia de una segunda variable. Por ejemplo, los momios de tener el primer hijo en la cohorte 1968-78 se incrementan 1.74 veces en comparación con los momios de tenerlo en la cohorte 1946-56 en el tramo de 15 a 19 años. La interpretación de los términos de producto (por ejemplo, las razones de momio cuando $t_r=25-29$ & $coh=1968-78$) resultan aún más complicadas ya que el valor estimado representa una razón de las razones de momios (Jaccard, 2001: 24).

$$\text{Modelo 5: } g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh + \beta_3 edu_mad + \beta_4 t_r * coh + \beta_5 t_r * edu_mad + \beta_6 coh * edu_mad$$

Finalmente, el Modelo 5 queda especificado con una interacción de tres sentidos entre las tres variables independientes. Como se observa en la Tabla 5, en el quinto modelo las razones de momio en t_r se mantienen significativas al tiempo que la razón de cambio entre el momio de nivel bajo y medio deja de ser significativa. El nivel de significación de la razón de momios en la cohorte 1968-78 aumenta y el del nivel alto disminuye. El valor de la razón de momios para el tramo 30-34 y la categoría alto del nivel educativo de la madre también resulta significativo, al igual que el de $t_r=25-29$ y $coh=1968-78$. El resto de las razones de momio estimadas no son significativas. Tal como ocurre con el Modelo 4, la interpretación de las razones de momios resulta altamente compleja, más aún por el hecho de que este modelo introduce nuevos efectos de interacción. Más adelante se realiza un ejercicio de simulación con el objetivo de poder interpretar los coeficientes estimados con el Modelo 5.

En la Tabla 6 del Anexo se presentan los indicadores de bondad de ajuste de los cinco modelos. Las pruebas de razón de verosimilitud (LR) indican que las variables incluidas mejoran el ajuste de los sucesivos modelos. Se evaluó, asimismo, la mejora en el ajuste por la introducción de cada una de las interacciones definidas a partir del modelo de efectos principales. En la Tabla 7 del Anexo se presentan los resultados del LR, comprobándose que la adición de los términos de interacción resulta estadísticamente significativa en todos los casos. El pseudo R^2 de McFadden aumenta con los sucesivos modelos hasta alcanzar un valor de 0.057 en el Modelo 5. Si bien ello es un indicador de mejoras en la explicación del comportamiento de la variable dependiente, el valor extremadamente bajo del pseudo R^2 podría estar indicando problemas de subespecificación en el modelo final.

Cálculo de probabilidades para el modelo final

Como se mencionó arriba, la inclusión de los términos de interacción en el modelo de tiempo discreto complejiza la interpretación de los efectos de las variables explicativas sobre la variable dependiente mediante el uso de las razones de momios. Un procedimiento alternativo consiste en calcular las probabilidades ajustadas aplicando una transformación en los coeficientes del modelo mediante la fórmula de transformación de logito ($e^{g(x)}/(1+e^{g(x)})$). Como resultado, se obtienen las probabilidades condicionales para cada combinación de categorías de variables (véase la Tabla 8 del Anexo).¹²

12 Además de la transformación de los valores de los coeficientes, el cálculo de las probabilidades se realiza siguiendo la especificación matemática del modelo. En este sentido, el valor de la constante o el intercepto en nuestro modelo es el resultado de que todas las categorías incluidas en las variables independientes pluricotómicas (variables *dummy*) asuman el valor cero. El valor de la constante representa, entonces, la probabilidad de iniciar la fecundidad entre los 15-19 años, si se pertenece a la cohorte 1946-56 y la madre presenta nivel educativo bajo. Análogamente, y como otro ejemplo, la probabilidad de tener el primer hijo en el mismo tramo, perteneciendo a la misma cohorte pero con madre de nivel medio, es el resultado de la suma del valor de la constante y del coeficiente obtenido cuando $edu_mad=2$ (con la consiguiente transformación del *logit*).

