

Universidad de la República

Facultad de Ciencias Sociales

Unidad Multidisciplinaria – Programa de Población

MAESTRÍA EN DEMOGRAFÍA Y ESTUDIO DE POBLACIÓN

¿Hacia un régimen fecundidad tardía?

Un análisis de período y cohorte sobre la edad al primer hijo en Uruguay

Autor: Mathías Nathan Rudasevski

Tutora: Wanda Cabella

Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar

Montevideo, 20 de octubre 2014.-

PAGINA DE APROBACION

Tabla de contenidos

Introducción	5
1. El cambio hacia un régimen de fecundidad tardía	8
1.1 Resumen de tendencias, factores determinantes y consecuencias	8
1.2 El modelo de la <i>postponement transition</i>	11
1.3 ¿Convergencia o polarización social de la edad al primer hijo?	13
1.4 ¿Y en América Latina?.....	15
2. La evolución de la fecundidad en Uruguay	17
2.1 Evolución del nivel y la estructura por edades de la fecundidad (1975-2011).....	17
2.2 La edad al primer hijo: reseña de antecedentes en Uruguay	20
3. Los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de periodo.....	24
3.1 ¿Al inicio de una nueva transición?	25
3.1.1 Datos y medidas	26
3.1.1.1 Nacimientos anuales por edad de la madre y orden de nacimiento	26
3.1.1.2 Una aproximación a la magnitud del sub-registro de nacimientos.....	29
3.1.1.3 Estimaciones anuales de población media femenina por edad	32
3.1.1.4 Tasas no condicionales de fecundidad de primer orden y medidas resumen ..	34
3.1.2 Resultados	35
3.1.2.1 Edad media al nacimiento del primer hijo	35
3.1.2.2 Tasas no condicionales de fecundidad de primer orden por grupo de edad....	41
3.2 La emergencia de un patrón por edades bimodal en Uruguay (1985-2011)	45
3.2.1 Datos y medidas	47
3.2.1.1 De las tasas no condicionales a las probabilidades de primer nacimiento	47
3.2.1.2 Estimaciones de población media femenina por edad simple y paridez	50
3.2.2 Resultados	54
3.3 Conclusiones	59
4. Los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de cohorte.....	62
4.1 La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en Uruguay	62
4.1.1 Datos y medidas	63
4.1.1.1 La edad al primer hijo con los datos del Censo 2011	63
4.1.1.2 Construcción de una tabla de vida de cohorte.....	67
4.1.2 Resultados	69
4.1.2.1 Los cambios en la transición al primer hijo	69

4.1.2.2	Creciente heterogeneidad por nivel educativo	75
4.2	Conclusiones	79
5.	Principales resultados y discusión	82
	Referencias bibliográficas	86
	Fuentes de datos	92
	Glosario	94
	Anexo - Tablas de periodo.....	95
	Anexo - Tablas de cohorte.....	96

Introducción

La producción científica internacional ha mostrado creciente interés por el estudio de los cambios en el calendario de la fecundidad. El foco central de las investigaciones desarrolladas en este campo ha sido la postergación de la maternidad, entendida como el proceso por el cual las poblaciones experimentan un aumento de la edad media al primer hijo hasta edades avanzadas del periodo reproductivo (Balbo et al. 2013). La postergación de la fecundidad o maternidad¹ ha sido una de las características salientes del comportamiento reproductivo en las sociedades post-industriales durante las últimas tres décadas, desencadenando diversas discusiones teóricas y metodológicas sobre sus efectos. El aumento de la edad al nacimiento de los hijos fue concomitante con la difusión de la píldora anticonceptiva, el aumento del empleo femenino, la expansión de la educación terciaria, cambios en el sistema de valores y normas sociales y familiares, el deterioro de la situación económica de los adultos jóvenes y el retraso de la salida del hogar de origen y la formación de la primera unión (Beets 2010; Billari et al. 2006; Frejka & Sardon 2006; Kolher et al. 2002; Mills et al. 2011; Sobotka 2010).

En Uruguay, el estudio sobre la edad al primer hijo cobró relevancia en los últimos diez años y se convirtió en uno de los focos de interés para las nuevas investigaciones realizadas en el marco del análisis sobre el comportamiento reproductivo, la dinámica familiar y la transición a la adultez. La mayoría de los trabajos realizados en Uruguay se basó en datos retrospectivos producidos a partir de encuestas específicas (Bucheli & Cabella 2007; Cardozo & Iervolino 2009; Filardo 2010; Nathan 2013a; Varela et al. 2012; Varela et al. 2008; Videgain 2006). Un conjunto menor de investigaciones utilizó las estadísticas de nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento para los años 1993 y 2004 (Cabella 2009; Varela 2007).

No obstante, hasta el momento no se han estimado tasas específicas de fecundidad por orden de nacimiento ni calculado medidas resumen que permitieran evaluar el nivel de avance del aplazamiento en Uruguay en el marco de la comparación internacional. La ausencia de dichos indicadores es una limitante para dar seguimiento a los avances metodológicos propuestos recientemente en los países desarrollados, como en el caso de los métodos aplicados para analizar los cambios en la fecundidad de periodo según la paridez de las mujeres, o para descomponer los efectos de nivel y calendario en la Tasa Global de Fecundidad.

¹ En la literatura internacional podrá encontrarse un uso indistinto de *fertility postponement* y *postponement of chilbearing*.

Por otra parte, la disponibilidad de los datos del Censo 2011 podían ser aprovechados para revisar la evolución la transición al primer hijo por cohortes, superando algunas de las limitaciones que exhiben los trabajos realizados a partir de encuestas longitudinales que se focalizan en subpoblaciones específicas, como las mujeres residentes en Montevideo y área metropolitana o las jóvenes entre 15-29 años.

El objetivo de este trabajo es analizar los cambios en la edad al primer hijo, mediante el uso de datos y medidas de periodo y cohorte. En el análisis de periodo se revisa la evolución de la edad media al nacimiento del primer hijo entre 1978-2011, a partir de la estimación de tasas de fecundidad por edad para nacimientos de primer orden. En el marco de este trabajo se logró construir una serie histórica de nacimientos por edad de la madre y orden, identificar un factor de omisión de nacimientos novedoso y estimar poblaciones medias femeninas por edad y paridez. En el análisis de cohorte se utilizan los datos del Censo 2011 para examinar los cambios en el patrón de entrada a la maternidad entre las mujeres nacidas entre 1951 y 1990 por tercil de educación. Se aplican tablas de supervivencia para obtener las probabilidades condicionales de experimentar el nacimiento del primer hijo por edad y otras medidas derivadas de la tabla, tanto para cohortes hipotéticas como reales.

La pregunta que subyace a lo largo de todo el trabajo es en qué medida Uruguay se encamina hacia un régimen de fecundidad tardía. Para intentar responder esa pregunta se busca dar cuenta de la magnitud del cambio en la edad al primer hijo en Uruguay, así como evaluar dicho cambio en el marco de un modelo teórico desarrollado para el estudio de la transición de la fecundidad. Asimismo, se revisa cómo se procesa a la interna de la población los cambios en la edad al primer hijo. En línea con los estudios realizados en el país, se examina en qué medida el aplazamiento de la fecundidad ha estado acompañado por una mayor heterogeneidad en el comportamiento reproductivo de la población.

Además de la contribución al estado del arte sobre la dinámica reproductiva en Uruguay, este trabajo se propuso aportar a la producción de datos demográficos mediante la recopilación y explotación de información básica que se encontraba sub-utilizada. Se aspira, por tanto, no sólo a revisar los cambios en la fecundidad desde perspectiva novedosa en Uruguay sino también a colaborar con la recolección y recuperación de insumos para el análisis demográfico, de modo de expandir su uso para nuevas preguntas de investigación. Se espera, asimismo, que la nueva evidencia obtenida con este trabajo contribuya a incorporar elementos novedosos en el

esquema interpretativo de los cambios en el calendario de la fecundidad, alimentar la discusión y promover la elaboración de políticas informadas.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En primer lugar, se presenta una síntesis de las tendencias, causas y consecuencias de la postergación de la fecundidad, a partir del conocimiento acumulado en los países desarrollados. En ese marco se introduce el modelo de la *postponement transition* y sus características, a partir del cual se evaluarán los cambios en la edad media al primer hijo en Uruguay. Luego se dedica un apartado para presentar la discusión sobre convergencia o polarización de la entrada a la maternidad, de modo de dejar planteados elementos explicativos para poder interpretar las diferencias observadas al interior de la población entre estratos sociales. Luego se realiza un breve repaso de la situación en América Latina, a tener en cuenta a la hora de repensar si la evidencia producida para el caso uruguayo podría extrapolarse a la realidad del continente.

El apartado siguiente está enfocado en describir la evolución del nivel y la estructura de la fecundidad en Uruguay, y presentar los antecedentes nacionales en materia de análisis de la edad al primer hijo.

El resto del trabajo se estructura en dos capítulos. El primero está dedicado al análisis a partir de la construcción de medidas de periodo. En la primera sección se presentan los datos y medidas utilizados con las tasas no condicionales de fecundidad para nacimientos de orden 1, y los resultados obtenidos. En segundo lugar, se pasa a trabajar con probabilidades condicionales para datos de periodo, con el objetivo de revisar los cambios en el patrón de inicio de la fecundidad por edad y la relación entre postergación y nuliparidad. El capítulo dedicado a la perspectiva de cohorte se estructura en una única sección, si bien los resultados se dividen entre el análisis para el total de mujeres y el análisis por estratos educativos para cohortes seleccionadas. Cada uno de los capítulos se cierra con una serie de consideraciones a modo de conclusiones específicas de cada capítulo.

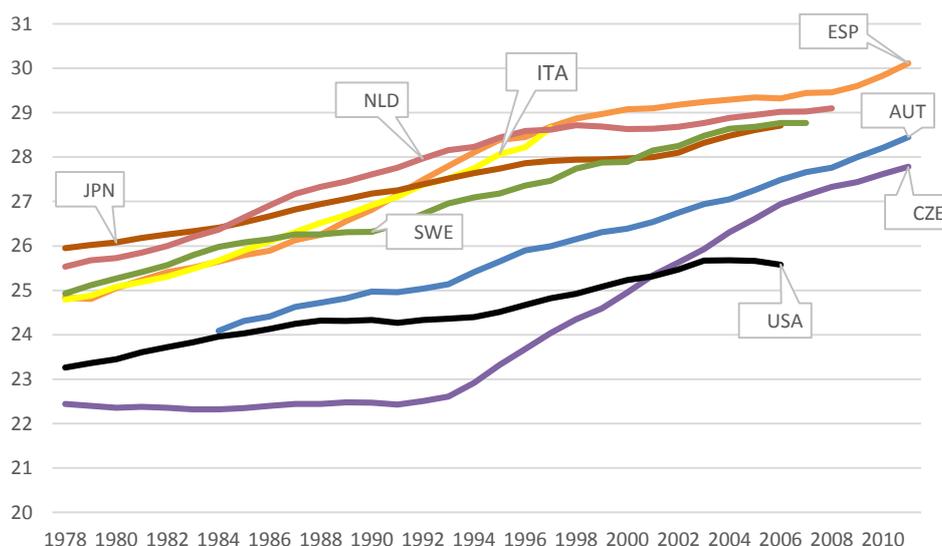
El trabajo finaliza con un apartado en el que se discuten los principales hallazgos y sus implicancias.

1. El cambio hacia un régimen de fecundidad tardía

1.1 Resumen de tendencias, factores determinantes y consecuencias

El aplazamiento o postergación de la fecundidad se ha convertido en una característica dominante de los patrones reproductivos en las sociedades post-industriales, donde el nivel de la fecundidad ha descendido hasta valores muy bajos, ubicándose entre 1,2 y 1,8 hijos por mujer (Bongaarts & Sobotka 2012). En Europa, así como en Japón, los países registraron un incremento de entre tres y cinco años en la edad al nacimiento del primer hijo desde fines de los 70s hasta mediados de los años 2000 (Billari et al. 2006; Sobotka 2010). Como se aprecia en el gráfico debajo, la edad media al primer hijo en estos países se ubica en torno a los 28-30 años (Gráfico 1). Aunque con valores más bajos, en Estados Unidos también se observó un aumento sostenido en dicho período (Mathews & Hamilton 2009).

Gráfico 1. Edad media al nacimiento del primer hijo en países seleccionados. Años 1978 a 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos de la *Human Fertility Collection*. www.fertilitydata.org.

Varios factores han sido identificados dentro de la literatura demográfica como las principales fuerzas detrás de la postergación de la fecundidad. Dichos factores han sido recogidos y sistematizados en distintos trabajos (Beets 2010; Billari et al. 2006; Mills et al. 2011; Sobotka 2004 y 2010). Aquí se presenta un resumen de las principales causas señaladas en estos estudios.

En primer lugar, la introducción de la píldora y otros métodos anticonceptivos fiables –incluso la legalización del aborto en algunos países– ha permitido que las parejas controlen su

reproducción y planifiquen la llegada de los nacimientos. Mills et al. (2011) indican que este factor ha sido una piedra fundamental para la emancipación femenina, permitiendo que las mujeres puedan ocupar otros roles además del rol materno. No obstante, los autores coinciden al señalar que el acceso universal a métodos anticonceptivos efectivos no ha sido la causa principal del retraso y que su importancia debe ser evaluada a partir de cambios sociales y culturales más amplios.

El aumento de la participación de las mujeres en el sistema educativo y el mercado de trabajo es, para varios investigadores, la principal causa del aplazamiento de la maternidad (Ní Bhrolcháin & Beaujouan 2012; Sobotka 2010). La prolongación de los años de estudio tiene un efecto directo sobre el retraso de la maternidad, dada la dificultad para combinar las tareas de estudiante con el rol de madre (el tiempo dedicado a la educación se piensa como incompatible con la crianza de los hijos). A su vez, la educación incide en las aspiraciones profesionales y familiares de la población, en el sentido de desestimular el inicio temprano de la maternidad. Las mujeres con mayor educación buscan consolidar una carrera profesional, que va logrando progresivamente mayor responsabilidad, mayor remuneración y autonomía, lo que provoca un aumento del costo de oportunidad de los hijos y deriva en la planificación de las decisiones reproductivas. Las mujeres más educadas, además, suelen buscar relaciones más igualitarias y ser más exigentes a la hora de seleccionar potenciales parejas, y ese proceso puede demorar varios años. Al igual que en la educación, el incremento de la participación de la mujer en el mercado de trabajo remite al conflicto entre vida laboral y familiar. De las dos estrategias posibles para combinar trabajo e hijos, tener hijos y luego empezar a trabajar o empezar a trabajar y luego tenerlos, la segunda es la única compatible con la norma acumular recursos antes de formar una familia (Sobotka 2004).

La expansión de la educación y de la presencia femenina en el ámbito laboral también está asociada con los cambios ideacionales identificados por la Segunda Transición Demográfica (STD)². El marco de la SDT sugiere que los cambios en el terreno de la familia y la maternidad obedecen a transformaciones culturales, entre las que se destaca la creciente importancia de

² La teoría de la STD da cuenta de un conjunto de cambios sociodemográficos experimentados por las poblaciones del norte de Europa durante la década de 1960 que luego se difundieron en todos los países industrializados. Las principales transformaciones fueron la caída de la fecundidad a niveles por debajo del reemplazo, el aumento de los divorcios y el descenso de los matrimonios, la expansión de las uniones consensuales y el nacimiento de los hijos fuera del matrimonio, y la posposición de los eventos característicos de la transición a la adultez (como la salida del hogar de origen, la entrada en unión y la llegada de los hijos) hacia edades más avanzadas (Lesthaeghe 1995; Van de Kaa 1987).

los valores e ideales de autonomía individual, realización personal y equidad de género (Surkyn & Lesthaeghe 2004). En este sentido, aparte de competir con las aspiraciones educativas y laborales, la maternidad se ha vuelto crecientemente un asunto de preferencias personales dentro de un rango más amplio de opciones vitales y por ello se aplaza hasta un momento de la vida donde la crianza de los hijos es más consistente con las metas individuales (Mills et al. 2011). Asimismo, las normas concernientes a la edad “ideal” para ser padres han ido cambiando, aceptando progresivamente la “maternidad tardía”.

Los cambios en el patrón de nupcialidad también tienen efectos en el retraso en la edad de tener los hijos. Cada vez más, los individuos transitan por varias situaciones de pareja antes de iniciar la maternidad y paternidad. La menor estabilidad de las uniones y el aumento de la cohabitación tienen implicancias en la postergación de la fecundidad si se percibe que la actual relación es temporal o propensa a la disolución. Asimismo, ya mencionado, una mayor independencia económica y social permite a las mujeres establecer relaciones más igualitarias y fijar un umbral más alto a la hora de seleccionar un “candidato” aceptable para la vida en pareja y la crianza de los hijos. El retraso de la salida del hogar y del ingreso a la vida conyugal, también señalados por la STD, producen la dilación de la secuencia de eventos asociados a la transición a la adultez, entre ellos la transición al primer hijo.

Por último, se mencionan otro conjunto de causas vinculadas con las condiciones de incertidumbre económica que enfrentan los jóvenes en el proceso de inserción laboral y emancipación económica del hogar familiar. El desempleo juvenil, los contratos temporales y las condiciones inestables del mercado laboral generan un contexto de “inseguridad” económica que provoca el aplazamiento del primer nacimiento, debido a la imposibilidad de tomar decisiones vinculantes a largo plazo (Beets 2010; Mills et al. 2011; Sobotka 2010).

Las consecuencias de la postergación de la fecundidad han sido abordadas fundamentalmente desde la Demografía y la Medicina. Los demógrafos se concentraron de manera creciente en el estudio de los efectos *tempo* y *quantum* sobre las medidas de fecundidad de periodo (Bongaarts & Feeney 1998). Una nueva línea de investigación se instaló en la agenda de temas de fecundidad con el objetivo de alcanzar un indicador de momento que refleje el nivel el nivel de fecundidad de la población en ausencia de los cambios observados en la edad de tener los hijos. A partir de ello, varios trabajos evidenciaron que la disminución de la Tasa Global de Fecundidad (TGF) hasta niveles muy bajos en los países desarrollados era atribuible en buena parte al efecto el aplazamiento de la fecundidad (Bongaarts & Sobotka 2012; Goldstein et al. 2009; Kohler et al.

2002). A nivel micro, la investigación se concentró en la relación entre maternidad tardía, tiempo hasta lograr el embarazo y la infertilidad, que impacta sobre la posibilidad de alcanzar la fecundidad deseada, y también conlleva riesgos potenciales para la salud de la madre y el niño (Beets 2010). La postergación de la fecundidad resulta ha resultado en que las parejas tienen sus hijos en un periodo cuando la fertilidad de las mujeres se encuentra en declive (te Velde & Pearson 2002). Los resultados de los estudios médicos indican que el aumento del riesgo de una prolongación del tiempo hasta el embarazo, infertilidad, abortos espontáneos, embarazos ectópicos y la trisomía 21 comienza en alrededor de 30 años de edad, y es crecientemente significativa después de los 35 años (Schmidt et al. 2012).

Frente a esto último, Sobotka (2010) señala que, a pesar de las manifestaciones negativas sobre el retraso de la maternidad desde la literatura médica, los fundamentos biológicos de la maternidad temprana están cada vez más en conflicto con las razones sociales y económicas que llevan a iniciar la vida reproductiva a edades avanzadas. En este sentido, la paternidad/maternidad tardía tiene beneficios potenciales para los padres y sus hijos, dado que los adultos suelen estar mejor preparados psicológica, emocional y económicamente para afrontar la crianza de los niños (Steiner & Susser 2000).

1.2 El modelo de la *postponement transition*

Kohler et al. (2002) argumentan que la postergación de la fecundidad en los países desarrollados sigue un proceso que denominan como *posponement transition* (PT), esto es, el cambio hacia un nuevo régimen demográfico en el que la edad al primer hijo se estabiliza a edades avanzadas del período reproductivo.

El año de inicio de la PT se define como el primero en un período de tres años consecutivos durante los cuales la edad media al nacimiento del primer hijo aumenta a un ritmo de 0,3 o más años. En los países europeos se observa un rango amplio de años de inicio, que van desde principios de los setenta (por ejemplo, Holanda) hasta mediados o fines de los noventa (Rusia, Bielorusia, etc.) (Kolher et al. 2002). Dado que la PT se define a partir del ritmo de variación de la edad media al primer hijo, sus valores al inicio de la transición también presentan diferencias significativas entre países, en algunos casos, la EMPH se encuentra cerca de los 25 años (países nórdicos o de Europa del Sur) y en otros por debajo de los 23 años (países de Europa Oriental) (Kohler et al. 2006).

