

La edad de inicio de la fecundidad entre las mujeres adultas de Montevideo y área metropolitana: ¿retraso o adelanto? ¿estandarización o polarización?¹

Mathías Nathan²

Resumen

El objetivo del trabajo consiste en analizar las diferencias en la edad al primer hijo entre las mujeres de 30 a 62 años de Montevideo y área metropolitana en función de la cohorte de nacimiento y el estrato social de origen. A partir de los datos de la Encuesta de Situaciones Familiares y Desempeños Sociales 2008 (n=1097), se aplican un conjunto de técnicas derivadas del análisis de historia de eventos. Más específicamente, se analiza la edad de entrada a la maternidad mediante la utilización de tablas de supervivencia y el ajuste de un modelo logístico de tiempo discreto. Los resultados obtenidos permiten constatar que a nivel general no se observan diferencias significativas en la edad de inicio de la fecundidad entre las cohortes de mujeres, por lo que se rechaza la hipótesis de una postergación en la entrada a la maternidad entre las mujeres más jóvenes ya que dicho fenómeno se observa únicamente entre mujeres de estrato socioeconómico alto. En este sentido, se evidencia un proceso de polarización en la edad al primer hijo: mientras que las mujeres de estratos altos son cada vez más propensas a retrasar la maternidad hasta edades más avanzadas, las entrevistadas jóvenes de estratos bajos parecen tener su primer hijo a la misma edad que las pertenecientes a las generaciones anteriores (o incluso más tempranamente). A modo de cierre se discute en qué medida los cambios observados en la estructura social y familiar en el Uruguay de las últimas décadas pueden haber provocado el ensanchamiento de las brechas existentes en el comportamiento reproductivo femenino, así como los desafíos que ello traería aparejado en materia de diseño de políticas públicas para la atención a los derechos reproductivos de las mujeres, su acceso al bienestar económico y el fortalecimiento de un sistema de cuidados.

¹ Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre de 2012.

² Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar. mnathan@fcs.edu.uy.

Antecedentes, objetivos e hipótesis

El inicio de la transición de la fecundidad en Uruguay data de finales del siglo XIX. La tasa global de fecundidad (TGF) en Uruguay descendió de aproximadamente 6 hijos por mujer en 1908 hasta alcanzar valores cercanos a los 3 hijos por mujer en el año 1950, similares a los entonces observados en los países de Europa Occidental. Si bien los niveles de fecundidad se mantuvieron prácticamente constantes durante la segunda mitad del siglo XX, a partir de 1998 el número de hijos tenidos por las mujeres uruguayas reinicia un descenso paulatino y llega a ubicarse en el 2006 con una TGF de 2,04 hijos por mujer, valor que se encuentra por debajo del nivel de reemplazo poblacional (Pellegrino et al., 2008; Varela, 2007).

El descenso de la fecundidad por debajo del nivel de reemplazo en Uruguay supone un avance en la consolidación de un modelo reproductivo donde las mujeres desarrollan una mayor planificación y un mejor control de sus decisiones reproductivas. Inciden en este aspecto una serie de transformaciones sociales observadas en las últimas décadas, destacándose 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), así como los avances en materia de difusión y generalización del uso de métodos anticonceptivos eficientes (Proyecto género y generaciones, 2004). Varios estudios señalan que los cambios en el papel de la mujer han incidido en las aspiraciones sociales y en las preferencias reproductivas de las uruguayas (Cabella, 2009; Paredes, 2003; Peri y Pardo, 2006; Varela et al, 2008), que conjuntamente con las transformaciones en materia de nupcialidad parecen indicar que Uruguay experimenta algunos de los procesos característicos de la Segunda Transición Demográfica (STD) (Cabella, 2009; Paredes, 2003; Varela et al, 2008).