Las probabilidades de ocurrencia presentadas en la Tabla 8 permiten analizar los cambios experimentados entre cohortes en función de los grupos de edades de exposición al riesgo de ser madre entre los 15-34 años y del estrato social de origen. Se observa, en primer lugar, que la probabilidad de tener el primer hijo en la adolescencia es mayor en la cohorte 1968-78 para todos los estratos sociales. Las diferencias de mayor magnitud en este tramo etario se presentan entre las mujeres de estrato socioeconómico bajo. En segundo lugar, la probabilidad de tener el primer hijo entre los 20-24 es mayor entre las mujeres de las cohortes más jóvenes con madre de nivel bajo y medio, aunque se reduce entre aquellas cuya madre logró terminar al menos la secundaria. En el grupo de 25-29 años la probabilidad de iniciar la maternidad también se incrementa en las mujeres de estrato bajo de las cohortes nacidas a partir del año 1957. Al igual que en el tramo etario anterior, la probabilidad condicionada se reduce en las mujeres con madres de nivel alto. Por último, revisando las probabilidades en el último tramo se encuentra que entre las cohortes 1946-56 y 1957-67 se registra un aumento en las mujeres de estrato bajo y medio, y un descenso en las pertenecientes al alto. Si en lugar de comparar estas dos cohortes se compara a la cohorte más vieja con la integrada por las mujeres nacidas entre 1968-78, se puede apreciar cómo en esta última las probabilidades de tener el primer hijo son mayores en el estrato alto y menores en el medio y bajo.

En definitiva, la comparación entre mujeres de Montevideo y área metropolitana originarias de estratos bajos indica que la probabilidad de experimentar el nacimiento del primer hijo aumenta con la entrada de las nuevas cohortes para todos los tramos quinquenales comprendidos entre las edades 15 y 34 años. Por el contrario, la probabilidad se reduce si se consideran a las sucesivas cohortes de mujeres provenientes de un hogar con clima educativo alto. En este sentido, la brecha existente entre las mujeres de estratos bajo y alto se ensancha con las generaciones más jóvenes.

Consideraciones finales

La finalidad del trabajo consistió en revisar un conjunto de hipótesis sobre la edad al primer hijo entre las mujeres de 30 a 62 años de Montevideo y área metropolitana. En particular, se analizó la existencia de diferencias en la probabilidad de ocurrencia de dicho evento en las edades reproductivas según la cohorte de nacimiento y el estrato social de origen. La estrategia metodológica empleada se basó en la utilización de un conjunto de técnicas del análisis de historia de eventos: la aplicación del método de las tablas de supervivencia y el ajuste de un modelo logístico de tiempo discreto. Para este último, se especificó un modelo con interacciones, el cual responde a las definiciones teóricas de este trabajo y además representa una mejora en el ajuste en comparación con el modelo de efectos principales. No obstante, los valores bajos en los indicadores de bondad de ajuste para el último modelo estimado podrían indicar que existen problemas de subespecificación. En este sentido, la incorporación de otros predictores podría mejorar la explicación

del fenómeno, aunque también es cierto que existen limitantes con la información disponible en la ESF 2007-08, en tanto no es posible introducir otras variables de corte socioeconómico en el modelo de tiempo discreto.¹³ Estudios posteriores podrían incluir en la modelización otras variables de tiempo al evento, como la edad a la primera unión o al primer trabajo, las cuales están disponibles con los datos de la encuesta.

En cuanto a los resultados obtenidos, se constató que no existen diferencias significativas en la edad al primer hijo entre las cohortes de mujeres, si se considera a cada una de ellas globalmente. En este sentido, se puede afirmar que las nuevas generaciones de mujeres adultas de Montevideo y área metropolitana nacidas hasta finales de los años 70 no han experimentado –a nivel general– un retraso en la edad de entrada a la maternidad. No obstante, en consonancia con los hallazgos presentados en estudios anteriores, se verificó que las mujeres provenientes de hogares con clima educativo alto son cada vez más propensas a postergar el inicio de la fecundidad hasta edades más avanzadas. Como consecuencia, se observa un ensanchamiento de la brecha entre los estratos bajo, medio y alto dentro de cada cohorte. La ausencia de diferencias significativas entre cohortes esconde, por tanto, los reajustes que están experimentando las nuevas cohortes en su interior, lo que permite corroborar que los cambios observados en la estructura social y familiar de las últimas décadas han redundado en una mayor polarización de la edad de entrada a la maternidad en Uruguay.