Al analizar el avance de la PT en los países de muy baja fecundidad, Kohler et al. (2002) señalan tres características inherentes al desencadenamiento y desarrollo de este proceso: i) su inicio representa un quiebre con un régimen previo, caracterizado por una relativa estabilidad en el *timing* del nacimiento del primer hijo a edades más tempranas; ii) una vez iniciada, la PT es persistente y conduce a grandes aumentos en la edad media al primer hijo; y iii) las características generales de la PT están presentes en un rango amplio de contextos socioeconómicos, por lo que se espera que –más tarde o más temprano– todos los países experimenten esta transición. En este sentido, el desarrollo de la PT puede ser explicado por mecanismos similares a los de la transición de la fecundidad observada en Europa y otras regiones del mundo, que combina incentivos a nivel individual y procesos de interacción social que refuerzan esta tendencia. Una vez que un grupo de mujeres se pone a la vanguardia de los cambios y comienza a aplazar el nacimiento de sus hijos, se produce un efecto de arrastre (difusión) por el cual se alienta a otros miembros de la población a seguir dicho comportamiento.

En el marco de la PT, Kohler et al. (2002) introducen también el concepto de *rectangularización* de los patrones de fecundidad por edad. La rectangularización se caracteriza por una concentración creciente de los nacimientos dentro de un intervalo de edades cada vez más estrecho. Por ende, junto con el aumento de la edad media al primer hijo observan un descenso de su desviación estándar. De acuerdo a los autores, la rectangularización puede encontrarse en un amplio conjunto de países con fecundidad debajo del nivel de reemplazo. Este es un aspecto central a la hora de analizar la evolución de la edad al nacimiento del primer hijo, ya que en la medida que los indicadores sugieren una progresiva concentración dentro de un rango de edades más acotado, se estaría frente a un escenario de convergencia de la conducta reproductiva de la población hacia un mismo patrón de fecundidad por edad.

Asimismo, el descenso de la dispersión en la edad al primer hijo podría ser una señal de que la edad media estaría alcanzando su valor límite. No hay hasta el momento indicios claros de que la postergación de la fecundidad vaya a cesar en el futuro cercano (Sobotka 2010); no obstante el ritmo de aumento de la edad media al primer hijo ha ido disminuyendo y es uno de los factores que explican el aumento de la TGF de periodo en los países europeos durante los últimos años (Bongaarts & Sobotka 2012; Goldstein et al. 2009).

1.3 ¿Convergencia o polarización social de la edad al primer hijo?

La eventual convergencia de los patrones de fecundidad en los países desarrollados es un tema de debate en la Demografía europea. Al respecto del avance de la postergación de la fecundidad, Sobotka (2004) indica que existen dos hipótesis enfrentadas. La primera es la hipótesis de la “rectangularización” que, como ya se mencionó, implica una creciente concentración de la maternidad en un intervalo relativamente estrecho a edades avanzadas del periodo reproductivo (Kohler et al. 2002). La segunda hipótesis es la de la “polarización”, que implica el aumento de las brechas en la edad al primer hijo entre subpoblaciones debido a sus diferencias en el plano social y económico (Ravanera & Rajulton 2006). Esta segunda hipótesis ha ido ganando terreno a partir de la evidencia empírica obtenida en distintos países.

Una creciente heterogeneidad en el *timing* de la fecundidad ha sido identificada en países desarrollados, fundamentalmente los de habla inglesa (Sobotka 2004). En Estados Unidos, varios estudios han señalado una mayor dispersión de la edad de inicio a la maternidad en las cohortes más jóvenes (Bloom & Trussell 1984; Kimeyer & Hamilton 2011). Los patrones de entrada a la fecundidad presentan brechas crecientes entre estratos socioeconómicos (McClanahan 2004; Rendall et al. 2010) y la transmisión intergeneracional de la edad al nacimiento del primer hijo entre madres e hijas genera un efecto creciente en los extremos de la distribución: la edad al primer hijo es cada vez menor para las hijas de madres adolescentes y mayor para los nacidos de madres que iniciaron la maternidad luego de los 25 años (Kim 2014).

Ravanera & Rajulton (2006) encontraron resultados similares en Canadá. Afirman que existe un proceso de polarización del curso de vida que conlleva diferencias en el inicio de la maternidad según el estatus social. El camino normativamente definido hacia la maternidad (culminación de los estudios, entrada al mercado de trabajo, formación de la unión y la maternidad) es seguido principalmente por las mujeres de estatus social alto; en cambio, las mujeres de status bajo son más proclives a transitar rutas más cortas en el camino hacia la maternidad, que incluye la salida temprana del sistema educativo e ingreso precoz al trabajo y la vida conyugal. Los autores indican que hubo un aumento de la edad media a la que se experimentan todos los eventos del curso de vida y que las mujeres de estatus social alto experimentan dichas transiciones a edades más avanzadas que aquellas de estrato bajo. No obstante, la brecha en la edad al primer hijo es mucho mayor entre subgrupos en comparación con los otros eventos; esto indica que las diferencias por status social en la transición al primer hijo son solo parcialmente explicadas por las diferencias en las edades a las que se experimentan los eventos previos.

Al respecto de los factores que determinan una mayor heterogeneidad en la edad al primer hijo, Sobotka (2010) indica que la *postponement transition* ha sido liderada por los individuos altamente educados, quienes encuentran oportunidades y motivaciones económicas para postergar el inicio de la formación familiar. No es el caso de los grupos menos educados, que muestran un modesto incremento de la edad al primer hijo. McClanahan (2004) va un poco más allá al afirmar que las transformaciones sociales y familiares recogidas por la teoría de la STD han sido aprovechadas fundamentalmente por las mujeres de mejor posición social. Las fuerzas que impulsan la STD, esto es, una nueva identidad femenina asociada a la vida profesional, el acceso a tecnologías para el control de los nacimientos y los cambios en el mercado de trabajo, conducen a dos tipos de trayectorias: una asociada con el retraso de la maternidad y mayor empleo femenino (que refleja ganancias en los recursos para padres e hijos) y otra vinculada con el divorcio y la fecundidad temprana extra-matrimonial (que conlleva mayores pérdidas para las familias y sus dependientes).

Por su parte, Rendall et al. (2010) observan que la polarización en los patrones por edad de los primeros nacimientos es propia de regímenes de bienestar liberales como los de Estados Unidos y Reino Unido, donde existen políticas sociales limitadas, alta desigualdad de ingresos, bajos beneficios para las familias y, por ende, mayores obstáculos para que las mujeres puedan combinar el trabajo con la maternidad. Afirman que este patrón contrasta con los cambios observados en dos regímenes de bienestar “universalistas” (Francia y Noruega), donde los cambios en la edad de inicio de la fecundidad por cohorte se desarrollaron homogéneamente entre todos los sectores educativos.

Ravanera & Rajulton (2006) discuten posibles factores explicativos de la polarización a partir de la revisión de la literatura sobre fecundidad. Por un lado, desde la racionalidad económica, los incentivos para retrasar la maternidad por el aumento del costo de oportunidad de tener hijos han sido más fuertes entre las mujeres de status social alto. Por el otro, el cambio cultural que implica nuevos valores y actitudes más proclives hacia el individualismo y deseo de autorealización, están mediados por los valores y actitudes compartidas mediante la socialización. En línea con el planteo de McClanahan (2004), los autores afirman que las mujeres de hogares más aventajados son más proclives a adoptar las pautas propias de la STD, orientando sus aspiraciones hacia el mundo del trabajo

En suma, a pesar de una tendencia clara al aumento de la edad al primer hijo en las sociedades desarrolladas, las fuerzas que han impulsado este cambio pueden provocar un aumento de las brechas al interior de la población. La persistencia de la maternidad temprana entre las mujeres menos educadas aparece asociada con los mecanismos de exclusión estructural en el acceso a las oportunidades que brindan los nuevos contextos culturales y económicos. El aumento de la heterogeneidad en el calendario de la fecundidad es, a su vez, particularmente notorio en los países que no cuentan con una red de protección social y familiar para la atención de los sectores más vulnerables y la mitigación de las inequidades que se generan por una inserción diferencial en el mercado de trabajo.

1.4 ¿Y en América Latina?

Mientras que los países europeos experimentaron un marcado aumento de la edad al nacimiento del primer hijo, América Latina parecía ajena este fenómeno. Prácticamente todos los estudios realizados hasta el año 2010 indicaban que el descenso de la fecundidad observado en los países de la región durante las últimas décadas no había estado acompañado de un envejecimiento en el calendario reproductivo. En este sentido, Rosero-Bixby (2004) examinó las tendencias de la fecundidad hasta iniciada la década de 2000 en 15 áreas metropolitanas de América Latina y constató su rápido descenso en todas. Sin embargo, en su estudio no encontró evidencia sobre una tendencia generalizada hacia un aumento de la edad al tener el primer hijo.

En un trabajo de la CEPAL (2012) se afirma que varios países de América Latina experimentaron un rejuvenecimiento de la edad a la cual se tiene el primer hijo durante los últimos años. En Brasil, por ejemplo, donde la tasa global de fecundidad descendió rápidamente en los últimos años hasta ubicarse por debajo del nivel de reemplazo, se ha producido un aumento del peso del grupo de edades más jóvenes en la estructura de la fecundidad (Cavenaghi & Diniz Alvez 2011). En el caso de la Ciudad de Buenos Aires, Binstock (2008) concluye que la edad a la que las mujeres son madres por primera vez no se ha modificado sustantivamente.

No obstante, en un trabajo posterior, Rosero-Bixby junto con otras dos investigadoras señalaron que América Latina presentaba algunos signos de estar encaminándose lentamente hacia un patrón de fecundidad tardía (Rosero-Bixby et al. 2009). En esta línea, un trabajo reciente realizado por Esteve et al. (2013) a partir de información de varias rondas censales en los países de la región, destaca 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 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).

A pesar de la evidencia presentada en estos dos trabajos, la ausencia de un patrón claro de postergación de la fecundidad en América Latina lleva a pensar que el descenso observado en la TGF de la región se explica fundamentalmente por comportamientos individuales más proclives a detener el número de hijos que a retrasar su llegada. Ello es un indicador de que el modelo latinoamericano contrasta con el patrón de reproducción surgido en los países desarrollados a partir de los años setenta, que se considera característico de la STD y la PT. Los datos disponibles también dan cuenta de una tendencia a la polarización del calendario de la fecundidad según el nivel educativo alcanzado entre las mujeres latinoamericanas (CEPAL 2012). En un continente de fuertes desigualdades sociales el calendario de entrada a la maternidad aparece segmentado por sectores socioeconómicos: mientras que hay sectores que comienzan a retrasar la maternidad hasta edades más avanzadas, otro conjunto importante de la población muestra un comportamiento más proclive al inicio temprano, fundamentalmente en la etapa adolescente.

La persistencia de tasas altas de fecundidad adolescente es una de las características del patrón de fecundidad en América Latina. La reducción de la fecundidad adolescente en la región ha sido mucho más moderada que la baja de la fecundidad total. De hecho, durante la década de 1990 casi todos los países de la región registraron un aumento de la fecundidad adolescente, mientras que la TGF caía de manera pronunciada (CEPAL 2012). A pesar de que entre 2000 y 2010 la fecundidad adolescente experimentó un descenso, los niveles continúan estando por encima de lo esperable si se toma en cuenta la TGF de la región (Rodríguez & Cavenaghi 2013).

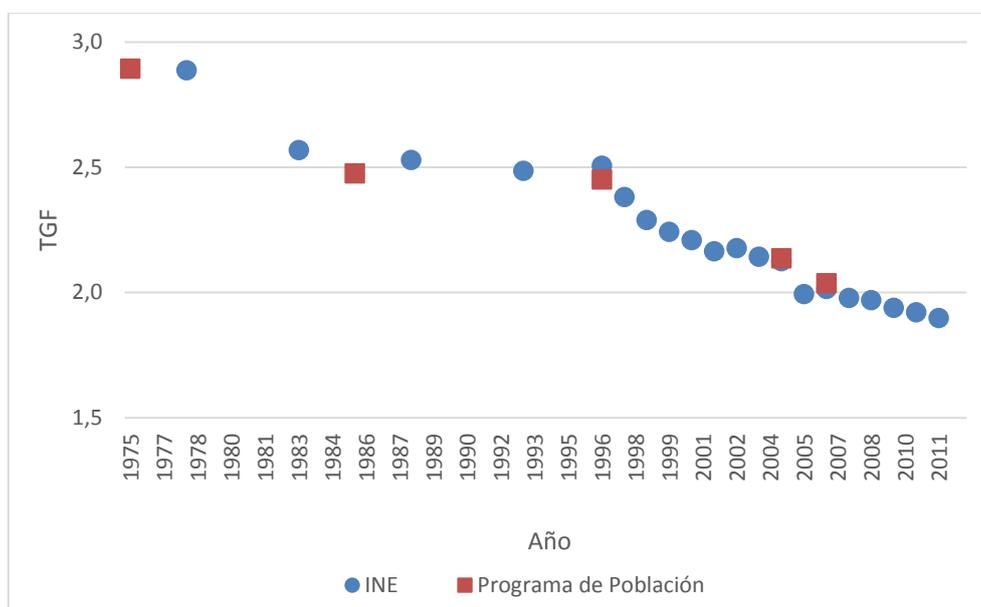
En definitiva, el patrón vigente de la fecundidad en América Latina se caracteriza por la existencia de brechas reproductivas al interior de la población. A pesar de que hay indicios de un gradual aumento de la edad al primer hijo en algunos países, un fenómeno esperable en un contexto de crecientes estímulos para la postergación de la fecundidad, la permanencia de un componente significativo de fecundidad adolescente plantea como el escenario más probable el aumento de la heterogeneidad interna entre distintos sectores sociales.

2. La evolución de la fecundidad en Uruguay

2.1 Evolución del nivel y la estructura por edades de la fecundidad (1975-2011)

Durante las últimas cuatro décadas, el nivel de la fecundidad en Uruguay ha presentado un marcado patrón de descenso. No obstante, las estimaciones de la TGF del INE y del Programa de Población (Udelar) permiten identificar dos etapas diferentes dentro del período de análisis. En una primera etapa, la TGF desciende de casi 3 hijos (1975) a 2,5 hijos por mujer, valores en los que se estabiliza hasta mediados de los años noventa. A partir de entonces la TGF reinicia una fase de descenso hasta ubicarse en niveles por debajo del valor de reemplazo (1,9 hijos por mujer en 2011) (Gráfico 2), como fuera señalado anteriormente por Varela et al. (2008).

Gráfico 2. Evolución de la tasa global de fecundidad en Uruguay según fuente. Años 1975 a 2011.



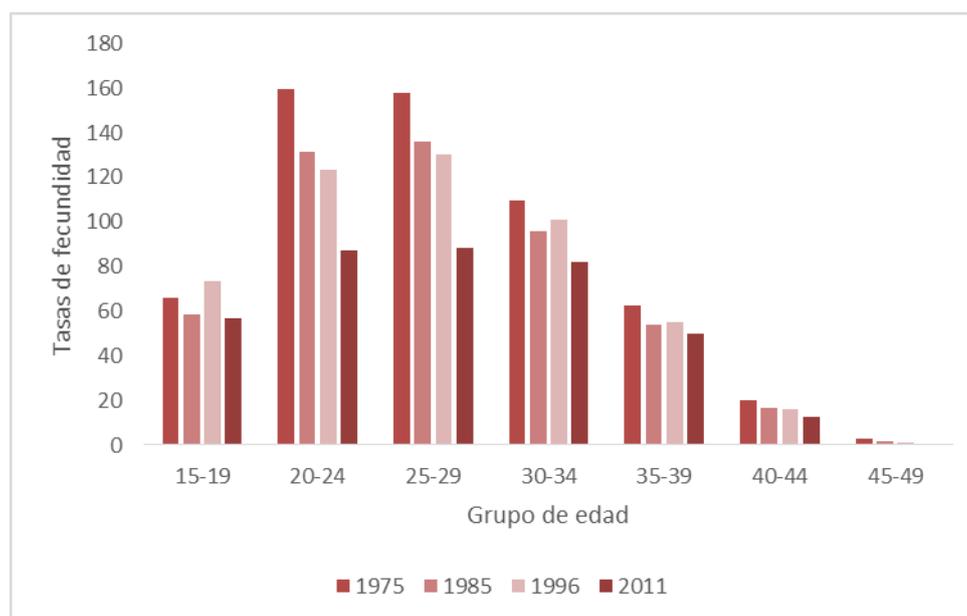
Fuente: Elaboración propia a partir de estimaciones del INE-CELADE (1998) INE (2013), Varela (2007) y Varela et al. (2008).

El descenso de la fecundidad se ve reflejado en la caída de las tasas por grupos de edad entre 1975 y 2011 (Gráfico 3). Esta caída fue particularmente intensa en los dos grupos quinquenales ubicados entre los 20 y 29 años. En 2011, las tasas de fecundidad en ambos grupos se ubican en valores muy cercanos a los observados en el grupo de 30-34 años (80-90 por mil), en el cual también se observa un descenso –aunque menos marcado– a lo largo del período. Las tasas de fecundidad en las edades más avanzadas (35-39 y 40-44) bajaron entre los años 1975 y 1985, se mantuvieron casi sin cambios en 1996 y descendieron levemente en 2011. En el otro extremo, se puede observar un descenso importante de la tasa de fecundidad de las mujeres de 15-19

años entre 1996 y 2011, aunque el nivel observado en este último año sea prácticamente idéntico al de 1985 (58 por mil). La fecundidad de las adolescentes continúa siendo elevada en comparación con los valores alcanzados a mitad de siglo XX y en la comparación mundial. Esta resistencia a la baja se explica por los niveles altos de fecundidad temprana entre los estratos más desventajados de la población (Varela et al. 2014).

Como se mencionó en el apartado correspondiente, las tasas elevadas de fecundidad adolescente son una característica de los regímenes de fecundidad en América Latina. A pesar del descenso observado en los últimos años, América Latina continúa teniendo tasas de fecundidad adolescente muy por encima de lo que se esperaría en función de su TGF y sus indicadores socioeconómicos. En este sentido, Rodríguez & Cavenaghi (2013) mencionan que América Latina tienen la misma TGF que Asia en 2012 pero una tasa de fecundidad entre 15-19 años que es de casi el doble.

Gráfico 3. Evolución de las tasas de fecundidad por grupo de edad en Uruguay. Años 1975, 1985, 1996 y 2011.



Fuente: Elaboración propia a partir de estimaciones del INE (2013) y Varela (2007).

Al revisar el aporte de la fecundidad por edades al descenso general de la fecundidad observado entre 1975 y 2011 (Tabla 1. Tasas específicas de fecundidad por grupo de edad (por mil) y variación absoluta y relativa en Uruguay. Años 1975 y 2011. [Tabla 1](#)), se aprecia una fuerte incidencia de la reducción de la fecundidad entre los 20 y 29 años. El descenso observado en las tasas específicas de fecundidad en este tramo etario permite explicar el 70% de la variación experimentada por

la TGF en el período. El otro aporte significativo se encuentra en el tramo de 30-34 años, que explica el 14% del descenso de la TGF. La fecundidad adolescente, en cambio, presenta un aporte menor, en parte por su menor contribución a la fecundidad total por edades, pero también por una variación relativa entre 1975 y 2011 muy inferior a la observada en las edades ya mencionadas.