De acuerdo a la teoría de la STD, la autonomía individual y la emancipación de la mujer son fenómenos centrales que generan cambios en la familia y el significado de la maternidad. Como resultado, las mujeres tienden a orientar sus acciones en función de un proyecto individual, más centrado en el desarrollo profesional y la inserción en el mercado laboral que en la maternidad y las relaciones familiares. Según Cabella, el aumento de la edad a la maternidad es uno de los indicadores más reveladores del cambio en las actitudes frente a la vida familiar que caracteriza a la STD, *“en tanto se interpreta como un reflejo de la renuencia de las nuevas generaciones a asumir tempranamente compromisos familiares que puedan interferir con su desarrollo personal”* (2009: 411). Dado el carácter relativamente reciente de estos cambios en Uruguay, es esperable observar en las cohortes más jóvenes de mujeres un retraso en el inicio de su trayectoria reproductiva y, como consecuencia, la disminución del tamaño de su descendencia una vez que hayan alcanzado edades avanzadas.

Sin embargo, los comportamientos esperados en el marco de la STD distan de generalizarse entre las mujeres uruguayas 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 alcanzados por las mujeres y

sus condiciones de vida (Amarante y Perazzo, 2008; Paredes y Varela, 2005; Peri y Pardo, 2006; Varela, 2007; Varela et al., 2008). Se constata, en este sentido, 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 la postergación de los hijos hacia edades avanzadas, mientras que el segundo estaría compuesto por mujeres de menor nivel educativo y peores condiciones socioeconómicas, que aun no han culminado la primera transición demográfica (Varela et al, 2008).

En base a las particularidades del comportamiento reproductivo en Uruguay y a 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 Uruguay. Si así fuera, sería prudente preguntarse también cuál es la profundidad de dicho retraso. En materia de antecedentes nacionales, se pueden identificar tres estudios recientes en donde se abordan las diferencias existentes en la edad al primer hijo entre las mujeres uruguayas. En primer lugar, en Varela et al. (2008) se utilizaron los datos de la 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 modelos estadísticos de regresión tipo Cox. Con el método descriptivo encontraron que cuanto más joven es la cohorte mayor es la proporción de mujeres que está retrasando la edad de inicio de la maternidad, pero que al mismo tiempo son las mujeres de la cohorte más reciente (nacidas entre 1977-1981) las que 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 integran la última camada de mujeres que protagonizó el aumento de las tasas de fecundidad adolescente registradas hasta mediados de la década del '90, tendencia que se revirtió a partir del año 1997 y que no presentó cambios hasta el 2006. Los resultados del ajuste del modelo de Cox revelaron que a mayor edad de las mujeres, mayor es el riesgo de que hayan tenido su primer hijo a edades más tempranas.

Por otro lado, en el marco del estudio de las diferentes dimensiones que pautan el calendario de transición a la vida adulta, Cardozo y Iervolino (2009) analizaron la edad de entrada a la maternidad en seis cohortes de mujeres uruguayas. Al igual que en el trabajo de Varela et al (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 en la edad al primer hijo 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 distinto estrato social. Finalmente, a partir de una comparación entre las estadísticas de nacimientos de 1993 y 2004, Cabella (2009) afirma que no se observa una tendencia a retrasar la edad al primer hijo en Uruguay, si se considera a las mujeres en su conjunto. 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 observan cambios en la edad a la maternidad entre las que no terminaron la enseñanza secundaria.

El objetivo del presente trabajo consiste en 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. Las dos hipótesis que se ponen a prueba en este trabajo 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 convergencia a experimentar el evento en la misma edad (hipótesis sobre estandarización).

Datos y métodos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta de Situaciones Familiares y Desempeños Sociales 2008 (ESF 2008), que constituye la segunda ola de la ESF 2001³. Aplicando un extenso cuestionario que incluía preguntas sobre las características de las mujeres, sus hijos y los restantes miembros del hogar, en ambas olas de la ESF se pudo recoger información sobre las trayectorias conyugales, reproductivas y laborales de mujeres adultas de Montevideo y su área metropolitana⁴. La ESF 2008 cuenta con un total de 1229 casos de mujeres entre 25 y 62 años, de los cuales el 46% pertenece a mujeres encuestadas en la ESF 2001 (mujeres del panel) y 54% a mujeres que no fueron entrevistadas en la primera ola (mujeres nuevas), que ayudaron a completar la muestra de la ESF 2008 frente a la pérdida de más de la mitad de las mujeres del panel.