Aunque es un fenómeno observado tanto en países europeos como latinoamericanos, la polarización del calendario de inicio de la fecundidad puede traer aparejado desafíos importantes en materia de diseño de políticas públicas, en tanto provoca un solapamiento de las demandas de los distintos sectores sociales en materia de derechos sexuales y reproductivos, de acceso al bienestar económico y de apoyo en los cuidados durante la etapa de la crianza.

13 Vale aclarar que ello no se debe a que no se hayan relevado sino a que el dato obtenido refiere al momento de la encuesta. Recuérdese que, en el análisis de historia de eventos, las variables se dividen entre aquellas cuyos valores permanecen fijos en el tiempo y aquellas que permiten conocer las modificaciones acontecidas durante el período de exposición al riesgo de ocurrencia (Allison, 1984).

Bibliografía

- ADMINISTRACIÓN NACIONAL DE EDUCACIÓN PÚBLICA (ANEP) (2005), *Panorama de la educación en Uruguay. Una década de transformaciones 1992-2004*, Montevideo: Gerencia de Investigación y Evaluación, Programa de Evaluación de la Gestión Educativa, Programa de Investigación y Estadística Educativa.
- ALLISON, P. (1984), *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Thousand Oaks (CA): Sage, Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-46.
- AMARANTE, V. e I. Perazzo (2008), *Fecundidad y pobreza en Uruguay: 1986-2006*, trabajo presentado en el III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Córdoba-Argentina, septiembre, en <www.alapop.org/2009/images/DOCSFINAIS_PDF/ALAP_2008_FINAL_82.pdf>, acceso el 27 junio 2013.
- BEETS, G. (2010), "The Demography of the Age at First Birth: The Close Relationship between Having Children and Postponement", en G. Beets, J. Schippers y E. Le Velde (eds.), *The Future of Motherhood in Western Societies*, Nueva York: Springer.
- BILLARI, F., A. Liefbroer y D. Philipov (2006), "The Postponement of Childbearing in Europe: Driving Forces and Implications", en *Vienna Yearbook of Population Research 2006*, Viena: Vienna Institute of Demography of the Austrian Academy of Sciences, pp. 1-17.
- BINSTOCK, G. (2008), *Cambios en la formación de la familia en Argentina: ¿cuestión de tiempo o cuestión de forma?*, trabajo presentado en el III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Córdoba (Argentina), del 24 al 26 de septiembre de 2008, en <www.alapop.org/2009/images/DOCSFINAIS_PDF/ALAP_2008_FINAL_181.pdf>, acceso el 27 junio 2013.
- BINSTOCK, G. y W. Cabella (2011), "La nupcialidad en el Cono Sur: evolución reciente en la formación de uniones en Argentina, Chile y Uruguay", en G. Binstock y J. Melo Vieira (coords.), *Nupcialidad y familia en la América Latina actual*, Montevideo: Asociación Latinoamericana de Población (ALAP)/TRILCE, Serie Investigaciones, núm. 11.
- BLOOSFELD, H. P. y G. Rohwer (2002), *Techniques of event history modeling: new approaches to casual analysis*, Nueva Jersey: Lawrence Earlbaum Associates, 2nd Ed.
- BLOOSFELD, H. P., K. Golsch y G. Rohwer (2007), *Event History Analysis with Stata*, Nueva York: Lawrence Erlbaum Associates.
- BOADO, M. y T. Fernández (2007), "La alegría no va por barrios... ¿Qué clases sociales pagaron la gran crisis (2000-2003)?", ponencia presentada en la IV Reunión Anual de Investigadores del Departamento 1 de Sociología de la Universidad de la República, Club Banco Comercial, Montevideo, noviembre de 2005. Documento revisado en 2007. (Mimeo).
- BONGAARTS, J. (1978), "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", en *Population and Development Review*, vol. 4, núm. 1, Nueva York: Population Council/Wiley.