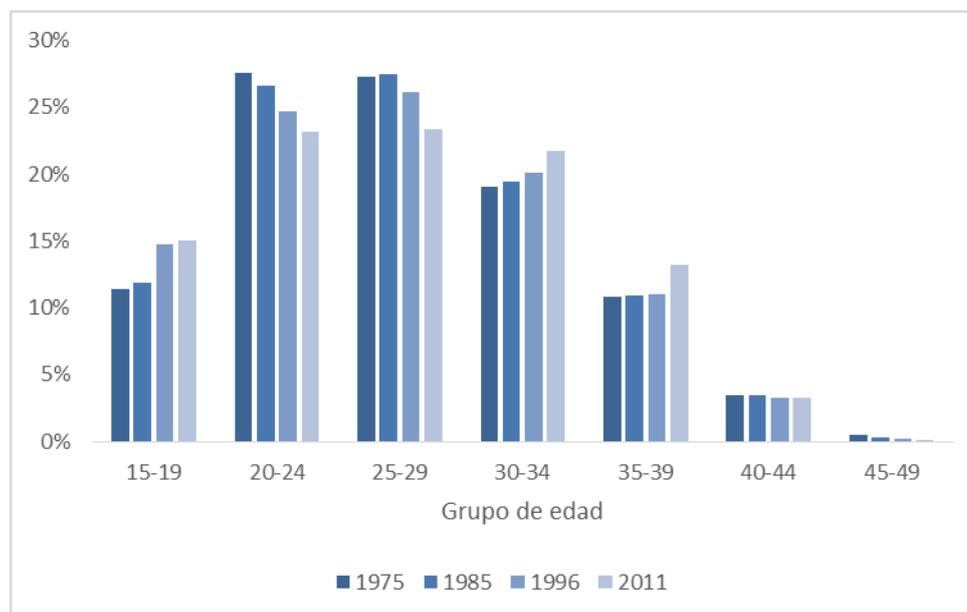
Tabla 1. Tasas específicas de fecundidad por grupo de edad (por mil) y variación absoluta y relativa en Uruguay. Años 1975 y 2011.

Grupo de edad	Tasas de fecundidad		Variación 1975-2011	
	1975	2011	Absoluta	Relativa
15-19	65,7	58,5	-8,9	4,4%
20-24	159,4	131,2	-72,0	35,9%
25-29	157,8	135,7	-69,6	34,7%
30-34	109,8	96,1	-27,8	13,9%
35-39	62,3	54,0	-12,4	6,2%
40-44	19,8	16,9	-7,4	3,7%
45-49	2,9	1,5	-2,4	1,2%
TGF	2,9	1,9		100,0%

Fuente: Elaboración propia a partir de estimaciones del INE (2013) y Varela (2007).

La distribución relativa de las tasas específicas aporta un panorama complementario al analizado a partir de los niveles de fecundidad por edad ([Gráfico 4](#)). Aquí se observa, nuevamente, la pérdida de peso relativo en la fecundidad de los grupos de edad de 20-24 y 25-29, aunque siguen siendo en esas edades donde se registra la frecuencia más alta de nacimientos. La revisión de los restantes grupos etarios resulta especialmente interesante para los objetivos de este trabajo. A pesar de su tendencia descendente, el aporte de las adolescentes a la fecundidad total no se redujo; por el contrario, en 2011 es mayor que aporte observado en 1996. Por otro lado, el peso relativo de las edades avanzadas se incrementa sustantivamente, a pesar de que se registró una caída de las tasas de fecundidad de estas mujeres entre 1975 y 2011.

Gráfico 4. Distribución porcentual de las tasas de fecundidad por grupo de edad en Uruguay. Años 1975, 1985, 1996 y 2011.



Fuente: Elaboración propia a partir de estimaciones del INE (2013) y Varela (2007).

En suma, si bien el descenso de la TGF a lo largo del período estudiado estuvo acompañado por una reducción de las tasas específicas en todos los grupos de edad, la principal caída se registró en las edades centrales de la fecundidad (20-24 y 25-29). Al mismo tiempo, la fecundidad adolescente presentó cambios leves y se mantiene en niveles altos en un contexto de descenso de la fecundidad por debajo del umbral del reemplazo. Otro aspecto del cambio de patrón, es el aumento del peso de la fecundidad entre las mujeres de 30 años y más, lo que –junto con la caída en la fecundidad en edades centrales- puede ser indicativo de la recuperación de los nacimientos postergados previamente.

2.2 La edad al primer hijo: reseña de antecedentes en Uruguay

En algo menos de diez años, la producción nacional de trabajos académicos con foco parcial o total en el análisis de la edad al primer hijo se intensificó notablemente. Hasta entonces, los estudios sobre el comportamiento reproductivo en Uruguay se habían concentrado en describir la evolución del nivel de fecundidad y sus diferenciales sociales, económicos y territoriales. El creciente interés por parte de los demógrafos en este fenómeno estuvo motivado por el descenso de la TGF por debajo del umbral de reemplazo y el cambio en el patrón de fecundidad por edades (Varela 2007; Varela et al. 2008; punto 2.1 de este trabajo), y las transformaciones observadas en las pautas de formación y disolución de uniones, similares a las reseñadas en los

países europeos pero que mostraban importantes diferencias entre grupos sociales (Cabella 2009; Paredes 2003).

Una alta proporción de la producción científica sobre la edad al primer hijo en Uruguay se apoyó en el uso de datos de fecundidad retrospectiva a partir de encuestas específicas y la implementaron métodos del análisis de supervivencia (Bucheli & Cabella 2007; Cardozo & Iervolino 2009; Filardo 2010; Nathan 2013a; Varela et al. 2012; Varela et al. 2008; Videgain 2006). En otros dos trabajos revisaron los cambios en la edad de los primeros nacimientos entre 1993 y 2004 (Varela 2007; Cabella 2009).

A nivel general, se pueden destacar tres aspectos centrales de los hallazgos obtenidos en estos trabajos: i) la existencia de diferencias en la edad de entrada a la maternidad en función del clima educativo del hogar de origen, el nivel educativo alcanzado por la mujer, la región de residencia y la ascendencia étnico-racial; ii) una tendencia al aplazamiento del inicio de la maternidad para edades próximas a los 30 años, provocado por el retraso observado entre las mujeres más educadas o de contextos socioeconómicos más favorables; iii) un aumento de las brechas entre mujeres de las cohortes más jóvenes, dada la persistencia de un componente importante de la población que inicia la fecundidad a edades adolescentes. Debajo se destacan describen los trabajos que abordaron específicamente el cambio en la edad al primer hijo en el tiempo o entre cohortes.

Videgain (2006) estudió los cambios en la transición a la adultez en mujeres residentes en el Gran Montevideo con los datos de la Encuesta de Situaciones Familiares y Desempeños Sociales 2001 (ESF, 2001). A partir del método de tablas de vida y de modelos de regresión logística de tiempo discreto, estimó las probabilidades de experimentar la transición al primer hijo para las cohortes de mujeres nacidas entre 1947 y 1976, incorporando como variable independiente 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 de pertenencia, pautando de esta manera lo que la autora denomina como “proceso de segmentación social” en materia de transiciones a la vida adulta.

Varela et al. (2008) 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 modelos de regresión de riesgos proporcionales (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 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 de 1990, tendencia que se revirtió a partir del año 1997 y que no presentó cambios hasta 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.

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. Los autores aplicaron también 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.

A partir de una comparación entre las estadísticas de nacimientos de 1993 y 2004, Varela (2007) analizó la caída de los nacimientos totales según el orden de nacimiento, el establecimiento de ocurrencia y el nivel educativo de la madre. Su trabajo muestra un descenso de los nacimientos de órdenes altos entre las madres de nivel socioeconómico bajo, cuyos partos son asistidos en el sector público de salud. Entre las usuarias del sector mutual y de mayor nivel educativo se incrementó la proporción de nacimientos de primer orden entre las mujeres de 30-39 años, indicativo de un retraso del calendario de inicio de la fecundidad.

Por su parte, Cabella (2009) evalúa los cambios en la edad promedio de las mujeres que tuvieron sus nacimientos de orden 1 en 1993 y 2004, según el nivel educativo. La autora afirma que los cambios en la edad al primer hijo han sido escasos si se considera al total de las madres, resultado de una “suma cero” entre los comportamientos de distintos grupos sociales. Por un lado, la edad media entre las madres primerizas de nivel educativo muy bajo y bajo presentó un leve descenso; por el otro, las de nivel medio y alto registraron un aumento. En función de ello,

Cabella afirma que las brechas en la edad de entrada a la maternidad entre los diversos sectores educativos se han ensanchado.

Varela et al. 2012 comparan las características de la transición a la maternidad de las mujeres entre 15-29 años en 1990 y 2008, a partir de las Encuestas Nacionales de Adolescencia y Juventud (ENAJ) 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 antes de los 30 años. Entre sus hallazgos se puede destacar, en primer lugar, que las jóvenes en 2008 transitan de manera más tardía este evento en relación a sus pares de 1990. Este retraso ocurre fundamentalmente a partir de los 24 años, en la etapa adolescente no se observan cambios entre cohortes. En segundo lugar, el estudio constata una profundización de las brechas existentes en la intensidad y calendario de la transición a la maternidad entre las dos cohortes estudiadas en función del nivel educativo alcanzado, la educación de la madre y la región de residencia, aspecto que es subrayado como indicativo de una creciente polarización social en la edad a la que se experimenta la llegada del primer hijo.

Por último, Nathan (2013a) analizó las diferencias en la probabilidad de tener el primer hijo en una muestra de mujeres de 30 a 62 años de Montevideo y área metropolitana a partir de la ESF (2007-2008), según la cohorte de nacimiento y el estrato social de origen. Al igual que en prácticamente todos los antecedentes nacionales, la estrategia metodológica empleada se basó en la utilización de técnicas del análisis de historia de eventos. Los resultados obtenidos permiten afirmar que las 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. Asimismo, al analizar las diferencias entre cohortes según el nivel educativo de la madre de la entrevistada se observa un ensanchamiento de la brecha entre los estratos bajo y alto.

3. Los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de periodo

El enfoque de periodo es el más utilizado en el análisis de la fecundidad. A diferencia del análisis longitudinal o de cohorte, las medidas de periodo brindan un panorama actual de la fecundidad de una población y los datos para su construcción son rutinariamente publicados por las oficinas productoras de estadísticas oficiales, aunque su calidad y accesibilidad dependen del país con el que se está trabajando. A la hora de examinar las tendencias de la fecundidad por orden de nacimiento, el panorama es en general más complejo. Si bien durante los últimos años se ha manifestado un creciente interés por el análisis del comportamiento reproductivo de las mujeres en función de su paridez (Ortega & Kohler 2007), poco se ha avanzado en la producción de estadísticas de nacimientos por orden fuera de los países desarrollados y, en consecuencia, la investigación sobre la evolución de la fecundidad del primer hijo desde la perspectiva de periodo todavía se manifiesta de manera incipiente.

En Uruguay, hasta hace un año, los datos de nacimientos por edad y orden habían sido examinados exclusivamente en los trabajos de Varela (2007) y Cabella (2009). Ambos trabajos son aportes fundamentales para el estudio de los cambios en la edad al nacimiento del primer hijo en Uruguay desde una perspectiva de periodo, dado que presentan evidencia sobre la evolución diferencial de la entrada a la maternidad a partir de atributos socioeconómicos. No obstante, ambos restringen el uso de los datos de nacimientos por orden a los años 1993 y 2004 y las medidas utilizadas no están estandarizadas en función de las poblaciones femeninas por edad (analizan nacimientos en lugar de tasas de fecundidad).

De manera más reciente, hace algo más de dos años se dio inicio en el Programa de Población (Facultad de Ciencias Sociales, Udelar) a un trabajo sistemático con la información de nacimientos por edad y orden entre 1996-2011, a partir de la explotación de microdatos producidos por el Ministerio de Salud Pública (MSP) y validados por el Instituto Nacional de Estadística (INE)³. Como resultado, se pudieron estimar las tasas específicas de fecundidad por edad y orden de nacimiento entre 1996-2011, analizar los cambios en el nivel y calendario de la fecundidad por orden de nacimiento y examinar las distorsiones en la Tasa Global de Fecundidad

³ Este trabajo se realizó en el marco del proyecto “*El descenso de la fecundidad en Uruguay: ¿cuál es su verdadera dimensión?*”, coordinado por Wanda Cabella e Ignacio Pardo, con financiamiento de la Comisión Sectorial de Investigación Científica de la Udelar, a través del llamado a proyectos de Investigación y Desarrollo (I+D CSIC/2013-2014).

(TGF) provocadas por la variación en el *timing* de la fecundidad a lo largo del periodo (Nathan, Pardo & Cabella 2014; Pardo & Cabella 2014).

En la presente investigación se utilizan los datos sobre nacimientos de primer orden producidos por Cabella, Nathan y Pardo para los años 1996-2011. No obstante, con el objetivo de construir una serie larga en el tiempo, se llevó adelante la tarea de búsqueda y recopilación de datos sobre nacimientos por edad de la madre y orden para los años previos a 1996. Haciendo uso de la información producida en el pasado por el sistema de estadísticas vitales, se logró ampliar la serie hasta el año 1978, logrando cubrir la mayor parte de los años dentro del periodo 1978-2011. Vale destacar entonces que este trabajo tiene como una de sus principales fortalezas la recolección, el procesamiento, ajuste y análisis de los datos de nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento en Uruguay, un esfuerzo que resulta singular en el país y en la región, donde las estadísticas de nacimientos por orden y paridez están aún muy poco desarrolladas.

En este capítulo, correspondiente al análisis de período, se presentan los resultados obtenidos a partir de las estimaciones anuales de fecundidad para los nacimientos de primer orden. El objetivo que se persigue es describir el sentido y la magnitud del cambio en la edad media al primer hijo en Uruguay entre 1978 y 2011, así como examinar la evolución de la fecundidad de primer orden por edad, de modo de estudiar los cambios en el patrón de entrada a la maternidad a lo largo del tiempo. El capítulo se divide en dos secciones. En la primera, que lleva como título *¿Al inicio de una nueva transición? La evolución de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay (1978-2011)*, se examina el cambio en la edad media al nacimiento del primer hijo en el marco de la *postponement transition* y se analiza la evolución de la fecundidad específica por edad para los nacimientos de primer orden. La segunda, denominada *La emergencia de un patrón por edades bimodal en Uruguay*, tiene el cometido de revisar los cambios en las intensidades de la fecundidad por edad en 1985, 1996 y 2011, e incorporar nuevos elementos que ayuden a caracterizar el modelo vigente de entrada a la maternidad en Uruguay.

3.1 ¿Al inicio de una nueva transición? La evolución de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay (1978-2011)

Con la excepción del trabajo de Nathan et al. (2014), no hay antecedentes en Uruguay en materia de estimaciones de tasas de fecundidad por edad para nacimientos de primer orden. En esta sección se describen los datos y medidas utilizadas para obtener dichas tasas, a partir de las cuales se calcula la edad media al nacimiento del primer hijo y su desviación estándar entre

1978-2011. Se comenta el tipo de estrategia implementada para la recopilación de los datos sobre nacimientos por edad y orden, y se detallan los problemas detectados y los procedimientos aplicados para su corrección. Asimismo, se introduce el factor de omisión utilizado para ajustar los datos en función del sub-registro de nacimientos. Posteriormente, se describe el método utilizado para empalmar las estimaciones históricas y recientes de población femenina por edad elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Luego, se presentan los detalles de cálculo de las medidas y se analizan los resultados obtenidos a partir de las mismas.

3.1.1 Datos y medidas

3.1.1.1 Nacimientos anuales por edad de la madre y orden de nacimiento

El término *orden de nacimiento* es utilizado en demografía para referirse a la ubicación de un hijo nacido vivo en el historial de nacimientos de una mujer, comenzando por el primero y finalizando por el más reciente (ej. primer nacimiento, segundo nacimiento, tercer nacimiento, etc.). El número de hijos nacidos vivos tenidos por una mujer se conoce como *paridez*. El orden de nacimiento es, por lo tanto, el número asignado a un recién nacido en función de la paridez de la madre. Los nacimientos de orden uno o de primer orden corresponden a las madres primíparas, es decir, mujeres que hasta ese nacimiento no habían tenido hijos (de paridez cero). Los casos de partos múltiples pueden complicar potencialmente la definición de orden de nacimiento y paridez. Convencionalmente, los nacimientos de partos múltiples son asignados como ordenes de nacimiento separados, en línea con el principio de cada mujer solo puede tener un nacimiento de cada orden (Jasilioniene et al. 2012)⁴.

En Uruguay, la información sobre paridez de la madre vinculada al registro de nacimientos comienza a recolectarse a partir de 1977, gracias a la incorporación del Certificado Médico Obstétrico⁵. En este certificado se registra la edad de la madre en años cumplidos hasta la fecha del parto. No obstante, el primer año del que se pudo disponer de información es 1978. Los nacimientos anuales distribuidos por edad de la madre y orden de nacimiento entre 1978 y 1982 se recogieron directamente de tabulados disponibles en papel *fanfold* y almacenados en el

⁴ Por ejemplo, una madre de paridez 0 que da a luz a mellizos realiza una transición automática a la paridez 2 y a sus hijos se les asigna los órdenes 1 y 2.

⁵ Entre las nuevas variables del certificado se incluyeron el número de hijos vivos sobrevivientes y de hijos fallecidos -pertenecientes al módulo de preguntas sobre historia genésica - de cuya suma se obtiene la paridez de la mujer.

archivo de la División Estadística del MSP, dado que los mismos no han sido publicados en boletines o anuarios estadísticos oficiales⁶. En cambio, la serie de nacimientos por edad y orden entre 1983 y 1988 está disponible en el boletín *Estadísticas Vitales*, publicado por la Dirección General de Estadística y Censos (DGEC). Entre los años 1989 y 1995 hay un vacío de información importante y solo se pudo obtener información para el año 1993⁷. Para ese año se encontró la tabulación específica impresa en el archivo del MSP, al igual que para los años 1978-1982, y además están disponibles los microdatos del Certificado de Nacido Vivo, a cuya copia se pudo acceder a través del Programa de Población.

En los tabulados disponibles para 1978-1988 (y 1993), la edad de la madre aparece agrupada en ocho categorías (10-14, 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44 y 45 y más años), mientras que las categorías de orden de nacimiento van del 1 al 9 y más. No hay ninguna aclaración sobre el tratamiento de los embarazos múltiples, por lo que no se puede saber si en esos casos fueron computados como nacimientos de órdenes separados. Por otro lado, en el trabajo de Niedworok et al. (1991) se aclara que la carencia de personal y de equipos generó un atraso de gran magnitud, que obligó al MSP a procesar por muestra los nacimientos de 1981 (23%), 1983 (50%), 1984 (50%), 1985 (50%), 1986 (23%) y 1987 (50%), a efectos de prevenir mayores retrasos en la publicación de la información.

Los datos de nacimientos por edad y orden para los años 1996-2011 fueron obtenidos de la serie generada por Cabella, Nathan y Pardo⁸ a partir de datos del Certificado Nacido Vivo (CNV) -revisados y validados por el INE- y del Sistema Informático Perinatal (SIP). El trabajo con los microdatos del CNV permitió la identificación (y necesaria corrección) de varios problemas. En 1999 y 2000 se detectó una fuerte concentración de nacimientos en las madres con 31 y 36 años, lo que aparentemente se debía a errores introducidos en la programación de las bases de datos y no a problemas en la declaración de la edad. Por otra parte, en los años 2006 y 2007 se detectaron un número excesivamente alto en la variable de *hijos fallecidos* en la historia genésica de las madres, lo que producía fuertes inconsistencias en los registros entre la cantidad de hijos tenidos y el número total de embarazos de la madre. La corrección de los problemas de

⁶ Los nacimientos de los tabulados 1978, 1979 y 1981 coinciden con la serie de nacimientos totales ocurridos y registrados en Uruguay en esos años, mientras que los años 1980 y 1982 presentan pequeñas diferencias. Para corregir esas diferencias, se tomaron los totales oficiales de 1980 y 1982 y se calcularon los valores absolutos de nacimientos por edad y orden a partir de las distribuciones relativas tomadas de los tabulados de cada año.

⁷ La búsqueda frustrada de información para esos años incluyó, además de la revisión de publicaciones oficiales y la investigación de archivos, la consulta con personal técnico y ex funcionarios del MSP.

⁸ Op. cit.

la edad y de los hijos fallecidos en los registros estuvo a cargo del INE, quien implementó distintos procedimientos para la imputación de datos.⁹ Otro inconveniente fue la falta de los microdatos oficiales y completos para el año 1998. En este caso, se optó por utilizar una base disponible en el MSP con un número incompleto de casos (90%), obtener la distribución de los nacimientos por edad de la madre y orden y aplicarla a la cifra de nacimientos total de ese año.