Con los datos de la ESF 2008 se construyó la variable dependiente de tiempo al evento *edad de la mujer al primer hijo*, la cual incluye casos de truncamiento por derecha (*right-censoring*)⁵. 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 mujeres⁶ y no a partir de una indagatoria directa sobre la edad de la mujer o fecha de ocurrencia del evento estudiado. En este sentido, la variable dependiente adopta como valor el 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 truncados de la muestra se prescindió del subconjunto de

³ Realizada entre noviembre de 2007 y setiembre de 2008, la ESF 2008 estuvo dirigida por el Equipo Interdisciplinario de estudios sobre la familia de la Universidad de la República, integrado por investigadoras del Programa de Población y el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales y del 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.

⁴ 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.

⁵ En el análisis biográfico el truncamiento a la derecha ocurre cuando se interrumpe el relato del que se dispone para uno o más individuos, ya sea porque desaparecieron de la muestra o bien porque el relato se detuvo a la fecha de la entrevista (Courgeau & Lelievre, 2001: 37). Con la ESF 2008 los casos truncados en la edad al primer hijo se generan por el hecho de que -al momento de la encuesta- un grupo de mujeres entre 25 y 49 años se encontraba sin hijos nacidos vivos pero continuará expuesta al riesgo de tenerlos mientras se encuentre en edades reproductivas.

⁶ La información recogida por la ESF 2008 corresponde a todos los hijos e hijas de las mujeres entrevistadas (vivos o muertos) y no necesariamente a los que coresidían en con ella en el hogar.

mujeres entre 25 y 29 años, con lo cual el tamaño de la muestra quedó –finalmente- con 1097 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, siendo que la variable dependiente es el tiempo hasta que ocurre el suceso. Las variables independientes a introducir en el análisis son la cohorte de nacimiento y el máximo nivel educativo alcanzado por la madre de la entrevistada. Con la cohorte de nacimiento se agrupa a las mujeres entre 30 y 62 años en tres categorías: 1946-1956, 1957-1967 y 1967-1978. El nivel educativo de la madre de la entrevistada se considera una variable *proxy* del estrato socioeconómico de origen de la entrevistada, en tanto refleja en buena medida el clima educativo del hogar de socialización de las mujeres encuestadas. De todos modos, 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 2008⁷. Para este trabajo, el nivel educativo de la madre se clasificó en tres categorías: Bajo (madres sin instrucción o con enseñanza primaria incompleta), Medio (primaria completa o enseñanza secundaria/UTU incompleta) y Alto (secundaria/UTU completa o terciaria completa/incompleta). 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, ver Bloosfeld & Rohwer, 2002: 95).

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 (t) comprendidos entre los 15 y 49 años. Con las probabilidades condicionales 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 a esta última, se analiza la serie correspondiente a la proporción acumulada de mujeres que habrían experimentado 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 (ver Blossfeld et al., 2007 y Solís, 2009).

Luego del análisis descriptivo se ajusta un modelo logístico de tiempo discreto. Frente a la disyuntiva modelo continuo vs. modelo discreto, se optó por este último porque los datos de la variable dependiente de tiempo al evento están referidos a años⁸. El modelo logístico de tiempo discreto permite analizar los efectos de un conjunto de variables explicativas sobre el logit de la “tasa de riesgo” (Allison, 1984) o la “tasa de transición” (Bloosfeld et al, 2007), es

⁷ Para el estudio de las trayectorias conyugales de Montevideo y área metropolitana, Fernández Soto (2010) construyó el estrato socioeconómico de origen a través de un factor que sintetiza el nivel educativo de los padres de la entrevistada.

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

decir, la probabilidad de que un evento ocurra en un momento del tiempo a un individuo en particular, siendo que dicho individuo se encontraba expuesto al riesgo de experimentar el evento en ese momento. Para este fin se transformó la base de datos de registros de personas en una base con registros de años-persona⁹. Además de la cohorte de nacimiento y la educación de la madre de la entrevistada, el modelo de tiempo discreto a especificar también incluye una tercera variable independiente (t_r), que agrupa en tramos quinquenales las edades las mujeres durante el período de exposición. Para el presente trabajo se restringió el análisis a las edades (t) 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 paso su aporte al nuevo modelo en comparación con el modelo anterior (Hosmer & 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 logit de la tasa de riesgo y, en segundo lugar, un modelo con efectos de interacción en tres sentidos: tramos de edad*cohorte, tramos de edad*educación de 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 (ver 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 de 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 homogeneización del comportamiento reproductivo intra-cohorte. 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 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 & 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.