- CABELLA, W. (2007), *El cambio familiar en Uruguay: una breve reseña de las tendencias recientes*, Montevideo: UNFPA/Trilce, Series de Divulgación.
- (2009), “Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya: la convergencia hacia la segunda transición demográfica”, en *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 24, núm. 2, México D.F.: El Colegio de México.
- CARDOZO, S. y A. Iervolino (2009), “Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay”, en *Revista de Ciencias Sociales*, año XXII, núm. 25, Montevideo: Departamento de Sociología, pp. 60-81.
- CAVENAGHI, S. y J. E. Diniz Alvez (2011), *Diversity of childbearing behavior in the context of below-replacement fertility in Brazil*, Nueva York: United Nations, United Nations Population Division, Expert Paper N° 2011/8.
- COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (CEPAL) (2011), *Panorama Social de América Latina 2011*, Santiago de Chile: CEPAL, Cap. II, pp. 81-105.
- COURGEAU, D. y E. Lelievre (2001), *Análisis demográfico de las biografías*, México: El Colegio de México, Centro Urbano de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano.
- DAVIS, J. y J. Blake (1956), “Social structure and fertility: an analytic framework”, en *Economic Development and Cultural Change*, vol. 4, núm. 3, pp. 211-235.
- ESPINO, A. y M. Leites (2008), *Oferta laboral femenina en Uruguay: evolución e implicancias: 1981-2006*, Montevideo: Instituto de Economía, DT 07/08.
- ESTEVE, A., J. García-Roman, R. Lesthaeghe y A. López-Gay (2013), *The “Second Demographic Transition” Features in Latin America: the 2010 Update*, Barcelona: Centre d’Estudis Demografics, Universitat Autònoma de Barcelona, Working paper, 20 febrero.
- FERNÁNDEZ SOTO, M. (2010), “Estudios sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo”, en *Revista Latinoamericana de Población*, año 4, núm. 7, Buenos Aires: Asociación LATinoamericana de Población (ALAP), pp. 79-104.
- FERNÁNDEZ SOTO, M., A. Fostik y C. Varela (2012), *Convergencia y divergencia en el pasaje a la vida adulta: la transición a la maternidad*, trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre, en <www.alapop.org/2009/index.php>, acceso el 27 de junio de 2013.
- HOSMER, D. y S. Lemeshow (2000), *Applied Logistic Regression*, Nueva York: John Wiley, 2nd Ed.
- JACCARD, J. (2001), *Interaction effects on logistic regression*, Thousand Oaks (CA): Sage, Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-135.
- KOHLER, H. P., F. C. Billari y J. A. Ortega (2002), “The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s”, en *Population and Development Review*, 28(4), Nueva York: Population Council/Wiley, pp. 641-680.