A partir del año 2008 comienza a funcionar de manera gradual el Certificado de Nacido Vivo Electrónico (CNVe). Con el CNVe el registro de los nacimientos se realiza en el centro hospitalario de ocurrencia del parto mediante el ingreso de los datos a través de una aplicación informática en línea. Los nacimientos registrados en tiempo real son enviados directamente al MSP para su crítica y análisis, impactando positivamente sobre la cobertura y la oportunidad del registro de nacimiento. No obstante, la implementación del CNVe trajo aparejado un cambio en los contenidos del certificado. Entre las variables eliminadas en el nuevo certificado estaban las que permiten construir la paridez de las madres, por lo que la proporción de registros sin esta información fue aumentando hasta llegar al 100% en 2011¹⁰. Para recuperar datos de la historia genésica de la madre entre 2008-2011, se aparearon las bases del CNV-CNVe y del SIP. Otra estrategia de recuperación de información de la paridez de las mujeres fue la búsqueda de registros anteriores de la madre en la serie de microdatos del CNV. Este procedimiento se hizo con dos objetivos: a) recuperar información incompleta de paridez de la madre de los nacimientos registrados durante el período de recolección en papel y durante el período de recolección mixta (papel y electrónico) y b) recuperar los datos de paridez de 2008 en adelante, rastreando la existencia de nacimientos anteriores de las madres que proveyeran la información faltante en el registro electrónico.

La serie de nacimientos construida por Cabella, Nathan y Pardo fue ajustada además de modo de pasar de nacimientos ordenados por año de registro -como están en los microdatos originales del MSP- a nacimientos por año de ocurrencia. Asimismo, los nacimientos correspondientes a partos múltiples fueron computados como de órdenes de nacimiento diferentes. Para todos los años (1978-2011), los datos ignorados en la edad de la madre y orden de nacimiento fueron distribuidos proporcionalmente entre los datos conocidos.

⁹ La descripción del método de imputación utilizado puede consultarse en el catálogo de metadatos del INE correspondiente a las Estadísticas Vitales, Natalidad 1996-2007. www3.ine.gub.uy/anda4/index.php/catalog/605.

¹⁰ El porcentaje de nacimientos registrados mediante el CNVe fue de 13,5% en 2008, 33,7% en 2009, 64,8% en 2010 y 100% en 2011.

3.1.1.2 Una aproximación a la magnitud del sub-registro de nacimientos

Resulta un lugar común escuchar que en Uruguay las estadísticas vitales presentan excelentes niveles de cobertura y calidad. Este supuesto estuvo presente durante varios años en las estimaciones intercensales de población realizadas por la Dirección General de Estadística y Censos (DGEC) –primero- y el INE –después. En sus informes metodológicos sobre estimaciones y proyecciones, revisiones 1989 y 1998, afirmaban que la cobertura de los nacimientos y defunciones era “casi completa”, y el énfasis estaba puesto en el registro tardío de los eventos:

Se acepta que la captación de los hechos vitales -nacimientos y defunciones- es casi completa. No obstante existe, como en todo sistema de registro, un rezago entre la ocurrencia de los hechos y la inscripción de los mismos. (DGEC 1989: 5)

(...) la recolección de datos sobre nacimientos y defunciones es casi completa, aunque no puede descartarse la existencia de un cierto desfase entre la ocurrencia y el registro de los hechos. (INE-CELADE 1998: 2)

No hay en estos documentos ninguna referencia explícita a los valores de omisión o de rezago del registro de nacimientos y defunciones en los periodos considerados, por lo que todo parece indicar que los datos fueron incluidos sin modificar sus totales en los ejercicios de estimación. Posteriormente, el INE utilizó la información de nacimientos 1996-2004 en las estimaciones y proyecciones del año 2005, sin mención alguna a los posibles problemas de cobertura o desfase entre ocurrencia y registro (INE 2005).

Las únicas menciones al ajuste de los nacimientos por omisión de registro en publicaciones oficiales que se encontraron aparecen en la presentación de las Tablas de Mortalidad de 1962-1964 (DGEC 1967) y 1974-1976 (DGEC 1979). La corrección por sub-registro de nacimientos ya queda descartada en la construcción de las Tablas de Mortalidad 1984-1985: “*En lo referente a la información sobre nacimientos y defunciones, después de realizar algunas evaluaciones indirectas acerca de su cobertura, se determinó utilizarlas sin aplicar ninguna corrección*” (DGEC 1989). Tampoco se pudieron encontrar trabajos realizados por el MSP donde se hiciera mención a la omisión de nacimientos para cálculo de indicadores como tasas de mortalidad infantil o tasas de mortalidad materna.

Si bien se presume que el registro de nacimientos tiene una cobertura muy amplia, no han existido mecanismos formales para detectar posibles omisiones de registro. En este sentido,

Cabella & Peri (2005) identificaron fuertes indicios de que la cobertura del registro en Uruguay no alcanzaba a la totalidad de los nacimientos. Niedworok et al. (1991) ya habían realizado una afirmación en esta misma línea, afirmando que, si bien se estimaba un sub-registro bajo en Uruguay –dado el elevado porcentaje de nacimientos institucionales,¹¹ no se habían realizado estudios para evaluar su verdadero nivel.

Cabella & Peri (2005) mencionan que uno de los problemas que incidían en el sub-registro de nacimientos es la forma como se realiza la inscripción, la cual no era uniforme según el sector de atención de salud ni según el área geográfica. En las maternidades públicas de Montevideo, al existir oficinas de Registro Civil en los propios recintos hospitalarios, si la madre no concurría a firmar la inscripción cuando es dada de alta, esta se realizaba de oficio, con lo cual la probabilidad de que el registro no se efectuara era muy baja. En el sector privado montevideano y en el interior del país son los progenitores del niño los que se quedaban en poder del certificado de nacido vivo y eran los responsables de realizar la inscripción del niño en las Oficinas del Registro Civil en un plazo de diez días. Si los padres no realizaban la inscripción correspondiente, ese nacimiento no integraba las cifras de natalidad de ese año. Resulta evidente que las diferentes estrategias de registro que operaban en las instituciones hospitalarias son de por sí una causa probable de deficiencia en la cobertura del registro. Si bien algunos registros omitidos en general eran recuperados, ya que los niños eran inscriptos más adelante frente a la necesidad de regularizar su documentación (por ejemplo, para ingresar al sistema educativo), ello conducía a inscripciones tardías que ocasionalmente llegaban al MSP, además de que no eran consideradas para corregir la cantidad de nacimientos del año correspondiente (Macadar 2005).

Cabella y Macadar (2007) asumieron una omisión de 2% en la serie de nacimientos de 1996-2006 en sus estimaciones y proyecciones de población de Uruguay. Esta cifra surge de cotejar los nacimientos registrados con: i) el número anual de pruebas de hipotiroidismo (TSH) aplicados a los recién nacidos en las instituciones médicas, y ii) las cohortes de alumnos matriculados en educación primaria -controlando la extra-edad- y ajustados por migración y mortalidad.¹²

¹¹ El porcentaje de partos institucionalizados cubre al 97% de los nacimientos ocurridos según Niedworok et al. (1991), 99% de acuerdo a Ronveaux et al. (2009) y 99,5% de acuerdo a las últimas cifras publicadas por el MSP, Indicadores básicos de salud 2013.

¹² La prueba de hipotiroidismo se aplica desde 1994 a todos los recién nacidos en hospitales y mutualistas antes de obtener el alta pediátrica. Los test aplicados, si bien en una proporción muy baja, son sistemáticamente más altos que los nacimientos. Dado que se espera que la proporción de estudios de TSH sea considerablemente menor entre los nacidos en domicilio (aprox. 1%) se supone que la tasa de omisión debe ser más alta si se considera estos nacimientos.

Posteriormente, una comisión técnica de expertos convocada para evaluar los resultados del Censo 2011 aplicó un factor de omisión de 1,5% para ajustar los nacimientos registrados entre 2004 y 2007 en el marco de un ejercicio de conciliación demográfica, previendo que a partir de 2008 el registro de nacimientos ya no presentaba omisiones como consecuencia de la instauración del sistema de CNVe (Cabella et al. 2012).

En el análisis de Macadar (2005) se recomendaba revisar la cobertura del sistema basado en el entrecruzamiento con los registros hospitalarios, procedimiento que había demostrado ser útil en distintas experiencias internacionales. Específicamente, se sugirió aprovechar los registros del Programa Nacional de Inmunización (PNI) con este fin. Retomando esta iniciativa, Nathan (2013b) presentó un ejercicio de aproximación a la magnitud del sub-registro de nacimientos entre los años 1988-2010, a partir de la relación entre los nacimientos registrados por el PNI y los nacimientos publicados oficialmente por el MSP y el INE.

El Sistema de registro del PNI, a cargo de la Comisión Honoraria de Lucha Antituberculosa y Enfermedades Prevalentes (CHLA-EP), presentaba una cobertura completa de los nacimientos, de acuerdo a informes internos y una evaluación externa de la OPS (Ronveaux et al. 2009). Desde 1987, personal de la CHLA-EP concurre diariamente a todas las maternidades del país para aplicar la vacuna BCG a los recién nacidos, quienes son registrados en una boleta de vacunación, incluso si no pudieron ser vacunados. Los datos recogidos se ingresan en el Registro Nominal Nacional Informatizado y son posteriormente utilizados para evaluar el nivel de cobertura del PNI en el país, siguiendo criterios estrictos en materia de protocolos para controlar posibles omisiones o duplicaciones de registros.

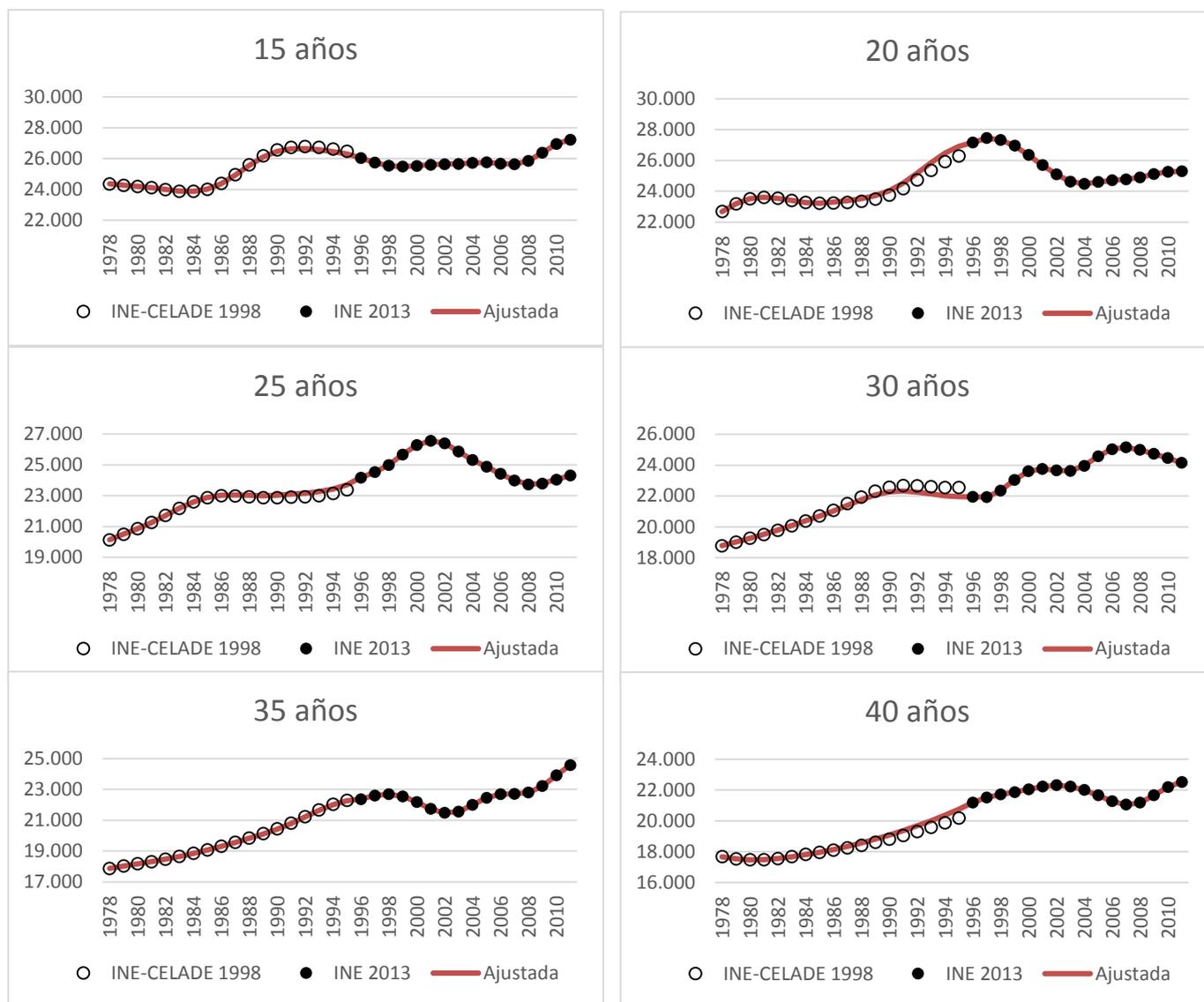
La revisión de la omisión de los nacimientos 1996-2011 fue realizada por el INE siguiendo esta metodología en el marco del trabajo para las nuevas estimaciones y proyecciones de población (revisión 2013). Como resultado de la evaluación de los nacimientos del MSP y la CHLA-EP, el INE asumió un porcentaje de sub-registro de los nacimientos de 2,5% entre 1996 y 2005, previendo un descenso gradual de la omisión a partir de 2006 hasta alcanzar un 0% en los años 2010 y 2011, luego de constatarse un avance significativo en la cobertura de los nacimientos gracias a la implementación del CNVe (INE 2014). Dado que se trata de la mejor aproximación que existe hasta el momento de la omisión de nacimientos en el país, en este trabajo se aplicaron los mismos factores utilizados por el INE en el periodo 1996-2005 (2,5%) también para los años 1978-1988 y 1993, aplicando una reducción gradual del sub-registro desde 2007 hasta llegar al 0% en 2010-2011.

3.1.1.3 Estimaciones anuales de población media femenina por edad

Los datos de población media femenina por edad en Uruguay para años calendario utilizados en este trabajo fueron obtenidos de las estimaciones y proyecciones oficiales de población a nivel nacional, correspondientes a las revisiones INE-CELADE 1998 e INE 2013. Las primeras abarcan el periodo 1950-2050 y son las últimas estimaciones de población por sexo y edad disponibles en Uruguay para los años previos a 1996. Las poblaciones de INE-CELADE 1998 fueron estimadas al 30 de junio para los años terminados en cero y cinco, y para grupos quinquenales de edades. Con la finalidad de descomponer a la población por edades simples y años calendario, se utilizó un procedimiento propuesto por CELADE basado en técnicas de interpolación (véase INE-CELADE 1998). Las estimaciones y proyecciones de población a nivel nacional INE 2013 proveen las cifras de población por sexo y edad, al 30 de junio de cada año, para el período 1996-2050 (véase INE 2014). La serie de poblaciones medias femeninas por edad para el periodo que abarca esta investigación (1978-2011) se compone, entonces, de las estimaciones INE-CELADE 1998 para los años 1978-1998 y 1993, y las estimaciones INE 2013 para 1996-2011.

El empalme de las poblaciones femeninas por edad INE-CELADE 1998 e INE 2013 presenta un leve desajuste entre los años 1995 y 1996, debido a que se trata de estimaciones no armonizadas. Para lograr una evolución más estilizada de la población femenina a lo largo del periodo, en este trabajo se aplica un factor de corrección de la evolución observada para cada edad entre los años 1986 y 1995. Este factor se obtiene a partir del cálculo para cada edad de la razón entre las cifras de población femenina de INE-CELADE 1998 e INE 2013 en el año 1996. Partiendo de factor igual a 1 para el año 1985, los factores de corrección por edades entre 1986 y 1995 se obtienen como resultado de la interpolación lineal entre las razones de 1985 y 1996. En el [Gráfico 5](#) se comparan las cifras originales y ajustadas de población para las edades seleccionadas. La corrección implementada evita los saltos abruptos entre las poblaciones de 1995 y 1996, sin alterar significativamente los valores respecto de las estimaciones originales, lo cual producirá variaciones mínimas al momento de calcular las tasas específicas de fecundidad.

Gráfico 5. Estimaciones anuales de población femenina a mitad de año para edades seleccionadas en Uruguay. Años 1978 a 2011. Estimaciones INE-CELADE 1998, INE 2013 y ajustada.



Fuente: Elaboración propia con estimaciones de población media femenina de INE-CELADE 1998 e INE 2013.

3.1.1.4 Tasas no condicionales de fecundidad de primer orden y medidas resumen

La edad media al nacimiento del primer hijo (EMPH) se calcula a partir de las tasas específicas de fecundidad por edad de la madre y orden de nacimiento (restringiéndose a los nacimientos de primer orden). Se trata de una medida resumen de periodo, que expresa la edad promedio a la cual experimentarían el nacimiento de su primer hijo las integrantes de una cohorte hipotética de mujeres.

Las tasas de fecundidad por edad y orden de nacimiento son el cociente entre el número de nacimientos ocurridos (B) de orden i a las madres de edad x en el año t , y una medida de exposición de las mujeres (E), es decir, los años-persona vividos por la población de mujeres de edad x en el año t . Dependiendo de la medida de exposición utilizada en el denominador, se distinguen las tasas condicionales de fecundidad (tasas de tipo I)¹³ de las tasas no condicionales de fecundidad (tasas de tipo II). Cuando el denominador es una medida de exposición de todas las mujeres en la categoría de edad, es decir, sin imponerles controles por paridez, se habla de tasas de incidencia, tasas no condicionales o tasas de Tipo II, $f(x, t)$. Por lo tanto,

$$f_i(x, t) = \frac{B_i(x, t)}{E(x, t)} \quad \text{entonces, } f_1(x, t) = \frac{B_1(x, t)}{E(x, t)}$$

donde $x=[10-14, 15-19, \dots, 45-49]$.

Además de habilitar el cálculo de medidas sintéticas de período, las tasas específicas de fecundidad tienen un valor analítico *per se*, que consiste en brindar elementos adicionales para interpretar el sentido y la magnitud de los cambios en la fecundidad por edad.

La *edad media al nacimiento del primer hijo* (EMPH) refiere a la edad media de la fecundidad de los nacimientos de orden 1, estandarizada por la estructura de edades de la población femenina en edades reproductivas. Por lo tanto,

$$EMPH(t) = \frac{\sum \bar{x} \cdot f_1(x, t)}{\sum f_1(x, t)}$$

¹³ Las tasas condicionales de fecundidad (Tipo I) se presentan en la siguiente sección.

el valor de \bar{x} es el punto medio de la edad vivida dentro del intervalo de edades simples $[x, x+5)$ antes de dar nacimiento a un hijo: $\bar{x} = x + a(x)$. Se asume que todos los valores $a(x)$ son iguales a 2,5. Por ejemplo, para el intervalo 15-19, $\bar{x} = 17,5$.

Asimismo, se define como *ritmo del aplazamiento* al cambio anual (en años) en la edad media al primer nacimiento. Por lo tanto, el valor del ritmo del aplazamiento en $t+1$ será la diferencia entre $EMPH_{t+1}$ y $EMPH_t$, dado que hay datos disponibles en t y $t+1$.

Por último, la *desviación estándar de la edad media al nacimiento del primer hijo* (deEMPH) es una medida de dispersión que permite apreciar el grado de variación en el *timing* de la fecundidad. Un valor bajo en este indicador señala una concentración de la fecundidad del primer nacimiento alrededor de la edad media, mientras que un valor alto sugiere que la fecundidad se distribuye en un rango más amplio de edades. Por lo tanto,

$$deEMPH(t) = \sqrt{\sum \left(\bar{x}^2 \cdot \frac{f_1(x, t)}{\sum f_1(x, t)} \right) - \left[\sum \left(\bar{x} \cdot \frac{f_1(x, t)}{\sum f_1(x, t)} \right) \right]^2}$$

el valor de \bar{x} es el punto medio de la edad vivida dentro del intervalo de edades simples $[x, x+5)$ antes de dar nacimiento a un hijo: $\bar{x} = x + a(x)$. Se asume que todos los valores $a(x)$ son iguales a 2,5. Por ejemplo, para el intervalo 15-19, $\bar{x} = 17,5$.