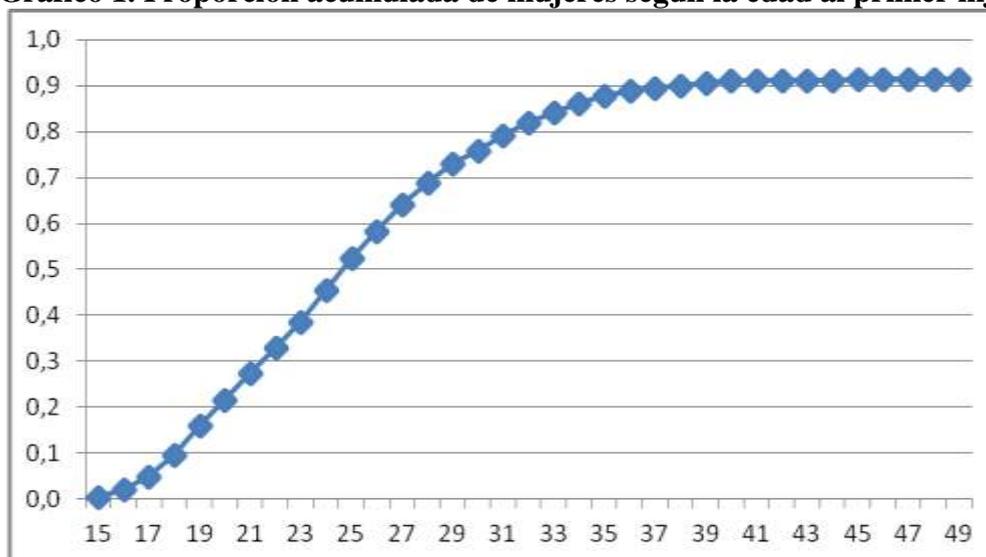
⁹ El procedimiento aplicado es el mismo que se explicita en Solís (2009).

¹⁰ El trabajo de Boado y Fernández (2006) fue tomado 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 según la edad a la que ocurrió el nacimiento de su primer hijo/a. 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 del evento estudiado, que en este caso corresponde a la probabilidad estimada de que las mujeres adultas de Montevideo y área metropolitana experimenten el inicio de la maternidad a lo largo de su período fértil (nueve de cada 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 (ver 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.

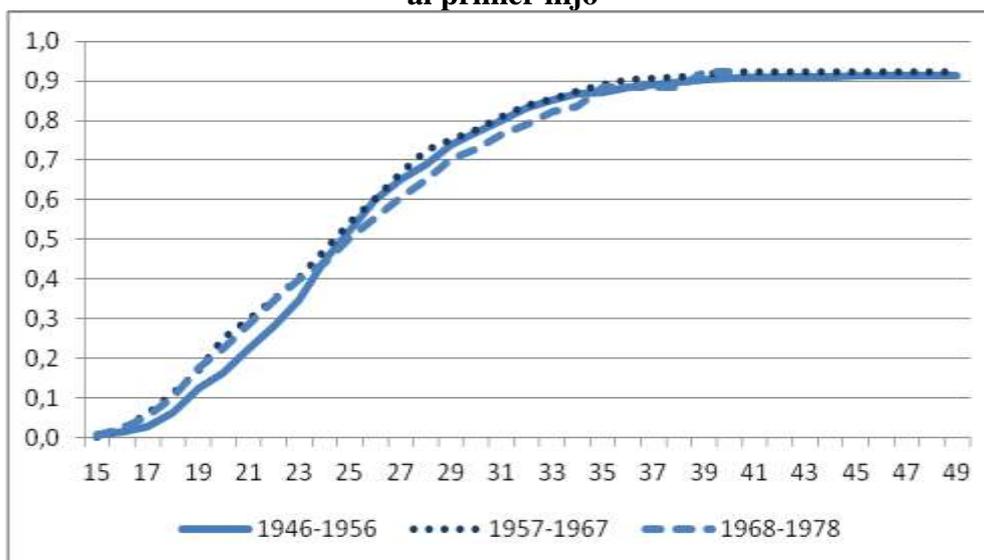
Gráfico 1. Proporción acumulada de mujeres según la edad al primer hijo



Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2008.