- LESTHAEGHE, R. (1995), "The second demographic transition in Western countries: An interpretation", en K. O. Mason y A. M. Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon, pp. 17-62.
- MATHEWS, T. J. y B. E. Hamilton (2009), *Delayed childbearing: More women are having their first child later in life*, Hyattsville (MD): National Center for Health Statistics, NCHS data brief, núm. 21.
- NÍ BHROLCHÁIN, M. y E. Beaujouan (2012), "Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment", en *Population Studies*, 66(3), pp. 311-327.
- PAREDES, M. (2003), "Los cambios en la familia en Uruguay: ¿Hacia una segunda transición demográfica?", en UDELAR-UNICEF, *Nuevas formas de familia. Perspectivas nacionales e internacionales*, Montevideo: UDELAR-UNICEF.
- (2004), *Envejecimiento demográfico y relaciones entre generaciones en Uruguay*, trabajo presentado en el I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP), realizado en Caxambú (MG), Brasil, del 18 al 20 de septiembre, en <www.redadultosmayores.com.ar/buscador/files/DEMOG036_PAREDES.pdf>, acceso el 27 junio de 2013.
- PAREDES, M. y C. Varela (2005), *Aproximación sociodemográfica al comportamiento reproductivo y familiar en Uruguay*, Montevideo: Unidad Multidisciplinaria, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Documento de Trabajo núm. 67.
- PELLEGRINO, A., W. Cabella, M. Paredes, R. Pollero y C. Varela (2008), "De una transición a otra: la dinámica demográfica del Uruguay en el siglo xx", en B. Nahum (ed.), *El Uruguay del siglo xx. La sociedad*, Montevideo: Ediciones Banda Oriental.
- PERI, A. e I. Pardo (2008), *Nueva evidencia sobre la hipótesis de la doble insatisfacción en Uruguay: ¿cuán lejos estamos de que toda la fecundidad sea la deseada?*, Montevideo: UNFPA, Cuadernos del UNFPA Uruguay, año 2, núm. 2.
- PROYECTO GÉNERO Y GENERACIONES (2004), *Encuesta Nacional sobre "Reproducción biológica y social de la población uruguaya"*, Montevideo: UNFPA. (Folleto de difusión de primeros resultados).
- ROSETO-BIXBY, L. (2004), "La fecundidad de reemplazo y más allá en áreas metropolitanas de América Latina", en *Notas de Población*, núm. 78, Santiago de Chile: CEPAL-CELADE, diciembre, pp. 35-63.
- ROSETO-BIXBY, L., T. Castro-Martín y T. Martín-García (2009), "Is Latin America starting to retreat from early and universal childbearing?", en *Demographic Research*, vol. 20 (9), Rostock (Alemania): Max Planck Institute for Demographic Research, pp. 169-194.
- SALVADOR, S. y G. Pradere (2009), *Análisis de las trayectorias familiares y laborales desde una perspectiva de género y generaciones*, Montevideo: INE/UNIFEM/UNFPA, en <www.ine.gub.uy>.
- SOBOTKA, T. (2004), *Postponement of childbearing and low fertility in Europe*, Amsterdam: Dutch University Press.

- (2010), "Shifting parenthood to advanced reproductive ages: Trends, causes and consequences", en J. C. Tremmel (ed.), *A Young Generation Under Pressure?*, Berlín-Heidelberg: Springer-Verlag, pp. 129-154.
- SOLÍS, P. (2009), *Notas de apoyo de análisis de historia de eventos*. México D.F.: El Colegio de México, 19 de noviembre. (Borrador en mimeo).
- SURKYN, J. y R. Lesthaeghe (2004), "Value orientations and the second demographic transition (STD) in Northern, Western and Southern Europe: An update", en *Demographic Research*, Special Collection 3, Rostock (Alemania): Max Planck Institute for Demographic Research, pp. 45-75.
- VAN DE KAA, D. J. (1987), "Europe's Second Demographic Transition", en *Population Bulletin*. 42 (1), Washington DC: Population Reference Bureau.
- VARELA, C. (2007), "Fecundidad. Propuestas para la formulación de políticas", en J. Calvo y P. Mieres (coords.), *Necesario pero urgente: políticas de población en el Uruguay*, Montevideo: Fondo de Población de las Naciones Unidas-Fundación Rumbos.
- VARELA, C., R. Pollero y A. Fostik (2008), "La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo", en C. Varela (coord.), *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo xx*, Montevideo: Trilce/Programa de Población Facultad de Ciencias Sociales.
- VIDEGAIN, A. K. (2006), *Análisis de los cambios en la transición a la adultez en mujeres de distintas cohortes en contexto de cambios sociales en el Uruguay contemporáneo*, tesis de Maestría en Demografía, México D.F.: El Colegio de México.
- WELTI, C. (2005), "Inicio de la vida sexual y reproductiva", en *Papeles de Población*, núm. 045, México: Universidad Autónoma del Estado de México, julio-septiembre, pp. 143-176.