3.1.2 Resultados

3.1.2.1 Edad media al nacimiento del primer hijo

Los resultados obtenidos a partir de las estimaciones de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay expresan una relativa estabilidad en el indicador a lo largo del tiempo. Entre 1978 y 2011, la EMPH aumentó apenas un año: de 23,7 a 24,7 años (

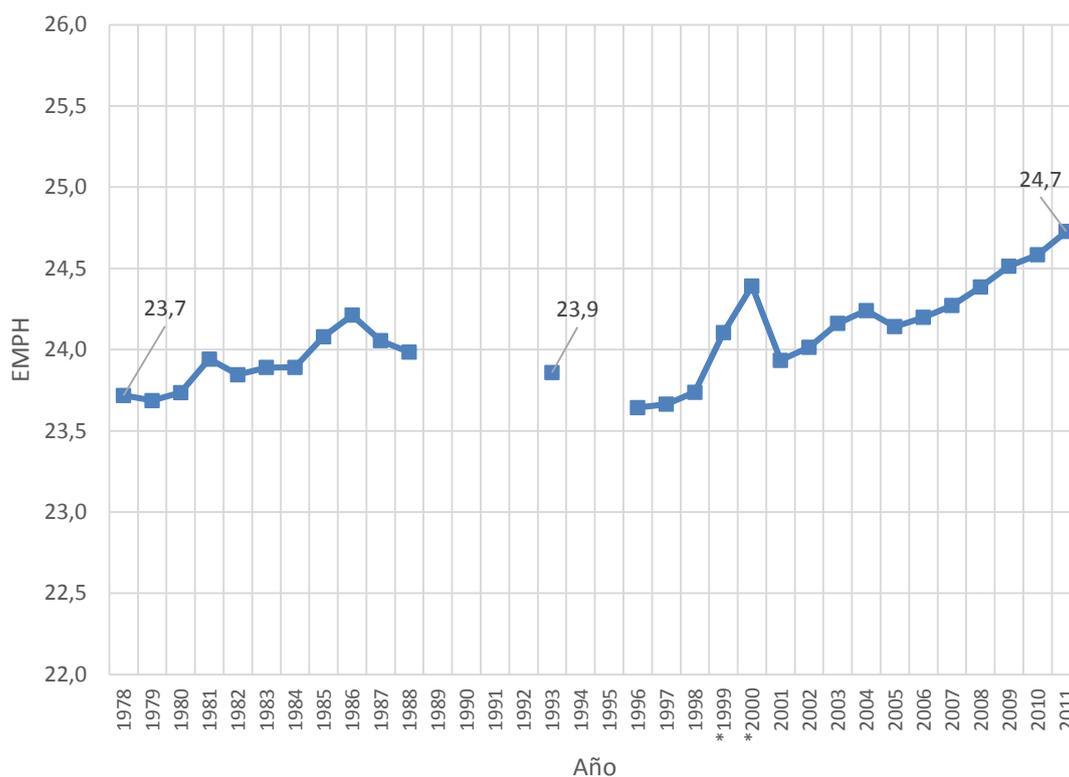
Gráfico 6). Para un análisis más detallado de la EMPH, se puede separar el período en tres etapas que muestran una evolución no lineal del indicador (aumento/descenso/aumento). La primera se extiende entre 1978 y 1986 y se caracteriza por un leve aumento de la EPMH que pasa de 23,7 años a 24,0 años. La segunda, que va de fines de los '80 y hasta mediados de los '90, se corresponde con los años en los que no se cuenta con información completa. No obstante, los valores de la EMPH en 1993 (23,9 años) y en 1996 (23,6 años) parecen evidenciar su descenso, que además es consistente con el aumento de las tasas de fecundidad adolescente observadas en dicho periodo (Varela 2007; Varela et al. 2008). Como resultado, la EMPH en 1996 se ubica por debajo de la observada casi veinte años antes (año 1978).

En la tercera etapa, que se extiende de 1996 a 2011, la EMPH mostró una tendencia ascendente, pasando de 23,6 a 24,7 años. No sin oscilaciones, el comportamiento de la EMPH persiste en un aumento cuasi lineal en esta etapa, marcada en los últimos siete años por un aumento sostenido y monótono, que de continuar podría superar el umbral de los 25 años. La EMPH registra un salto significativo en los años 1999 y 2000, que probablemente obedezca a los problemas que presentan los datos originales de nacimientos en ambos años¹⁴. En la medida de lo posible, de aquí en adelante se prescindirá de la mención específica a las anomalías que se observan en los indicadores de nacimientos de primer orden en 1999 y 2000, aunque se prefiere conservar y presentar la información ya que resulta igualmente útil para visualizar el sentido en que evolucionan los valores de las medidas utilizadas¹⁵.

¹⁴ A modo de ejemplo, durante la revisión de los microdatos de nacimientos de Uruguay, el INE identificó un problema de concentración de los nacimientos registrados en las edades de las madres de 31 y 36 años. Para corregir este problema, se creó una variable ajustada que, mediante métodos de imputación, corrige el problema mencionado (ver MSP-INE, Estadísticas Vitales - Natalidad 1996-2007. http://www3.ine.gub.uy/anda4/index.php/catalog/estadisticas_msp). Por otro lado, mediante el análisis de frecuencias simples se pudo constatar que, al igual que en las variables que permiten computar los valores correspondientes a la paridez de las mujeres (las variables de hijos vivos e hijos fallecidos), en otras variables numéricas también se observa un aumento significativo de los casos con valor 0, si se los compara con los registrados en los años inmediatamente anteriores y posteriores a 1999 y 2000 (ej: total de consultas prenatales). Por ende, la proporción de nacimientos de orden 1 (madres de paridez 0) dentro del total de nacimientos está por encima de lo esperado para esos dos años, distorsionando los valores de las tasas específicas y de las medidas resumen.

¹⁵ Los años 1999 y 2000 irán acompañados de una llamada (*) a modo de recordatorio de los problemas existentes en los datos.

Gráfico 6. Evolución de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay. Años 1978 a 2011.

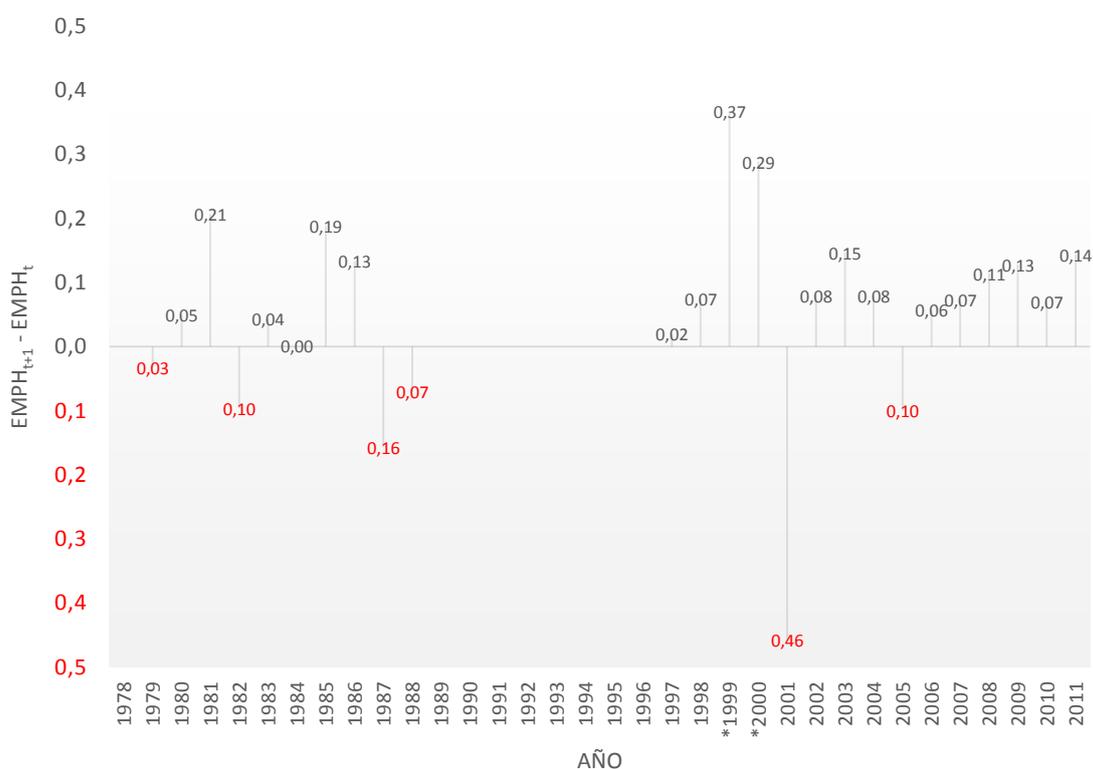


Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

En el siguiente gráfico (Gráfico 7) se presenta el ritmo de aumento de la EMPH, calculada como la diferencia entre las EMPH de $t+1$ y t . Recuérdese que los valores de este indicador son los que determinan si el país inició la *postponement transition* (PT); según Kohler et al. (2002) el año inicial de la PT se define como el primero de tres años consecutivos con un cambio anual mayor o igual a 0,3. El cambio anual de la EMPH en Uruguay refleja las subas y bajas entre 1978 y 2011, oscilando en valores cercanos al cero. En los últimos años de la serie, cuando la edad media al primer hijo mostró una tendencia ascendente sostenida, el ritmo de aumento presenta valores positivos pero por debajo del umbral definido por Kohler et al. (2002). Uruguay exhibe esos valores únicamente en los años 1999 y 2000 en los que, como ya se comentó, la fidelidad de los

datos es cuestionable (probablemente esta sea también la explicación de valores negativos tan altos en 2001). En definitiva, a pesar del aumento registrado en la EMPH durante los últimos años, la evidencia indica que Uruguay no ha ingresado a la fase transicional de la PT.

Gráfico 7. Variación anual de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay. Años 1978 a 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

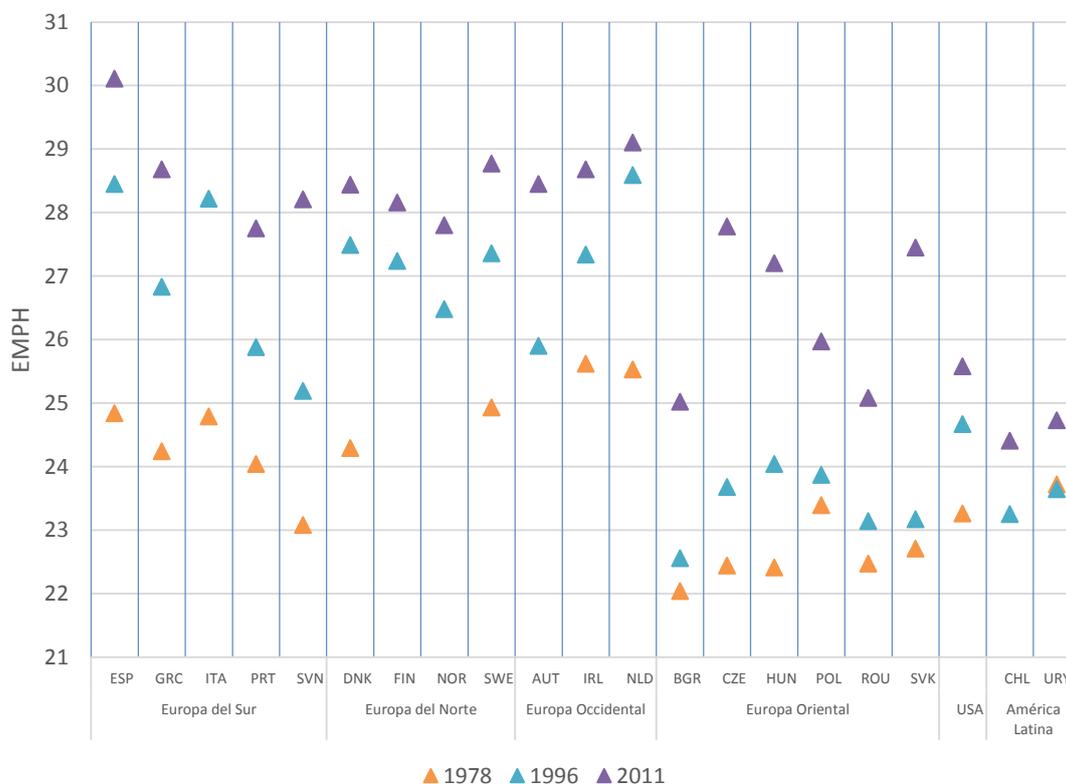
Al comparar la evolución anual de la EMPH de Uruguay con países europeos y Estados Unidos, queda en evidencia el leve avance que ha experimentado nuestro país en más de tres décadas¹⁶. Si se restringe el análisis al conjunto de países que tenían una EMPH similar o incluso menor a la de Uruguay en 1978, se pueden identificar varios casos con un aumento importante de la edad media. En la región de Europa del Sur, Portugal y Eslovenia, partieron en 1978 con una EMPH de 24 y 23 años, respectivamente, y alcanzaron valores cercanos a los 28 al final del período (año

¹⁶ Datos tomados de la *Human Fertility Collection*. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Disponible en www.fertilitydata.org (datos descargados en agosto 2014).

2011). El otro grupo de países cuya EMPH se incrementó notablemente corresponde a la región de Europa Oriental. Todos los países seleccionados dentro de esta región tenían una EMPH menor a la de Uruguay a fines de los años '70, mayoritariamente con valores por debajo de los 23 años. Dentro de éstos, se destacan República Checa, Hungría y Eslovaquia, con una EMPH superior a los 27 años en 2011.

Otro caso interesante es el de Estados Unidos ya que, a pesar de no presentar un incremento fuerte de la EMPH en el período, y ser uno de los países desarrollados con las mayores tasas de fecundidad adolescente (Ventura et al. 2014), también parte de un valor menor al de Uruguay (23 años) y finaliza con uno superior: 25,6 años en 2006 (último dato disponible). Por último, Chile, único país de América Latina con información disponible por orden de nacimiento en la *Human Fertility Collection*, presenta una evolución similar a la de Uruguay con variaciones muy leves en la EMPH entre 1996 y 2011, lo que puede ser un indicio de la existencia de un patrón de evolución de la EMPH característico de los países del Cono Sur de América Latina.

Gráfico 8. Evolución de la EMPH en países seleccionados. Años 1978, 1996 y 2011.

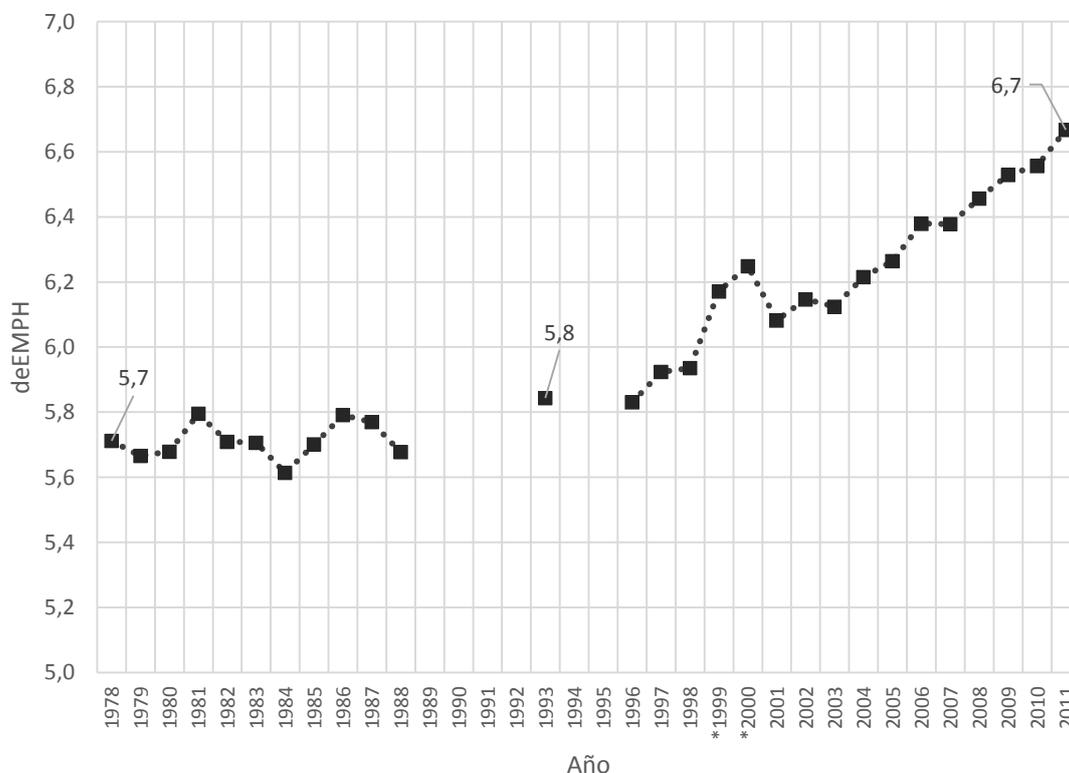


Nota: Los valores de Portugal y Polonia para 1978 corresponden a los años 1980 y 1979, respectivamente. Para los países que no tienen datos actualizados hasta 2011 se utilizó la información correspondiente al último año disponible: Dinamarca (2005), Estados Unidos (2006), Polonia, Rumania y Suecia (2007), Bulgaria, Eslovenia, Finlandia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Noruega y Portugal (2008).

Fuente: Elaboración propia con datos de la *Human Fertility Collection*; datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

Otra pregunta relevante sobre la evolución de la EMPH en Uruguay es en qué medida la distribución de los valores de la edad al primer hijo entre las mujeres se va concentrando alrededor del valor promedio. De acuerdo al modelo de la *postponement transition*, el aumento de la EMPH también prevé una progresiva concentración de la fecundidad del primer nacimiento en un intervalo de edad relativamente estrecho, proceso denominado como “rectangularización” (Kohler et al. 2002). En contraste con la hipótesis de “rectangularización”, Sobotka (2004 y 2010) afirma que existe una creciente heterogeneidad en el calendario de inicio de la fecundidad en las sociedades europeas. La evolución de la edad al primer hijo en Uruguay resulta coherente con este último postulado. Luego de una relativa estabilidad entre 1978-1988, la desviación estándar de la EMPH registró un incremento sostenido a partir de 1996 (Gráfico 9). En otras palabras, junto con el aumento de la EMPH, se ha observado en los últimos años un aumento de la heterogeneidad en la edad al primer nacimiento en Uruguay.

Gráfico 9. Evolución de la desviación estándar en la edad media al primer hijo en Uruguay. Años 1978 a 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

En suma, la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay aumentó levemente entre 1978 y 2011 (23,7 a 24,7 años), luego de experimentar una fase de descenso, otra de recuperación y una última de incremento sostenido. A pesar del aumento de los últimos años, la variación anual absoluta de la edad media al primer hijo ha sido lenta y por debajo del umbral definido en la *posponement transition*. A pesar de que a fines de los 70s la EMPH de Uruguay se ubicaba por encima de los países de Europa Oriental y de Estados Unidos, al llegar a 2011 queda completamente rezagado y únicamente arriba de Chile. Los resultados obtenidos con la desviación estándar indican que el período de aumento de la EMPH estuvo acompañado por una mayor dispersión en las edades de ocurrencia, en el sentido contrario a la hipótesis de “rectangularización” postulada por Kohler et al. (2002).

3.1.2.2 Tasas no condicionales de fecundidad de primer orden por grupo de edad

En el [Gráfico 10](#) se presenta la evolución de las tasas de fecundidad de primer orden por grupo de edad, para las edades comprendidas entre los 15 y 39 años¹⁷. Cabe destacar que hubo cambios significativos en el patrón de la fecundidad de primer orden por edad entre 1978 y 2011: de manera general el cambio resume un descenso de la fecundidad de las mujeres jóvenes y un aumento de la fecundidad tardía (30-39 años). La fecundidad adolescente merece una mención aparte.

Respecto al comportamiento de las tasas de primer orden de las jóvenes se observa una fuerte caída de la fecundidad en los grupos de edad de 20-24 y 25-29. Las tasas de las mujeres de 20 a 24 años se ubicaban por encima de 60 por mil hasta principios de los ochenta y permanecieron estables hasta fines de esa década. Con la llegada de los años noventa se produjo un marcado descenso de las tasas de este grupo, que alcanzaron valores próximos a los 40 por mil en 2011. El otro grupo asociado a las edades centrales de la fecundidad (25-29 años) parte de tasas más bajas al inicio del período (cercas a 40 por mil) y registra un leve aumento entre 1983 y 1988, para luego descender de manera sostenida hasta 2011 (31 por mil).