En el Gráfico 2 se compara la proporción acumulada de mujeres entre cohortes de nacimientos. Como se puede apreciar, la forma de las curvas no presenta diferencias sustantivas, 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 1946-46, 1957-67 y 1968-78 alcanzan el primer cuartil son los 22, 21 y 21 años, respectivamente (ver Tabla 1-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 (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 presentan –en su conjunto– 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 dispersión 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.

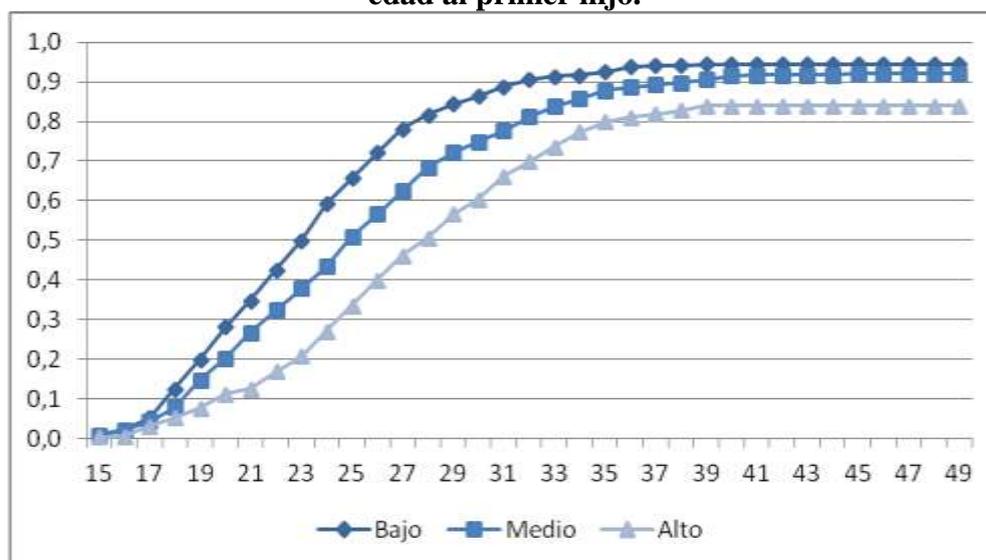
Gráfico 2. Proporción acumulada de mujeres por cohorte de nacimiento, según la edad al primer hijo



Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2008.

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 según la edad al primer hijo 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 sólo inician su fecundidad de manera temprana sino que también alcanzan rápidamente una intensidad alta de ocurrencia del evento, como lo indican la información del rango intercuartil en la Tabla 1. 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).

Gráfico 3. Proporción acumulada de mujeres por nivel educativo de la madre, según la edad al primer hijo.



Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2008.

Finalmente, se presenta en la Tabla 3 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 entrevistada¹¹. La información en la Tabla 3 permite corroborar, en primer lugar, 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 la edad 30, 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%, 72.1% y 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: de 67.4% (cohorte 1946-56) a 51.1% (cohorte 1968-78).

¹¹ En la Tabla 2 que se presenta en el Anexo de este trabajo se puede encontrar un ejercicio similar con información sobre la proporción acumulada de mujeres hasta los 25 años.

Tabla 3. 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 (%)

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 2008.

Por lo tanto, 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 en 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. Como se observa en la Tabla 3, la brecha que se presenta entre los niveles bajo y alto en la cohorte 1946-56 (12.9 puntos porcentuales) se incrementa con las cohortes 1957-67 (23.9 puntos porcentuales) y 1968-78 (39.4 puntos porcentuales). 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 cohortes más recientes, probablemente como consecuencia del aumento de los años de escolarización en la población femenina observados en las últimas décadas (ver tabla 4 en Anexo). En este sentido, el descenso de las madres con nivel educativo bajo (y aumento del alto) puede estar incidiendo en un “efecto de selección” con el cual el aumento de las brechas entre estratos en las nuevas cohortes estaría explicándose porque en dichas generaciones las mujeres de estrato bajo son una proporción pequeña que probablemente corresponden al sector más rezagado en la estructura social.