Anexo

Tabla 1. Proporción acumulada de mujeres entre 30 y 62 años que han experimentado el nacimiento de su primer hijo (cuartiles, rango intercuartil y proporción acumulada a los 49 años). Montevideo y área metropolitana. Año 2008

Variable		Q1	Mediana	Q3	Rango intercuartil	Proporción acumulada a los 49 años
Cohorte de nacimiento	1946-56	22	25	30	8	0.912
	1957-67	21	25	30	9	0.921
	1968-78	21	25	31	10	-
Nivel educativo de la madre	Bajo	20	24	27	7	0.945
	Medio	21	25	31	10	0.921
	Alto	24	28	34	10	0.840
Todas		21	25	30	9	0.914

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 2. Proporción acumulada de mujeres que tuvieron su primer hijo antes de los 25 años de edad, según el nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada y la cohorte de nacimiento (%). Montevideo y área metropolitana. Año 2008:

Cohorte	Nivel educativo de la madre de la entrevistada			
	Bajo	Medio	Alto	Todas
1946-1956	56.1	37.5	30.2	44.8
1957-1967	59.2	44.9	24.5	47.4
1968-1978	64.9	45.6	27.4	44.2
Todas	59.3	43.4	24.7	45.5

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 3a. Proporción acumulada de mujeres que tuvieron su primer hijo antes de los 30 años de edad, según el nivel educativo alcanzado por la madre y la cohorte de nacimiento (%). Montevideo y área metropolitana. Año 2008

Cohorte	Nivel educativo de la madre de la entrevistada				Brecha Bajo - Alto
	Bajo	Medio	Alto	Todas	
1946-1956	80.4	69.6	67.4	73.8	12.9
1957-1967	84.9	72.1	61.0	75.1	23.9
1968-1978	90.5	73.9	51.1	70.3	39.4
Todas	84.5	72.2	56.7	73.0	27.8

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 3b. Proporción acumulada de mujeres que tuvieron su primer hijo antes de los 30 años de edad, según el nivel educativo alcanzado por la madre (nueva variable estandarizada) y la cohorte de nacimiento (%). Montevideo y área metropolitana. Año 2008

Cohorte	Nivel educativo de la madre de la entrevistada (estánd.)		Brecha
	No alto	Alto	
1946-1956 (a)	74.4	71.9	2.5
1946-1956 (b)	74.9	67.4	7.5
1957-1967	76.9	61.0	15.8
1968-1978	73.1	54.7	18.4

a) El nivel alto corresponde a las madres que alcanzaron como mínimo la secundaria/UTU incompleta.

b) El nivel alto corresponde a las madres que alcanzaron como mínimo la secundaria/UTU completa.

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 4. Distribución de mujeres entre 30 y 62 años por cohorte de nacimiento según nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada (%). Montevideo y área metropolitana. Año 2008

Nivel educativo de la madre	1946-1956		1957-1967		1968-1978		Total	
	Freq.	Accum.	Freq.	Accum.	Freq.	Accum.	Freq.	Accum.
Sin instrucción	7.3	7.3	5.1	5.1	3.6	3.6	5.1	5.1
Primaria incompleta	35.5	42.8	26.0	31.2	15.4	19.0	24.6	29.8
Primaria completa	38.2	81.0	42.8	73.9	34.9	53.9	38.6	68.4
Secundaria/UTU incompleta	6.0	87.0	10.0	83.9	15.8	69.6	11.1	79.4
Secundaria/UTU completa	5.5	92.4	7.6	91.5	14.3	83.9	9.5	88.9
Terciaria incompleta	2.9	95.4	1.7	93.2	5.3	89.2	3.4	92.3
Terciaria completa	4.6	100.0	6.8	100.0	10.8	100.0	7.7	100.0
Total	100.0		100.0		100.0		100.0	