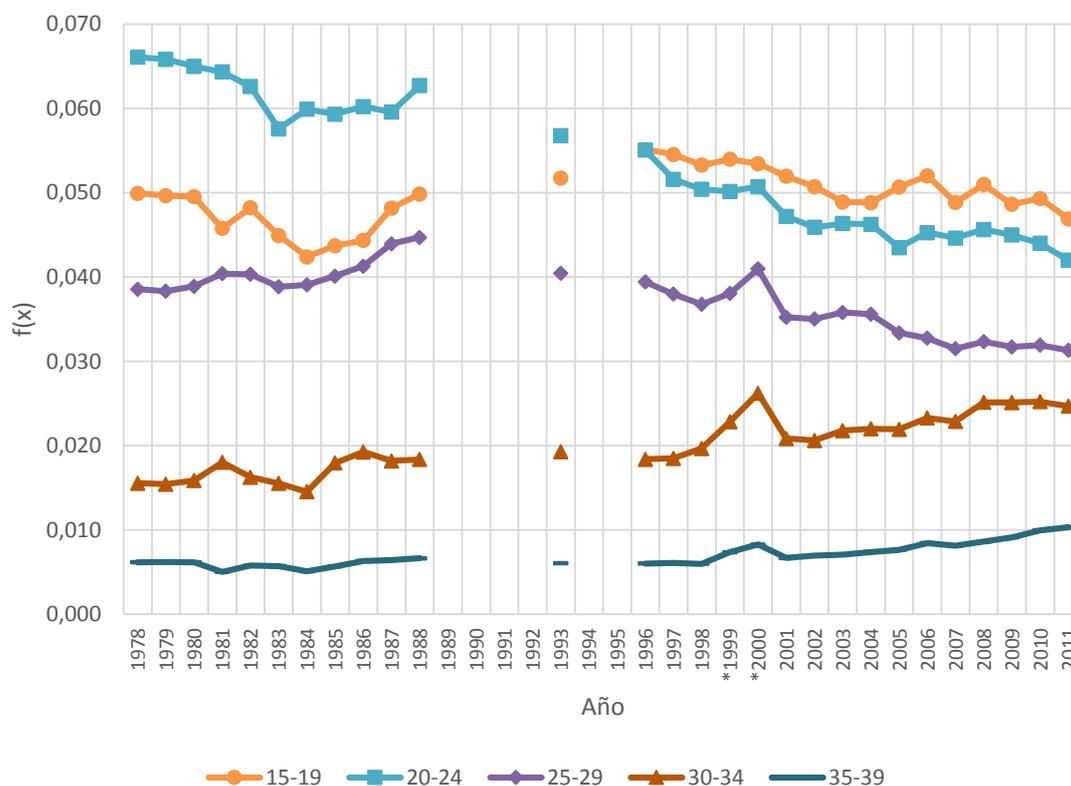
Las tasas de fecundidad de primer orden de las mujeres de 30 a 39 años mantuvieron cierta estabilidad hasta mediados de los '90 y luego se da un proceso de aumento moderado pero sostenido hasta 2011. La tasa de fecundidad de primer orden para 30-34 años pasó de 16 a 25

¹⁷ Se prescindió de los grupos 10-14, 40-44 y 45-49 años en el análisis debido a que sus tasas presentan valores muy bajos.

por mil entre 1978 y 2011, ubicándose próxima al valor observado entre las mujeres de 25 a 29 años, mientras que la del grupo siguiente (35-39 años) aumentó de 6 a 10 por mil.

La fecundidad adolescente (15-19 años) para los nacimientos de primer orden registró un fuerte aumento entre mediados de los años ochenta y noventa. Luego de un primer momento de reducción, la fecundidad adolescente se incrementó hasta el punto de desplazar del primer lugar al grupo de edades entre 20 y 24 años. Luego de alcanzar su valor máximo de 55 por mil en 1993 y 1996, comienza a registrar un lento descenso -con algunas oscilaciones- hasta llegar a 2011 con una tasa de 47 por mil. A pesar del descenso verificado en los últimos años del periodo, el valor alcanzado en 2011 es similar al observado a mediados de 1980.

Gráfico 10. Evolución de las tasas no condicionales (Tipo II) de fecundidad de primer orden por grupo de edad en Uruguay. Años 1978 a 2011. Edades comprendidas entre los 15 y 39 años.



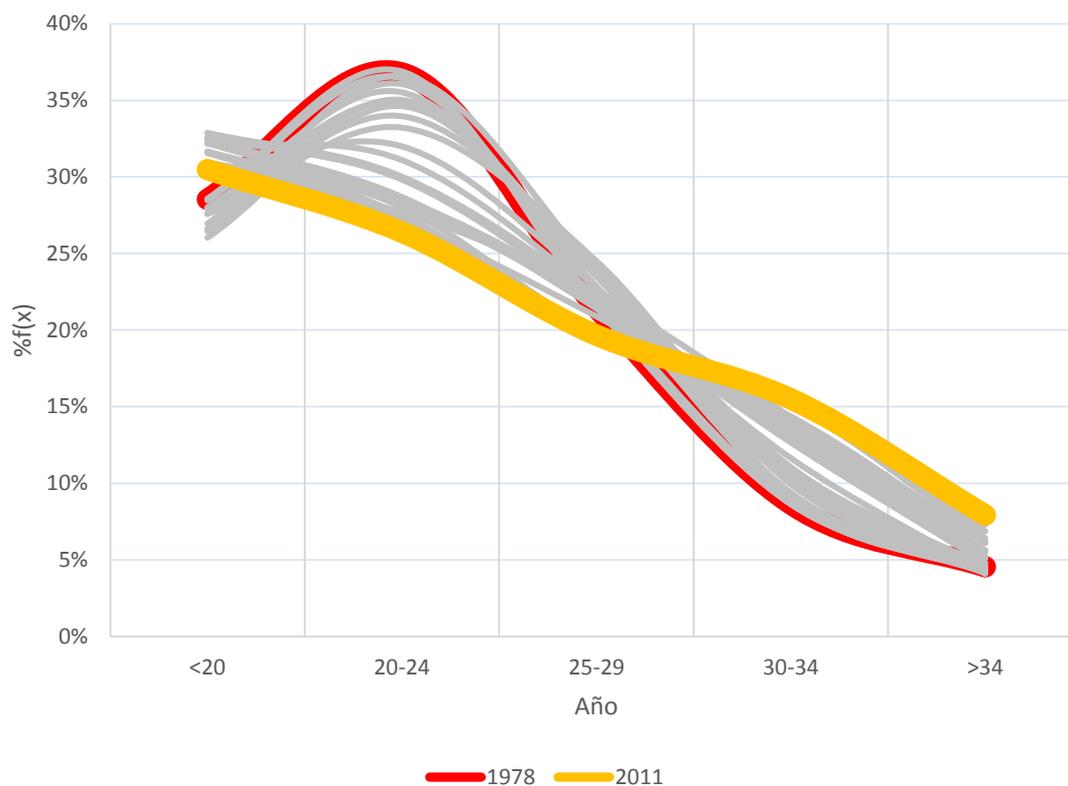
Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

El análisis de fecundidad de los primeros nacimientos en Uruguay mediante el uso de tasas no condicionales por grupo de edad brinda nuevas pistas para la interpretación de los cambios en la EMPH. La escasa magnitud del aumento observado en la EMPH durante 1978-1986 es consecuencia del leve descenso en las tasas de fecundidad de los grupos de 15-19 y 20-24 años, sumado a un moderado aumento del nivel de fecundidad de las mujeres entre 25 y 29 años. La

reducción de la EMPH entre 1986 y 1996 tiene como principal explicación el aumento de la fecundidad adolescente, que compensó la caída de las tasas del grupo 20-24 años. Los aumentos posteriores en la EMPH son el resultado del descenso continuo de las tasas en los grupos de 15-19, 20-24 y 25-29 años, y a un leve aumento de las tasas específicas en las edades 30-34 y 35-39. El aumento de la deEMPH entre 1996 y 2011 responde, entonces, al incremento gradual de la fecundidad de nacimientos de orden 1 en edades avanzadas en un contexto de tasas altas de fecundidad adolescente. En los años previos a 1996, por el contrario, la fecundidad de primer orden se concentraba en los 20-24 años y en los grupos de edades adyacentes.

Lo anterior también puede verificarse al revisar la distribución relativa por grupo de edad de las tasas no condicionales de fecundidad para los primeros nacimientos. El patrón de fecundidad por edades fue modificándose entre 1978 y 2011 de modo tal que el mayor peso porcentual dejó de pertenecer al grupo 20-24 para pasar al grupo de edades menor a 20 años ([Gráfico 11](#)). A partir de mediados de los años noventa, el aporte de la fecundidad de las adolescentes llegó a representar un tercio de la fecundidad total de primer orden, mientras que el peso relativo del grupo 20-24 cayó de valores cercanos a 35% en el período 1978-88 hasta 25% en 2011. De todos modos, vale mencionar que desde 1996 la fecundidad adolescente fue perdiendo peso de manera gradual. El aporte del grupo 25-29 también fue cayendo con el paso de los años y en 2011 alcanzó a casi el 20% del total. En el otro extremo, se registró un incremento de la participación porcentual de las edades más avanzadas. Entre los 30-34 años, el porcentaje aumentó de 9% a casi 16% entre 1978 y 2011; en el grupo siguiente, el aumento fue de 5% a 8%.

Gráfico 11. Distribución relativa de las tasas no condicionales (Tipo II) de fecundidad de primer orden por grupo de edad en Uruguay. Años 1978 a 2011. En porcentaje.



Nota: Las líneas grises del gráfico corresponden a los años 1979-2010.

Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

La información de las distribuciones relativas acumuladas en edades y años seleccionados, presentada a continuación ([Tabla 2](#). Porcentaje acumulado de las tasas no condicionales (Tipo II) de fecundidad de primer orden para edades seleccionadas en Uruguay. Años 1981, 1986, 1993, 1996, 2001, 2006 y 2011.), confirma las tendencias reseñadas en los párrafos anteriores. Se evidencia que los principales cambios en la distribución porcentual de la fecundidad por edades en el período estudiado fueron el aumento del peso de la fecundidad adolescente hasta mediados de los 2000 y el descenso a partir de 1996 de la proporción acumulada antes de alcanzar las edades de 25, 30 y 35 años, como consecuencia del aplazamiento del nacimiento del primer hijo. A modo de ejemplo, mientras que en 1981 el 85,7% de la fecundidad de primer orden ocurría antes de los 30 años, su valor desciende hasta 76,6% en 2011.

Tabla 2. Porcentaje acumulado de las tasas no condicionales (Tipo II) de fecundidad de primer orden para edades seleccionadas en Uruguay. Años 1981, 1986, 1993, 1996, 2001, 2006 y 2011.

Año	Edad				
	<20	<25	<30	<35	<40
1981	26,9%	63,0%	85,7%	95,8%	98,6%
1986	26,0%	60,6%	84,4%	95,4%	99,0%
1993	30,1%	62,1%	84,9%	95,7%	99,1%
1996	32,2%	63,3%	85,5%	95,9%	99,3%
2001	32,4%	61,1%	82,5%	95,2%	99,2%
2006	32,5%	59,9%	79,8%	93,9%	99,0%
2011	30,5%	56,9%	76,6%	92,1%	98,5%

Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

En suma, entre 1978 y 2011 se registraron cambios significativos en la fecundidad de primer orden. La fecundidad de las mujeres jóvenes 20-29 desciende y aumenta entre las edades de 30-39 años. Por su parte, la fecundidad adolescente registró un fuerte aumento entre mediados de los años ochenta y noventa, pasado a ser el grupo de edad de mayor peso relativo en la fecundidad total de orden 1. Luego de alcanzar su valor máximo en 1996, comienza a registrar un lento descenso hasta llegar a 2011 con una tasa similar a la de treinta años atrás. Las oscilaciones de la EMPH y el aumento de la deEMPH entre 1978 y 2011 se pueden explicar a través de la evolución de las tasas por grupo de edad. El aumento de la EMPH coincide con el periodo de descenso simultáneo de los niveles de fecundidad en los grupos de 15-19, 20-24 y 25-29 años, y a un leve aumento de las tasas específicas en las edades 30-34 y 35-39. El aumento de la deEMPH entre 1996 y 2011 responde, entonces, al incremento gradual de la fecundidad de nacimientos de orden 1 en edades avanzadas en un contexto de tasas altas de fecundidad adolescente. Previo a 1996, la fecundidad de primer orden se concentraba en los 20-24 años y en los grupos de edades adyacentes.

3.2 La emergencia de un patrón por edades bimodal en Uruguay (1985-2011)

En esta sección se analizan las probabilidades condicionales de tener el primer hijo a determinada edad. A diferencia de las tasas no condicionales (presentadas en la sección anterior), las tasas o probabilidades condicionales incluyen en el denominador únicamente a las mujeres de paridez 0, es decir, capturan en el denominador a las mujeres que están expuestas

al riesgo de experimentar el nacimiento del primer hijo¹⁸. Se trata una medida metodológicamente más sólida que las tasas no condicionales, ya que asegura la coherencia entre numerador y denominador, y por ello brinda un panorama más claro de los cambios en el calendario y la intensidad al primer hijo (Ortega & Kohler 2007; Sobotka 2004; Sullivan 2005).

Las dificultades para estimar las exposiciones anuales de mujeres por edad y paridez son un obstáculo para su utilización, incluso en aquellos países con amplia tradición en la producción de estadísticas de nacimientos. Por ese motivo, los demógrafos suelen recurrir a las tasas no condicionales de fecundidad por edad en sus investigaciones. De todos modos, se han visto importantes avances en los últimos años. Actualmente, las tasas condicionales de fecundidad de periodo -también llamadas de Tipo I, así como las tablas de fecundidad, están disponibles para varios países europeos a través del proyecto de la *Human Fertility Database*¹⁹. Hasta donde se pudo averiguar, no hay estimaciones de este tipo de medidas en países de América Latina a partir de estadísticas vitales. En Uruguay, el único antecedente es el trabajo Nathan et al. (2014) para los años 1996-2011. En esta sección se presentan las probabilidades condicionales al primer hijo en Uruguay estimadas para los años 1985, 1996 y 2011.

Hay tres motivos fundamentales para incorporar este tipo de medidas en el análisis de periodo de la edad al primer hijo. El primero es el interés por re-examinar los cambios en el patrón por edad de los primeros nacimientos. En este sentido, se ha observado la existencia de un patrón de fecundidad por edad de tipo bimodal en los países desarrollados con una elevada heterogeneidad en la conducta reproductiva de su población, mayormente países de habla inglesa (Chandola et al. 2002; Garenne et al. 2000; Mazzuco & Scarpa 2014; Peristera & Kostaki 2007; Sullivan 2005). Sullivan (2005) documenta la emergencia del patrón bimodal en Estados Unidos durante los años noventa a partir del análisis de tasas condicionales y recomienda su uso para evidenciar las diferencias en el *timing* de los primeros nacimientos entre subgrupos. En su estudio muestra que la educación y etnicidad son los principales determinantes de la bimodalidad en su país. Como ya fuera adelantado por Nathan et al. 2014, Uruguay experimenta un cambio hacia un patrón de similares características al identificado por Sullivan (2005) en la fecundidad del primer orden, y se sospecha que este podría ser el patrón vigente en varios países de América Latina en la actualidad.

¹⁸ En este apartado se utiliza indistintamente “tasa” o “probabilidad” para referirse a las medidas de Tipo I. En el apartado de datos y medidas se explican las diferencias entre ambas.

¹⁹ <http://www.humanfertility.org/>.

La segunda razón que conduce al estudio de las probabilidades condicionales es que capturan de manera más precisa la “recuperación” de los nacimientos aplazados. Como se verá en el apartado de resultados, las tasas o probabilidades condicionales permiten modelar de manera consistente las decisiones relativas al primer hijo, al considerarlo como un evento que puede ser experimentado únicamente por las mujeres que alcanzan una determinada edad sin haber tenido hijos. El tercer fundamento que motiva el uso de estas medidas es que las mismas pueden ser contrastadas con las que serán presentadas en el siguiente capítulo de esta monografía, donde se analizan las probabilidades condicionales del primer nacimiento por edad desde una perspectiva de cohorte.

La presente sección se estructura de la siguiente manera. Primero se presentan los datos y medidas a utilizar. Al respecto se introducen las tasas condicionales de fecundidad por edad y el método de la tabla de vida, a partir del cual se obtienen las probabilidades condicionales y la proporción de mujeres sin hijos entre los 15-49 años. Dado que la finalidad de esta sección es revisar el patrón por edades, se comenta sintéticamente el método utilizado para obtener abrir los datos por edad simple a partir de tasas de fecundidad para edades agrupadas en 1985. Segundo, se describe el procedimiento desarrollado para obtener las poblaciones medias de mujeres sin hijos por edad en 1985, 1996 y 2011, necesarias para calcular las tasas condicionales. En tercer lugar se presentan los resultados mediante la inclusión de tres figuras: las probabilidades condicionales al primer hijo por edad simple, las probabilidades condicionales por grupo de edad y la proporción de mujeres sin hijos por edad en los años 1985, 1996 y 2011. En ese marco se discuten brevemente las implicancias a partir de los resultados obtenidos.

3.2.1 Datos y medidas

3.2.1.1 De las tasas no condicionales a las probabilidades de primer nacimiento

En la sección anterior se trabajó con tasas no condicionales de fecundidad o tasas de Tipo II, $f(x)$, de uso habitual en el análisis demográfico. En este apartado se utilizarán las tasas condicionales o tasas de Tipo I, también denominadas tasas de ocurrencia-exposición, tasas de riesgo o intensidades de la fecundidad, $m(x,t)$. A diferencia de las tasas no condicionales, las intensidades de la fecundidad incluyen en el denominador una medida de exposición de las mujeres dentro de una categoría específica. En el marco de esta investigación, en la que se analiza la ocurrencia anual de nacimientos de orden 1, el denominador está compuesto por las mujeres sujetas al

riesgo de experimentar un nacimiento de dicho orden, es decir, las mujeres de paridez 0. Por lo tanto,

$$m_i(x, t) = \frac{B_i(x, t)}{E_{i-1}(x, t)} \quad \text{entonces, } m_1(x, t) = \frac{B_1(x, t)}{E_0(x, t)}$$

Desde una perspectiva teórica, las tasas condicionales son preferibles a las tasas no condicionales porque están en línea con el principio de correspondencia entre el numerador y denominador. Específicamente, solo las mujeres que están sujetas al riesgo de tener un nacimiento de orden i (por tanto, su paridez es de $i-1$) son incluidas en el denominador cuando se computan las tasas de fecundidad por orden. Esta restricción le da a las tasas condicionales de periodo una ventaja sobre las tasas no condicionales, que pueden presentar distorsiones por efecto de los cambios en la estructura por paridez de la población femenina (Ortega & Kohler 2007).

La principal desventaja de las tasas condicionales es que requiere de los datos de población femenina distribuidas por edad y paridez en los años de interés, información que las oficinas de estadística no suelen producir. Por otro lado, la construcción de indicadores sintéticos como la TGF no se consigue mediante una sumatoria de las tasas específicas sino que requiere de procedimientos algo más complejos como la utilización de tablas de vida (Bongaarts & Feeney 2006; Jasilioniene et al. 2009; Ortega & Kolher 2007).

Las tablas de vida de período para la fecundidad de primer orden son tablas de decremento, que modelan el proceso de nacimiento de los hijos de orden 1 por edad para cohortes hipotéticas de mujeres. En otras palabras, nos brindan una foto de la fecundidad en un momento del tiempo de varias cohortes de nacimiento femeninas y no se corresponden con la historia reproductiva de ninguna cohorte real de mujeres. Los indicadores de estas tablas permiten controlar la composición por edad y paridez de la población femenina de edades reproductivas, permitiendo un análisis minucioso de la intensidad de la fecundidad (Jasilioniene et al. 2009).

En este trabajo se construyen y analizan dos funciones de la tabla de vida: $q_1(x)$ y $S_0(x)$. Las tasas condicionales de fecundidad por edad, $m_1(x)$, se transforman en probabilidades condicionales, $q_1(x)$, mediante la siguiente fórmula:

$$q_1(x) = \frac{m_1(x)}{1 + 0,5 \cdot m_1(x)}$$

donde 0,5 corresponde al número medio de años-persona vividos por las mujeres en el intervalo de edad $[x, x+1)$ antes de dar nacimiento a su primer hijo.