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 no presentan un retraso del calendario de inicio de su fecundidad. En cambio, exhiben una mayor dispersión en la edad de ocurrencia del evento y, por ende, presentan una mayor heterogeneidad a la interna 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 logit de la tasa de riesgo de experimentar la entrada a la maternidad a una edad determinada, 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):

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 como 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) presenta 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.

Modelo 2: $g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh_dec$

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.

Modelo 3: $g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh_dec + \beta_3 edu_mad$

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 .

Modelo 4: $g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh_dec + \beta_3 edu_mad + \beta_4 t_r * coh_dec$

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 ($t_r=15-19$ & $coh_dec=1946-56$), 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 incambiables.

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 $t_r=25-29$ & $coh_dec=1968-78$) resultan aun más complicadas ya que el valor estimado representa una razón de las razones de momios (Jaccard, 2001: 24)

Modelo5:
$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 t_r + \beta_2 coh_dec + \beta_3 edu_mad + \beta_4 t_r * coh_dec + \beta_5 t_r * edu_mad + \beta_6 coh_dec * edu_mad$$

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 $coh_dec=1968-78$. El resto de las razones de momio estimadas no resultan significativas. Al igual que en el Modelo 4, la interpretación de las razones de momios resulta altamente compleja, más aun 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.

A continuación 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 cada una de las interacciones definidas a partir del modelo de efectos principales. En la Tabla 7 (ver 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 sub-especificación en el modelo final.

Tabla 6. Indicadores de bondad de ajuste

Indicador	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Número de observaciones	13491	13491	12977	12977	12977
Deviance	2009183	2008418	1887561	1884454	1879833
LR frente a modelo vacío	86353	86353	106098	109206	113827
Grados de libertad	6	6	8	16	28
Prob > LR	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LR frente a modelo anterior		765	120857	3108	4621
Grados de libertad		2	2	8	12
Prob > chi 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 2008.

Cálculo de probabilidades para el modelo final

Como se mencionó anteriormente, 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 logaritmo del logit mediante la fórmula $(e^{g(x)})/(1+e^{g(x)})$. Como resultado, se obtienen las probabilidades condicionales para cada combinación de categorías de variables (Tabla 8)¹².

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 (%)

Edades	Cohorte 1946-1956			Cohorte 1957-1967			Cohorte 1968-1978		
	Nivel Bajo	Nivel Medio	Nivel Alto	Nivel Bajo	Nivel Medio	Nivel Alto	Nivel Bajo	Nivel Medio	Nivel Alto
15-19	3,0	2,1	1,3	4,3	3,1	1,6	6,0	3,7	1,7
20-24	11,1	7,2	5,2	12,2	8,0	4,6	14,2	8,0	4,2
25-29	17,0	13,1	12,3	17,6	13,7	10,4	19,0	12,8	8,8
30-34	11,8	11,7	13,8	13,2	13,2	12,7	12,9	8,7	9,6

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2008.

¹² Además de la transformación de los valores de los coeficientes del modelo, 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 como 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.

Conclusiones y discusión

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 de los indicadores de bondad de ajuste en el último modelo estimado podrían indicar que existen problemas de sub-especificación. 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 2008, en tanto no es posible introducir otras variables de corte socioeconómico en el modelo de tiempo

discreto¹³. 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.

Una primera constatación a partir de los resultados obtenidos en el presente trabajo es que no existen diferencias significativas en la edad al primer hijo entre las cohortes, si se considera a cada una de ellas globalmente. Por lo tanto, se puede afirmar las nuevas generaciones de mujeres adultas de Montevideo y Área Metropolitana nacidas hasta finales de los '70 no han experimentado –a nivel general- un retraso en la edad de entrada a la maternidad, como podría esperarse. Asimismo, al analizar las diferencias entre cohortes según el nivel educativo de la madre la entrevistada se pudo constatar la presencia dos procesos que transcurren en dirección opuesta. Por un lado, las mujeres de estrato bajo de las cohortes más recientes parecen entrar más temprano a la maternidad. Ello se corrobora tanto en la proporción acumulada de mujeres que experimentaron el evento por cohorte (Tabla 3) como en el aumento de las probabilidades en todos los tramos de edad considerados (Tabla 8). Por otro lado, las entrevistadas de estrato 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 y alto al interior de cada cohorte. Si bien este resultado puede deberse a un sesgo de selección, como producto de la reducción de la proporción de mujeres pertenecientes a estratos bajos en las sucesivas generaciones, el incremento de las distancias entre las mujeres puede estar indicando un proceso de polarización en el calendario de inicio de la fecundidad. La ausencia de diferencias significativas entre cohortes esconde, por tanto, los reajustes que están experimentando las nuevas cohortes en su interna, lo que lleva a pensar que los cambios observados en la estructura social y familiar de las últimas décadas no han redundado en una estandarización de la edad de entrada a la maternidad.