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 5. Comparación de las razones de momio para los modelos especificados

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
t_r=20-24	2,593***	2,595***	2,862***	3,851***	4,057***
t_r=25-29	4,391***	4,403***	5,111***	7,224***	6,648***
t_r=30-34	3,996***	3,996***	4,672***	6,115***	4,333***
t_r=35-39	2,56***	2,497***	2,880***	2,560*	2,145
coh=1957-67		1,085	1,147	1,435	1,452
coh=1968-78		0,957	1,162	1,744*	2,083**
edu_mad=Medio			0,680***	0,678***	0,702
edu_mad=Alto			0,449***	0,451***	0,443*
t_r=20-24 & coh=1957-67				0,752	0,768
t_r=20-24 & coh=1968-78				0,606	0,636
t_r=25-29 & coh=1957-67				0,720	0,718
t_r=25-29 & coh=1968-78				0,556*	0,552*
t_r=30-34 & coh=1957-67				0,821	0,786
t_r=30-34 & coh=1968-78				0,595	0,532
t_r=35-39 & coh=1957-67				1,086	1,076
t_r=35-39 & coh=1968-78				1,870	1,808
t_r=20-24 & edu_mad=Medio					0,881
t_r=20-24 & edu_mad=Alto					0,988
t_r=25-29 & edu_mad=Medio					1,050
t_r=25-29 & edu_mad=Alto					1,54
t_r=30-34 & edu_mad=Medio					1,413
t_r=30-34 & edu_mad=Alto					2,710*
t_r=35-39 & edu_mad=Medio					1,198
t_r=35-39 & edu_mad=Alto					1,781
coh=1957-67 & edu_mad=Medio					1,011
coh=1957-67 & edu_mad=Alto					0,799
coh=1968-78 & edu_mad=Medio					0,847
coh=1968-78 & edu_mad=Alto					0,600

Nota: *p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 6. Indicadores de bondad de ajuste

Indicador	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Número de observaciones	13,491	13,491	12,977	12,977	12,977
Deviance	2,009,183	2,008,418	1,887,561	1,884,454	1,879,833
LR frente a modelo vacío	86,353	86,353	106,098	109,206	113,827
Grados de libertad	4	6	8	16	28
Prob > LR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
LR frente a modelo anterior	-	765	120,857	3,108	4,621
Grados de libertad	-	2	2	8	12
Prob > χ^2	-	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ² McFadden	0.041	0.041	0.053	0.055	0.057

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 7. Log-likelihood, Test de Razón de Verosimilitud (LR), grados de libertad y p-valor para interacciones de interés cuando se agregan al modelo de efectos principales

Interacción	Log-likelihood	lr	gl	p-valor
Modelo de efectos principales	-943,780.713	-	-	-
tramoedad X cohorte	-942,226.923	3,108	8	0.000
tramoedad X edumadre	-942,134.904	3,292	8	0.000
cohorte X edumadre	-943,082.497	1,396	1	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.

Tabla 8. Probabilidades ajustadas de experimentar la entrada a la maternidad en los tramos de edad comprendidos entre los 15 y 34 años, por cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada (%). Montevideo y área metropolitana. Año 2008

Tramos de edad	1946-1956			1957-1967			1968-1978		
	Bajo	Medio	Alto	Bajo	Medio	Alto	Bajo	Medio	Alto
15-19	0.03	0.02	0.01	0.04	0.03	0.02	0.06	0.04	0.02
20-24	0.11	0.07	0.05	0.12	0.08	0.05	0.14	0.08	0.04
25-29	0.17	0.13	0.12	0.18	0.14	0.10	0.19	0.13	0.09
30-34	0.12	0.12	0.14	0.13	0.13	0.13	0.13	0.09	0.10

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2007-08.