Un breve repaso por la literatura permite ver que hay ejemplos de trabajos que utilizan tasas (Kippen 2003; Smallwood 2002; Sullivan 2005) mientras que otros prefieren quedarse con las probabilidades (Chen & Morgan 1991; Rindfuss et al. 1988; Sobotka 2004). ¿Por qué pasar de tasas a probabilidades condicionales en este trabajo? En primer lugar, las probabilidades condicionales tienen una interpretación más sencilla que las tasas: es la proporción de mujeres que llegando a la edad exacta x sin haber tenido hijos, experimentó el nacimiento de su primer hijo en el tramo $[x, x+n)$. Segundo, a partir de la probabilidad estimada para una edad simple se pueden obtener fácilmente las probabilidades para intervalos más amplios de edades, dado que el denominador se mantiene sin cambios (siempre y cuando el valor inferior del intervalo de edad sea el mismo en ambos casos). Tercero, a partir de las probabilidades condicionales se obtiene una segunda función de la tabla de vida, denominada función de supervivencia, $S_0(x)$, que en este caso corresponde a la proporción de mujeres que llega hasta la edad x en el año t sin haber tenido hijos. De modo que:

$$S_0(x, t) = 1 \quad \text{para } x=15.$$

$$S_0(x, t) = S_0(x - 1, t) - q_1(x, t) \cdot S_0(x, t) \quad \text{para } x=[16,17,\dots,49].$$

Como se verá más adelante, la información censal solo permite obtener las exposiciones de población femenina por edad y paridez a partir de los 15 años. Como $x_{min}=15$, entonces $S_0(15)=1$; la población de partida de la tabla de vida queda definida al comienzo de la edad reproductiva (15 años), donde todas las mujeres se suponen nulíparas.

A pesar de que el objetivo principal de este trabajo es estudiar los cambios en la edad al primer hijo, los indicadores de intensidad de la fecundidad al primer hijo derivados de la tabla de vida - en este caso, las probabilidades condicionales y la proporción de mujeres sin hijos- resultan útiles para: i) inferir los cambios en el calendario reproductivo, mediante la observación de la variación en las intensidades por edad a través del tiempo o la evolución de la proporción de mujeres nulíparas a determinada edad, y también para ii) investigar en qué medida la

recuperación de los nacimientos aplazados se efectiviza entre las mujeres luego de alcanzar edades avanzadas (Sobotka 2004).

En cuanto a los datos, el método utilizado en este trabajo para obtener las exposiciones de mujeres sin hijos por edad consiste en obtener las distribuciones de mujeres por edad y paridez a partir de los datos de los censos nacionales de población. Por ese motivo, las tasas condicionales serán estimadas únicamente para los años correspondientes a los tres últimos censos: 1985, 1996 y 2011. Los detalles del método aplicado se describen específicamente en el próximo punto.

Los nacimientos por edad y paridez disponibles, por su parte, ya fueron presentados en la sección anterior de este capítulo (“¿Al inicio de una nueva transición?...”). Recuérdese que para los años 1996-2011 se cuenta con la distribución anual de nacimientos de primer orden para edades simples, obtenidos a partir de la explotación de los microdatos del CNV. En cambio, para 1985 y el resto de los años anteriores a 1996 se dispone de los nacimientos clasificados en grupos quinquenales de edad. En principio, el uso de grupos quinquenales no parecía una buena opción como estrategia para revisar el cambio en el patrón de intensidades de la fecundidad por edad. La alternativa fue utilizar el método de interpolación propuesto por Schmertmann (2012) para la apertura de las tasas no condicionales de fecundidad de 1985 de edades quinquenales a edades simples. Multiplicando las nuevas tasas estimadas para edades simples, $f_1^*(x, 1985)$, por la población media femenina a cada edad, $E(x, 1985)$, se obtienen los nacimientos estimados de primer orden por edad, $B_1^*(x, 1985)$.

En el [Gráfico 23-Anexo](#) se presentan las tasas no condicionales de fecundidad por edad simple obtenidas con el método de Schmertmann (2012) y las tasas no condicionales de fecundidad por grupo de edad en 1985. Como se podrá apreciar, el método produce una curva suavizada que ajusta de manera satisfactoria la distribución observada por grupo de edad.

3.2.1.2 Estimaciones de población media femenina por edad simple y paridez

Siguiendo el protocolo de métodos de la *Human Fertility Database* (Jasilioniene et al. 2012), los datos de exposición de población femenina por edad y paridez, necesarias para poder calcular las tasas condicionales de fecundidad por edad y orden de nacimiento $m_i(x)$, pueden ser obtenidas mediante la combinación de $E(x,t)$ y la distribución relativa de mujeres por edad y paridez $w_i(x,t)$ a mitad de año:

$$E_{i-1}(x, t) = w_{i-1}(x, t) \cdot E(x, t)$$

donde i es el orden de nacimiento, x la edad de la mujer en años simples y t el año calendario.

Dado que en este trabajo se requiere en el denominador a la exposición de mujeres sin hijos para poder estimar las tasas condicionales de fecundidad de primer orden, entonces:

$$E_0(x, t) = w_0(x, t) \cdot E(x, t)$$

Existen diferentes estrategias para obtener los ponderadores de mujeres por edad y paridez, dependiendo de los datos disponibles y su calidad (Jasilioniene et al. 2012). En este trabajo se hace uso de los censos nacionales de población de los años 1985, 1996 y 2011. La distribución de población femenina por edad y paridez se tabula para cada uno de esos años a partir de las preguntas sobre la edad de la mujer y el número de hijos nacidos vivos al momento del censo. Las mujeres con paridez desconocida son redistribuidas proporcionalmente entre las categorías conocidas.

Como la información censal refiere a una fecha específica, denominada T^{cens} , las distribuciones relativas de mujeres por edad y paridez $w_i(x, T^{cens})$ son desplazadas al 30 de junio de cada año, fecha denominada T , mediante el uso de las tasas no condicionales de fecundidad por edad $f_i(x, t)$ en esos años. Si se asume que los nacimientos y las tasas específicas de fecundidad se distribuyen linealmente a lo largo del año del censo, las distribuciones relativas de mujeres según edad y paridez a mitad de año pueden ser estimadas mediante una progresión hacia adelante o hacia atrás desde T^{cens} hasta el T :

$$w_{i-1}(x, T) = w_{i-1}(x, T^{cens}) + f_i(x, t) \cdot Z \quad \text{donde } Z \text{ es la fracción del año que transcurre entre el 30 de julio y la fecha del censo}^{20}.$$

Dado el objetivo de este trabajo es obtener la exposición de mujeres con paridez igual a cero para los años 1985, 1996 y 2011, entonces:

²⁰ Para un año no bisiesto, Z se obtiene mediante la fórmula $Z=D/365$, donde D representa el número de días entre el 1 de julio y la fecha de referencia del censo.

$$w_0(x, T) = w_0(x, T^{cens}) + f_1(x, t) \cdot Z \quad \text{para } T=[30/06/1985, 30/06/1996, 30/06/2011].$$

La [Tabla 3](#) resume las fechas de realización o de referencia de los censos de población de Uruguay en 1985, 1996 y 2011, la cantidad de días de distancia con el 30 de julio y los valores Z para cada uno de los años censales. Cuando la fecha de referencia censal es posterior al 30 de junio, como en el caso de 1985 y 2011, Z tendrá valores positivos y por tanto la proporción de mujeres sin hijos se verá incrementada al realizar el ajuste propuesto; por el contrario, cuando Z asume valores negativos el ajuste mediante el uso de tasas de fecundidad provocará un descenso de la proporción de las mujeres sin hijos. Las fechas de referencia de los censos fueron tomadas de una sistematización propia realizada a partir de diferentes informes publicados por la DGEC y el INE. El Censo 2011 fue el único de los tres realizado bajo la metodología “de derecho”, con una extensión de cuatro meses, fijándose el 4 de octubre como fecha de referencia censal (INE 2012: 5).

Tabla 3. Fechas de referencia, días transcurridos desde el 30 de junio y Z calculados para los censos de población de Uruguay en 1985, 1996 y 2011.

Censo	Fecha de referencia	Días transcurridos desde el 30 junio	Z
1985	23/10/1985	112	0,3060
1996	22/05/1996	-39	-0,1068
2011	04/10/2011	93	0,2548

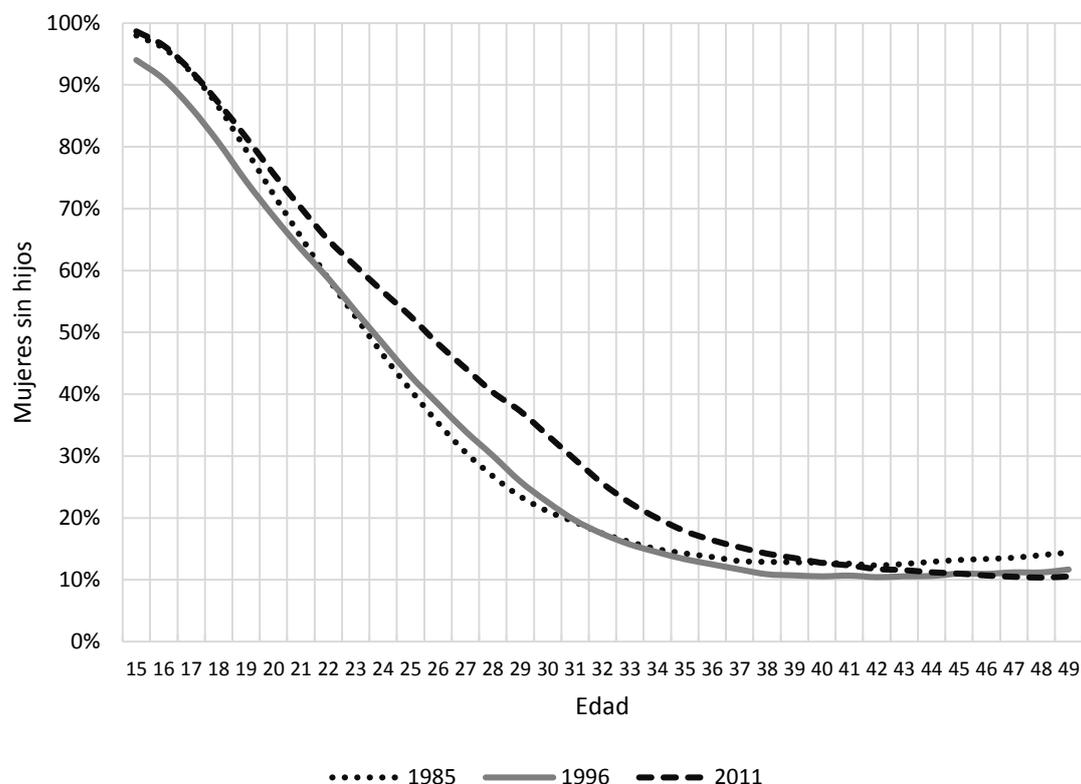
Fuente: Elaboración propia a partir de informes censales publicados por la DGEC y el INE.

La paridez alcanzada al momento del censo fue preguntada a las mujeres de 15 y más años en 1985 y 1996, y a las mujeres de 12 y más años en el Censo 2011. Por este motivo, las distribuciones relativas, las estimaciones de población femenina sin hijos por edad y, por ende, las tasas condicionales de fecundidad de primer orden, se presentan para las mujeres entre 15 y 49 años.

Debajo se presenta la proporción de mujeres sin hijos por edad en los censos de Uruguay de 1985, 1996 y 2011 ([Gráfico 12](#)). Allí se visualizan algunos de los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay a lo largo del tiempo. Como primer aspecto a destacar, la curva correspondiente al

censo de 1996 muestra una proporción menor de mujeres sin hijos entre los 15 y 20 años en comparación con los años 1985 y 2011. Estos dos últimos censos tienen valores similares en lo referido a porcentaje de mujeres sin hijos en la adolescencia. En cifras, el porcentaje de mujeres sin hijos a los 19 años es de 79,5% en 1985, 74,4% en 1996 y 81,5% en 2011, lo que resulta consistente con la evolución observada en las tasas de fecundidad adolescente total y de primer orden en este periodo. El otro cambio digno de mencionar es el marcado aumento de las mujeres sin hijos entre los 20 y 35 años en 2011, aspecto que también puede vincularse con el descenso de las tasas de incidencia de los primeros nacimientos entre las edades 20 y 29 años. A los 29 años, por ejemplo, el porcentaje de mujeres sin hijos es de 23,5%, 25,9% y 37,3% en 1985, 1996 y 2011, respectivamente.

Gráfico 12. Proporción de mujeres sin hijos por edad en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos de los censos de población de Uruguay 1985, 1996 y 2011.

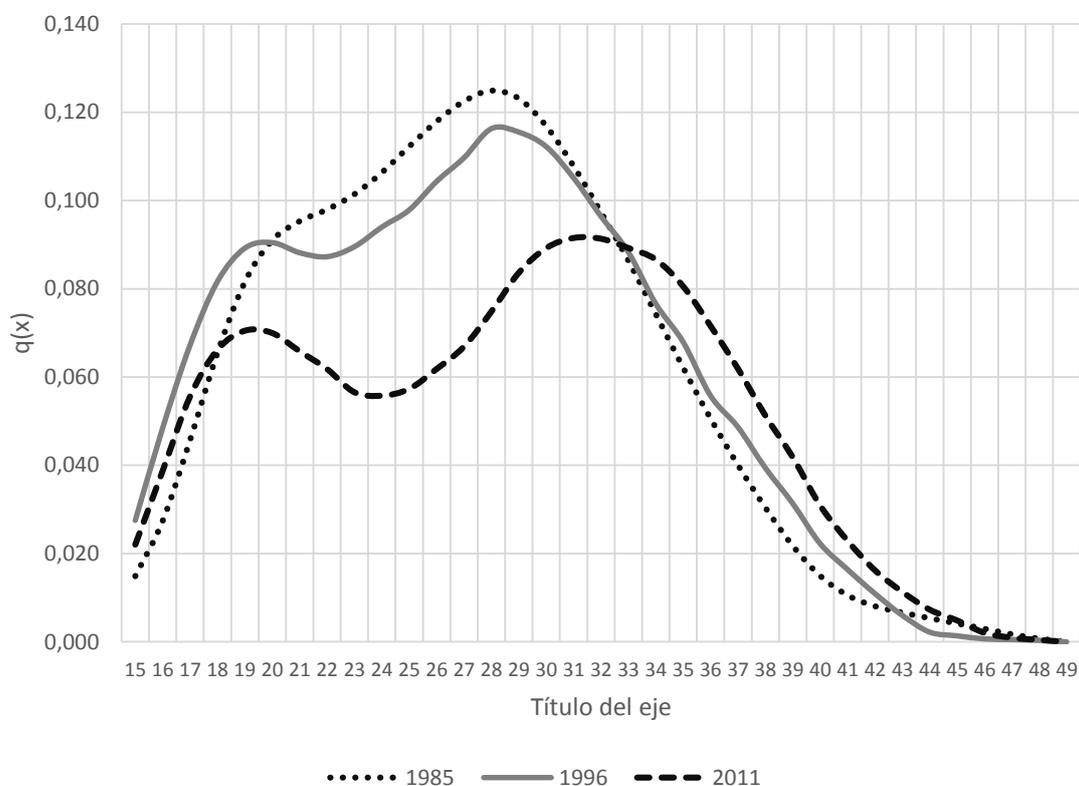
Por lo tanto, además de su utilidad para la estimación de las tasas condicionales de fecundidad de primer orden, la proporción de mujeres sin hijos por edad en los últimos tres censos también tiene valor analítico. Esta perspectiva de análisis comparativo por edades a través de fuentes transversales -conocida en la jerga demográfica como “análisis horizontal”- es complementaria a los enfoques de período y cohorte, y agrega nueva evidencia para sostener que la edad al nacimiento del primer hijo en Uruguay experimenta un creciente retraso mientras persiste una resistencia al descenso de la maternidad a edades adolescentes.

3.2.2 Resultados

Las probabilidades condicionales del primer hijo por edad muestran un cambio en el patrón de entrada a la fecundidad de primer orden entre 1985 y 2011 (Gráfico 13). La curva correspondiente a 1985 exhibe una forma unimodal, con un pico a los 28 años. En 1996 se mantiene el mismo valor modal que en 1985 pero, a diferencia de ese año, se observa un aumento de las intensidades del primer nacimiento en las edades adolescentes y una caída entre los 20-22 años. Al llegar a 2011 la curva adopta marcadamente una forma bimodal no simétrica.

Este cambio en el patrón refleja una tendencia hacia una concentración de la probabilidad de experimentar el primer nacimiento a edades tempranas (valor modal a los 20 años), una caída de las intensidades en un valle que se extiende entre los 21 y 25 años, y un repunte posterior hasta alcanzar un nuevo valor modal a los 31-32 años, para luego comenzar a descender suavemente en el tramo final. Es decir, coexiste un grupo importante de mujeres en Uruguay cuyo primer nacimiento ocurre en edades adolescentes, patrón que se mantiene desde mediados de los noventa, con otro grupo creciente de mujeres que, habiendo pasado la adolescencia sin tener hijos, aplaza el inicio de su fecundidad hasta edades más avanzadas.

Gráfico 13. Probabilidades condicionales de nacimientos de primer orden (Tipo I) por edad simple en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011.



Nota: Las probabilidades condicionales de 1996 y 2011 fueron suavizadas con una media móvil de tres edades.

Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

Tal como fuera planteado por Sullivan (2005), la emergencia del patrón bimodal, característico en regímenes de fecundidad en los que se registra una creciente heterogeneidad al interior de la población, no aparece de manera tan clara al comparar las tasas no condicionales de fecundidad por edad para nacimientos de orden 1. Como podrá apreciarse en el Gráfico 24-Anexo, las tres curvas presentan una distribución unimodal con un pico a los 19 o 20 años,

edades en las que registran las frecuencias más altas de los primeros nacimientos. No obstante, vale mencionar que en 2011 ya se puede apreciar un cambio en la forma de la curva con relación a los años anteriores, en la medida que luego de los 20 años se registra un descenso de las tasas hasta formación de una meseta entre los 25-30 años, para luego continuar con su curso descendente.

En la siguiente tabla (Tabla 14) se presentan las probabilidades condicionales del primer nacimiento en tramos de edad, que denotan la probabilidad de que una mujer de una cohorte hipotética dé a luz a un hijo habiendo ingresado al intervalo de edad sin haber tenidos hijos. El retraso de la edad al primer hijo conlleva generalmente una disminución de las probabilidades a edades jóvenes. Sin embargo, como se pudo apreciar en el gráfico anterior, las probabilidades condicionales al primer nacimiento en las edades menores a los 20 años se mantienen más o menos estables, luego de alcanzar el máximo en 1996, por encima de 0,20. Este resultado es consistente con la evolución observada en la sección anterior a partir de las tasas condicionales, al igual que el descenso observado entre los 20-29 años. La caída de las intensidades en dichas edades se ha manifestado con mayor fuerza entre 1996 y 2011, y son el principal indicador de la postergación de la fecundidad observada entre las mujeres uruguayas.

Es esperable que al aplazar los nacimientos de primer orden las probabilidades condicionales a edades avanzadas (30 a 39 años) registren un aumento. Cuando se analizaron las tasas de fecundidad de primer orden por grupo de edad (sección anterior) se encontró que las del grupo 30-34 habían aumentado sostenidamente desde 1996, al igual que las de 35-39 años. Al revisar las probabilidades, el panorama no es exactamente el mismo. A través de estas medidas se observa una leve disminución de la intensidad entre las edades exactas de 30 y 35 años, pasando de 0,40 (1985) a 0,38 (2011). En el siguiente tramo sí se observa un incremento, de 0,19 a 0,28 entre 1985 y 2011, respectivamente. La caída de las probabilidades condicionales de tener el primer hijo en las edades 20-30 no tiene como correlato un aumento de similar magnitud a los 30-40 años.

Tabla 14. Probabilidades condicionales de nacimientos de primer orden (Tipo I) por grupo de edad quinquenal en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011.