Esta afirmación final debería matizarse en tanto puede deberse a que las cohortes más jóvenes consideradas en este trabajo integran el grupo de mujeres que experimentó el aumento de las tasas de fecundidad adolescente en el país hasta el año 1996 (ver Varela, 2007 y Varela et al, 2008). En la medida que la fecundidad adolescente comience a descender y se ubique en niveles bajos, sería esperable observar en las futuras generaciones de mujeres un retraso en la edad al primer hijo. Como todavía no hay evidencia contundente al respecto, esta posibilidad se mantiene restringida al terreno de las suposiciones. De persistir, la polarización del calendario de inicio de la fecundidad traería aparejado desafíos importantes en materia del diseño de políticas públicas, en tanto provoca un solapamiento de las demandas de los distintos estratos sociales en materia de derechos sexuales y reproductivos, acceso al bienestar económico y apoyo en los cuidados durante la etapa de la crianza.

¹³ Vale aclarar que ello no es porque no se hayan relevado sino porque 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 (ver Allison, 1984).

Referencias bibliográficas

Allison, P. (1984), *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-46. Thousand Oaks, CA: Sage.

Amarante, V. e Ivonne Perazzo (2008), *Fecundidad y Pobreza en Uruguay: 1986-2006*. Trabajo presentado en el III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Córdoba-Argentina, Septiembre de 2008.

Bloosfeld, H.P. & Rohwer, G. (2002), *Techniques of event history modeling: new approaches to casual analysis*. 2nd. Ed, NJ: Lawrence Earlbaum Associates.

Blossfeld, H.P., K. Golsch, & G. Rohwer (2007), *Event History Analysis with Stata*. NY: Lawrence Erlbaum Associates.

Boado, M. & Fernández (2007), *La alegría no va por barrios...: ¿Qué clases sociales pagaron la gran crisis (2000-2003)?* Ponencia presentada a 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.

Cabella, W. (2009). *Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya: la convergencia hacia la segunda transición demográfica*. Estudios Demográficos y Urbanos Estudios Demográficos y Urbanos, vol. 24, núm. 2.

Courgeau, D. & Lelievre, E. (2001), *Análisis demográfico de las biografías*. México: El Colegio de México, Centro Urbano de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano.

Espino. A y Martín Leites (2008), *Oferta laboral femenina en Uruguay: evolución e implicancias: 1981-2006*. Instituto de Economía, DT 07/08, Montevideo.

Fernández Soto, M. (2010), "Estudios sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo". *Revista Latinoamericana de Población*, Año 4, Número 7, 79-104.

Hosmer, D. & Lemeshow, S. (2000), *Applied Logistic Regression*. 2nd Ed. New York: John Wiley.

Jaccard, J. (2001), *Interaction effects on logistic regression*. Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-135. Thousand Oaks, CA: Sage.

Proyecto Género y Generaciones (2004). Encuesta Nacional sobre "Reproducción biológica y social de la población uruguaya". Folleto difusión de primeros resultados.

Paredes, M. (2003), "Los cambios en la familia en Uruguay: ¿Hacia una segunda transición demográfica?". En *Nuevas Formas de Familia. Perspectivas nacionales e internacionales*, UDELAR-UNICEF, Montevideo.

Paredes, M. y Carmen Varela (2005), *Aproximación sociodemográfica al comportamiento reproductivo y familiar en Uruguay*. Documento de Trabajo, núm. 67, Montevideo, Unidad Multidisciplinaria, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Pellegrino, A., Wanda Cabella, Mariana Paredes, Raquel Pollero y Carmen Varela (2008), “De una transición a otra: la dinámica demográfica del Uruguay en el siglo XX”, en Nahum, B. (editor), *El Uruguay del Siglo XX. La sociedad*. Montevideo: Ediciones Banda Oriental.

Peri, A. e Ignacio Pardo (2008). *Nueva evidencia sobre la hipótesis de la doble insatisfacción en Uruguay: ¿cuán lejos estamos de que toda la fecundidad sea la deseada?* Cuadernos del UNFPA, Uruguay, Año 2, N° 2.

Salvador, S. y Gabriela Pradere (2009), *Análisis de las trayectorias familiares y laborales desde una perspectiva de género y generaciones*. INE – UNIFEM – UNFPA. www.ine.gub.uy.

Solís, P. (2009). *Notas de apoyo de análisis de historia de eventos*. El Colegio de México, borrador, 19 de noviembre de 2009.

Varela, C. (2007), “Fecundidad. Propuestas para la formulación de políticas”. En: *Necesario pero Urgente: Políticas de Población en el Uruguay*. Montevideo: Fondo de Población de las Naciones Unidas-Fundación Rumbos.

Varela, C., Raquel Pollero y Ana Fostik (2008), “La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo”. En Varela, C. (coord), *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XX*. Programa de Población Facultad de Ciencias Sociales. Montevideo: Trilce.

ANEXO

Tabla 1. Proporción acumulada de mujeres que experimentaron el inicio de su fecundidad: cuartiles, rango intercuartil y proporción acumulada a los 49 años.

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	-
Educación 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 2008.

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 y la cohorte de nacimiento (%)

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 2008.

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

Nivel educativo	Cohorte de nacimiento			Total
	1946-1956	1957-1967	1968-1978	
Bajo	42,8	31,2	19,0	29,8
Medio	44,1	52,8	50,6	49,7
Alto	13,0	16,1	30,4	20,6
Total	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia con datos de la ESF 2008.

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	2,593546***	2,595191***	2,861844***	3,851183***	4,057488***
t_r=25-29	4,390943***	4,403416***	5,110651***	7,224454***	6,648172***
t_r=30-34	3,995533***	3,996205***	4,672290***	6,114802***	4,332878***
t_r=35-39	2,535861***	2,497367***	2,880140***	2,559501*	2,145291
coh_dec=1957-67		1,084834	1,146689	1,435222	1,451818
coh_dec=1968-78		0,957449	1,162268	1,743733*	2,083039**
edu_mad=Medio			0,679963***	0,677785***	0,701900
edu_mad=Alto			0,448796***	0,450997***	0,443209*
t_r=20-24 & coh_dec=1957-67				0,752384	0,768092
t_r=20-24 & coh_dec=1968-78				0,605566	0,635778
t_r=25-29 & coh_dec=1957-67				0,719895	0,718094
t_r=25-29 & coh_dec=1968-78				0,556176*	0,551509*
t_r=30-34 & coh_dec=1957-67				0,821131	0,785780
t_r=30-34 & coh_dec=1968-78				0,594687	0,531828
t_r=35-39 & coh_dec=1957-67				1,086275	1,077561
t_r=35-39 & coh_dec=1968-78				1,869837	1,807114
t_r=20-24 & edu_mad=Medio					0,880579
t_r=20-24 & edu_mad=Alto					0,988354
t_r=25-29 & edu_mad=Medio					1,049451
t_r=25-29 & edu_mad=Alto					1,544398
t_r=30-34 & edu_mad=Medio					1,413765
t_r=30-34 & edu_mad=Alto					2,709746*
t_r=35-39 & edu_mad=Medio					1,197791
t_r=35-39 & edu_mad=Alto					1,781353
coh_dec=1957-67 & edu_mad=Medio					1,011036
coh_dec=1957-67 & edu_mad=Alto					0,799417
coh_dec=1968-78 & edu_mad=Medio					0,847084
coh_dec=1968-78 & edu_mad=Alto					0,600199

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

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.

Interaccion	Log-likelihood	LR	gl	p-valor
Modelo de efectos principales	-943780,713			
tramoedadXcohorte	-942226,923	3108	8	0,000
tramoedadXedumadre	-942134,904	3292	8	0,000
cohortexedumadre	-943082,497	1396	1	0,000