EDAD	1985	1996	2011
15-20	0,21	0,28	0,23
20-25	0,40	0,37	0,27
25-30	0,48	0,44	0,30
30-35	0,40	0,40	0,38
35-40	0,19	0,22	0,28
20-30	0,69	0,65	0,49
30-40	0,51	0,53	0,55

Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

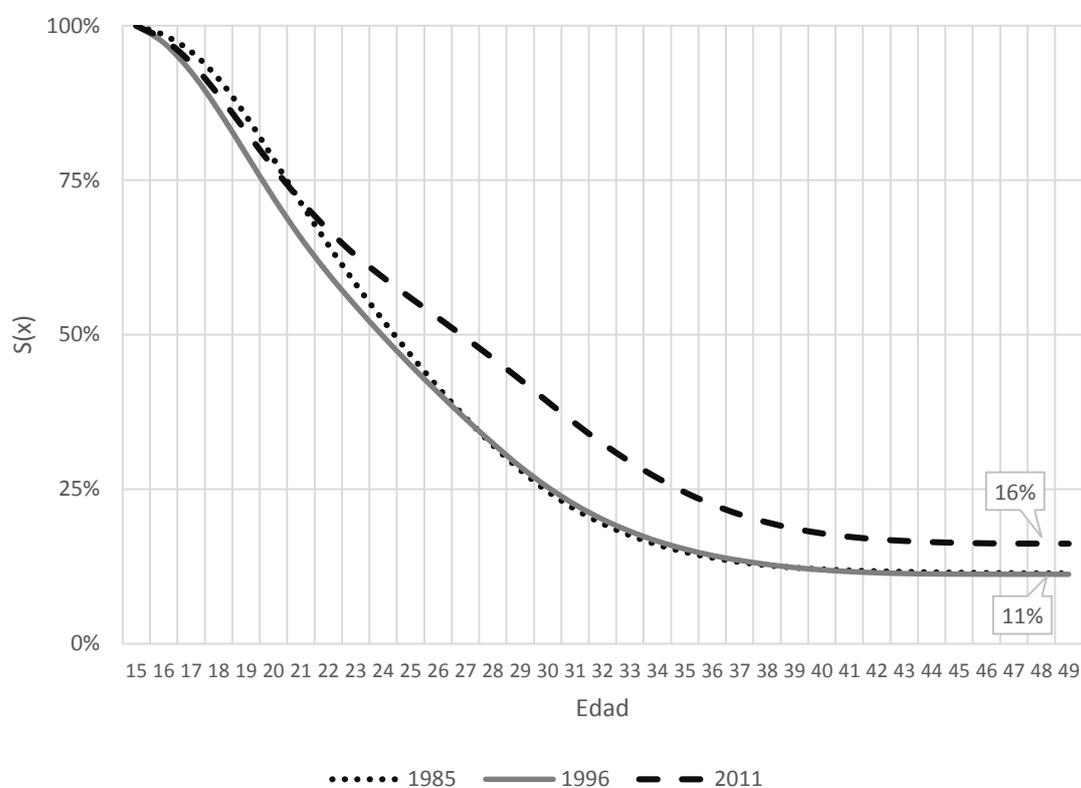
Dos preguntas surgen en este sentido: i) ¿por qué las tasas no condicionales muestran de manera más pronunciada el efecto de la recuperación de los nacimientos aplazados en comparación con las probabilidades condicionales?; ii) ¿hay indicios de un posible aumento de las mujeres nulíparas al finalizar la vida reproductiva?

La respuesta a la primera pregunta reside en el cambio de la composición por paridez en la población femenina. Siguiendo a Smallwood (2002), al analizar el caso de Reino Unido, y Sobotka (2004) para la República Checa, la reducción de la fecundidad de primer orden entre los 20-29 años deriva en un aumento de la proporción de mujeres sin hijos; como resultado, hay un mayor número de mujeres susceptibles de experimentar el nacimiento del primer hijo luego de los 30 años, por lo que aumenta la frecuencia de nacimientos registrados en esas edades (captado a través de las tasas no condicionales). Las probabilidades condicionales captan no sólo el aumento del número de nacimientos ocurridos a edades tardías sino también el incremento de mujeres sin hijos a esas edades por efecto del aplazamiento de la maternidad. Hay más nacimientos pero para un conjunto mayor de mujeres expuestas, lo que hace que las ganancias sean tan modestas. Por lo tanto, las tasas condicionales por edad se encuentran distorsionadas por los cambios en la proporción de mujeres sin hijos, lo que hace de las probabilidades condicionales un indicador más adecuado para el estudio de la fecundidad a edades avanzadas en contextos de retraso en la edad al primer hijo.

La segunda pregunta resulta algo más compleja de responder. Las probabilidades condicionales de periodo muestran que la reducción substancial de las intensidades del primer nacimiento en los 20-29 años entre 1985 y 2001 ha sido compensada levemente por un aumento bastante menor de la probabilidad de tener el primer hijo a partir de los 30 años. La recuperación de los

nacimientos aplazados parece producirse recién a partir de los 35 años. De mantenerse constantes las intensidades por edad de la cohorte hipotética de 2011, estaríamos frente a un escenario de aumento del número de mujeres sin hijos al culminar la etapa reproductiva, un elemento novedoso en el régimen de fecundidad vigente en nuestro país. Como se aprecia en el Gráfico 15, la proporción acumulada final de mujeres sin hijos en 2011 llegaría al 16%, frente al 11% observado en 1985 y 1996. No obstante, como estamos trabajando con indicadores de periodo, en la medida que la tendencia a retrasar la edad al primer hijo continúe es esperable que las probabilidades entre 30-39 años se incrementen en el futuro.

Gráfico 15. Porcentaje de mujeres sin hijos por edad en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

En suma, la estimación de tasas condicionales de fecundidad para nacimientos de orden 1 y la construcción de indicadores de la tabla de vida (q_x y S_x) permitieron re-examinar los cambios en las intensidades de la fecundidad por edad, lo que resulta complementario al análisis de los cambios en la edad media al primer hijo y la evolución de las tasas no condicionales por edad (presentadas en la sección anterior). Por un lado, las probabilidades condicionales por edad muestran la emergencia de un patrón bimodal, que expresa el incremento de la heterogeneidad en la edad al primer hijo en un contexto de postergación de la maternidad, en el que la entrada

a la maternidad a edades tempranas se sostiene en el tiempo. Por otro lado, se pudo constatar que la intensidad de la fecundidad de primer orden no tuvo el incremento esperado *a priori* entre 1985 y 2011, provocando un aumento de la nuliparidad femenina en 2011. Esto deja planteada la interrogante de si el aplazamiento de los primeros nacimientos se “recuperará” de manera completa o si el número de mujeres sin hijos al final de la etapa reproductiva comenzará a incrementarse en el futuro. Nuevos elementos para responder a estas preguntas podrán ser revisados a partir del análisis de cohorte y la incorporación de la educación como variable explicativa.

3.3 Conclusiones

El objetivo de este capítulo fue analizar los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay desde una perspectiva de periodo. Se trata de un trabajo novedoso en el país, en la medida que la mayoría de los antecedentes sobre la edad al primer hijo se han apoyado en el análisis longitudinal. El método utilizado consistió en la estimación de tasas de fecundidad por edad para nacimientos de orden 1 a partir de los datos disponibles de nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento para los años comprendidos entre 1978 y 2011, las estimaciones de población media femenina por edad y las distribuciones relativas de mujeres por edad y paridez en los censos 1985, 1996 y 2011. El uso de estos datos requirió de la aplicación de una serie de procedimientos de ajuste, tal como fueron detallados en los apartados correspondientes.

Con las tasas no condicionales de fecundidad por edad (Tipo II) se calcularon la edad media al nacimiento de primer hijo y su desviación estándar, y se midieron los cambios en la estructura relativa de la fecundidad al primer hijo por edades. Las tasas condicionales (Tipo I) permitieron revisar las intensidades de la fecundidad de primer orden por edad, lo que implicó una mejor captación de las transformaciones ocurridas en el patrón de los primeros nacimientos por edades en las últimas dos décadas y media.

Los resultados obtenidos indican que la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay aumentó levemente entre 1978 y 2011 (23,7 a 24,7 años), mostrando un incremento sostenido durante los últimos años. A pesar de ello, el ritmo del aplazamiento en Uruguay ha estado por debajo del umbral postulado por Kohler et al. (2002) para dar cuenta de las transformaciones en los países europeos. Por lo tanto, se puede afirmar que Uruguay no ha iniciado la *postponement transition*. En este marco surgen las siguientes preguntas: ¿La postergación de la maternidad en Uruguay cobrará la intensidad observada en los países europeos? ¿Es posible

que la edad media al nacimiento del primer hijo continúe aumentando lentamente durante los próximos años, sin un cambio significativo en el ritmo del aplazamiento?

Las respuestas a estas preguntas se encuentran íntimamente relacionadas con los hallazgos que este trabajo arroja en materia de la heterogeneidad al interior de la población uruguaya. Los resultados indican que el aumento de la edad media al primer hijo de los últimos años estuvo acompañada por una mayor dispersión de las edades a las que se tienen los primeros nacimientos entre las mujeres uruguayas. Esta creciente heterogeneidad es consecuencia del pasaje de un período de fecundidad de primer orden concentrado en entre los 20-24 años a otro de aumento de la fecundidad de primer orden a edades avanzadas que convive con niveles todavía altos de fecundidad adolescente. La fecundidad de primer orden entre los 15-19 años tuvo un crecimiento importante entre mediados de los '80 y '90, desplazando incluso el grupo 20-24 como el tramo etario de mayor fecundidad. La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo también se pudo apreciar a partir de las transformaciones de la fecundidad de primer orden mediante tasas condicionales. Gracias a ello, se observó la emergencia de un patrón por edades bimodal con una alta intensidad observada a edades tempranas y tardías, y una baja intensidad de la fecundidad de primer orden entre los 20 y 24 años. Asimismo, se constató que las probabilidades condicionales de tener el primer hijo en el grupo 30-39 aumentaron levemente entre 1985 y 2011 (entre los 30-34 incluso bajaron), siendo las edades donde se espera que las mujeres “recuperen” los nacimientos aplazados. Estos hallazgos son una señal de un posible incremento de mujeres nulíparas al final de la etapa reproductiva.

En función del patrón constatado en otros países, la edad media al primer nacimiento tiene amplio margen para continuar su evolución ascendente en Uruguay durante las próximas décadas. La perseverancia del aumento registrado en los últimos años permite augurar que ello seguramente ocurrirá. El ritmo de este aumento estará condicionado tanto por un progresivo corrimiento de las edades al primer hijo entre las parejas que deciden postergar su fecundidad, limitado por factores biológicos, y por el grado de generalización de este comportamiento en nuestra población, limitado por factores sociales. Dada la firme reducción en la intensidad de la fecundidad en las llamadas edades centrales de la fecundidad, el ritmo de cambio de la edad al primer hijo dependerá fundamentalmente de lo que suceda con los niveles de fecundidad adolescente durante los próximos años. A pesar del descenso registrado entre 1996 y 2011, la fecundidad adolescente de primer orden se ubicó a finales de los años 2000 en valores similares a los observados a finales de los setenta, cercanos al 50 por mil. Asimismo, la pendiente de descenso de los últimos diez años no mostró cambios importantes que permitan visualizar

escenarios alternativos a futuro. En consecuencia, todo parece indicar que la edad media al nacimiento del primer hijo continuará aumentando lentamente.

Queda planteada la pregunta sobre la aplicabilidad del marco de la *postponement transition* en Uruguay y el contexto latinoamericano, donde se observan fuertes brechas en el comportamiento reproductivo de la población. Como se vio en la comparación de la evolución de la EMPH en Uruguay y otros países, el caso de Chile se asemeja bastante a lo observado en nuestro país. Por ese motivo, a pesar del fuerte descenso de la fecundidad durante los últimos años, varios países de América Latina todavía mantienen un patrón de inicio temprano de la fecundidad. En caso de aumentar, la edad media al primer hijo en los países de la región seguramente siga un modelo similar al de Uruguay, caracterizado por un ritmo de aumento lento y una creciente heterogeneidad por estrato social.

4. Los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de cohorte

La perspectiva de cohorte permite analizar los cambios experimentados en la intensidad y el calendario de la fecundidad por un grupo real de mujeres, por lo que nos brinda un panorama complementario al análisis de la fecundidad de periodo. El comportamiento reproductivo de las cohortes es el reflejo de pautas comunes de socialización o de determinadas circunstancias sociohistóricas vividas por sus miembros a lo largo del curso de vida. A diferencia del enfoque de periodo, la variabilidad de la fecundidad entre cohortes suele indicar cambios de largo aliento en las decisiones reproductivas de las mujeres. Su principal desventaja es el tiempo de espera que se requiere para poder observar las trayectorias completas de las cohortes.

En Uruguay, el análisis de la edad al primer hijo ha sido abordado predominantemente desde una perspectiva de cohorte, como fuera reseñado en el punto 2.2 de este trabajo. Por lo tanto, un nuevo trabajo sobre el análisis de la transición al primer hijo entre las cohortes uruguayas se encuentra lejos de comenzar desde cero. No obstante, no hay entre los antecedentes un trabajo que incorpore conjuntamente en el análisis de cohortes individuales de todo el país, que revise las trayectorias hasta el final de la etapa reproductiva y que introduzca la variable de nivel educativo a partir de la construcción de estratos relativos.

El objetivo del presente trabajo es analizar las diferencias en la edad de entrada a la maternidad en Uruguay entre las cohortes de 1951 y 1990. Para ello se utilizan los datos del Censo 2011, la fuente más reciente para el estudio de la edad al primer hijo en Uruguay con información retrospectiva. Se revisará, siguiendo la discusión iniciada en investigaciones anteriores, si las cohortes más jóvenes están retrasando la entrada a la maternidad y si se está procesando una creciente heterogeneidad al interior de las cohortes.

4.1 La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de las cohortes 1951-1990

El objetivo de este capítulo es revisar el cambio en la transición al primer hijo por edad entre las mujeres de las cohortes 1951-1990. A partir de los datos censales, se intentará responder cuál ha sido la magnitud del retraso en la edad al primer hijo, cómo han ido variando las intensidades por edad y cómo se ha procesado la heterogeneidad interna de las cohortes por estrato

educativo. La fuente de datos utilizada es el Censo 2011 y el método aplicado es el de las tablas de vida de cohorte.

Los contenidos de este capítulo se estructuran de la siguiente manera. En primer lugar, se detallan las características de los datos censales y los problemas identificados. Luego se introducen las medidas de la tabla de vida a utilizar en el análisis: la probabilidad condicional de experimentar el nacimiento del primer hijo a determinada edad, siendo que se alcanzó dicha edad sin haber tenido hijos, y la proporción de mujeres sin hijos por edad. A partir de esta última se calculan la edad mediana al primer hijo y restantes cuartiles de la distribución. En el apartado de resultados, primero se analizan los valores de las medidas para el conjunto de mujeres y luego se revisan en función del estrato educativo. El capítulo se cierra con una síntesis de resultados y otras consideraciones a modo de conclusiones.

4.1.1 Datos y medidas

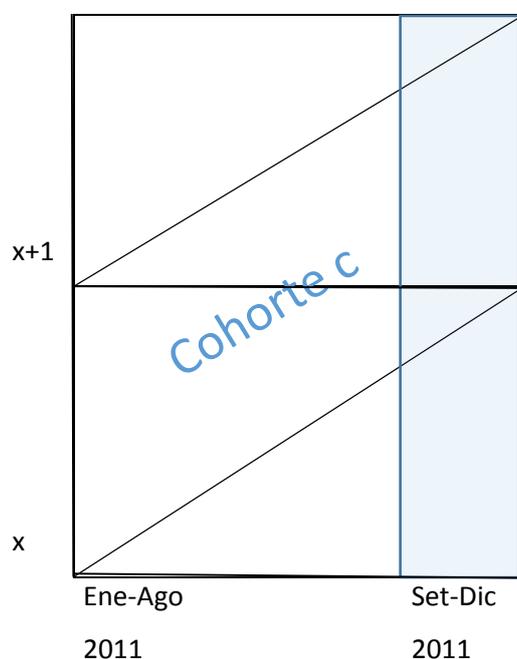
4.1.1.1 La edad al primer hijo con los datos del Censo 2011

El censo nacional de población 2011 (en adelante, Censo 2011) incluyó por primera vez en su cuestionario una pregunta para captar el año de nacimiento del primer hijo de las mujeres. Los datos del Censo 2011 constituyen la fuente más reciente para el estudio del *timing* del nacimiento del primer hijo desde la perspectiva longitudinal. Entre sus ventajas se pueden señalar las posibilidades de explotar la información con una mayor desagregación territorial – en comparación con las restricciones habituales del tamaño muestral y representatividad de las encuestas de hogares- y de analizar un rango amplio de cohortes individuales.

El universo de estudio de este trabajo está conformado por las mujeres nacidas entre 1951 y 1990. Las primeras alcanzaron al momento del Censo 2011 las edades de 59 y 60 años; las de 1990 tienen entre 20 y 21 años. Se prescindió de las cohortes nacidas antes de 1951 debido a que entre las mujeres con edad más avanzada existe una mayor prevalencia de los errores provocados por una mala recordación de los eventos pasados. Como se puede apreciar en el [Gráfico 16](#), las cohortes más antiguas son las que presentan los porcentajes más elevados de información ignorada en el año de nacimiento del primer hijo; el valor máximo lo presenta la cohorte 1951 con un 4,7%, mientras que el promedio para todas las cohortes es de 2,9%. En el otro extremo, las nacidas en 1990 integran la última cohorte que salió de forma completa de la etapa adolescente, lo que permite extender el análisis de la propensión a iniciar la maternidad a edades tempranas entre cohortes nacidas durante 40 años. A lo largo del análisis, las cohortes

1951-1990 se presentarán de manera individual y agrupada; en algunos casos se presenta una selección de ellas, de modo de facilitar la lectura comparada y la interpretación de los resultados. El total de mujeres con información en las cohortes de nuestro interés es de 829.859.

Vale aclarar que se trabaja con cohortes de nacimiento clasificadas a partir de su año de nacimiento, por lo que las edades alcanzadas por las integrantes de cada cohorte en el transcurso del Censo 2011 (realizado entre los meses de setiembre y diciembre) quedan definidas como $x=2011-c-1$ y $x+1=2011-c$, donde c es el año de nacimiento de una cohorte de mujeres²¹. Debajo se presenta la relación entre cohorte, edad y período de realización del censo en un diagrama de Lexis. Por ejemplo, la cohorte 1980 está compuesta por mujeres 30 (2011-1980-1) y 31 (2011-1980) años, representando el 23% y 77%, respectivamente.



En cuanto a las limitaciones que presentan los datos del Censo 2011, en primer lugar se puede mencionar los errores de cobertura comunes a todo operativo censal. Una primera estimación realizada por el Instituto Nacional de Estadística arrojó una omisión de población total cercana al 4%, valor aceptable considerando los parámetros internacionales (INE 2012; INE 2014). Para las mujeres de 20 a 69 años estos valores oscilan entre 2% y 5%, siendo inferiores a los registrados para los hombres en esas edades (INE 2014).

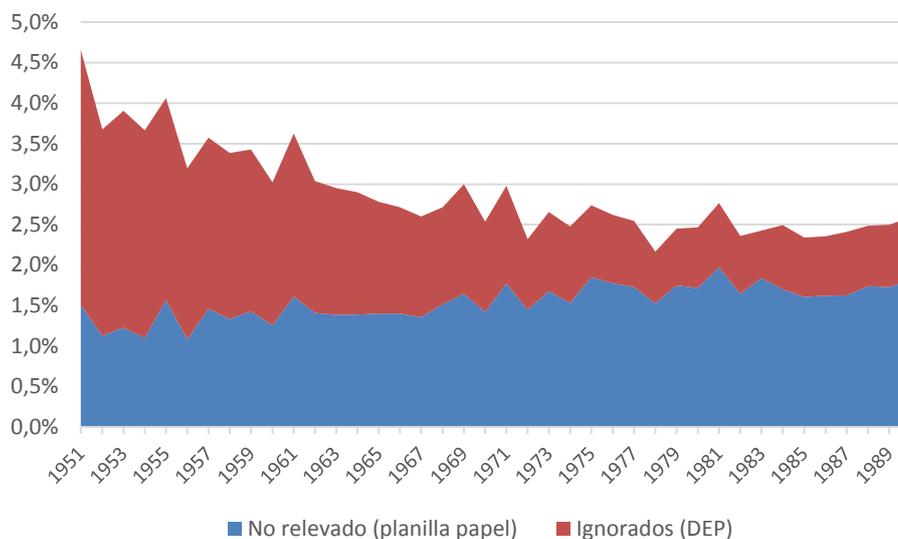
²¹ La disponibilidad de la fecha de nacimiento de las mujeres posibilita la aplicación de esta variante para la clasificación de las cohortes. En estudios anteriores, el procedimiento utilizado para computar el año de nacimiento de las cohortes consiste en calcular la diferencia entre el año de realización de la encuesta o censo y la edad declarada por los individuos.

En segundo lugar, el Censo 2011 no incluyó la pregunta sobre año de nacimiento del primer hijo en el cuestionario corto aplicado en viviendas particulares durante las últimas semanas del operativo censal (instrumento de recolección denominado por el INE como “Planilla papel”)²². Este cuestionario incluyó únicamente un conjunto de variables básicas (sexo, edad, parentesco, nivel educativo e hijos nacidos vivos) con la finalidad de acelerar el relevamiento y aumentar la cobertura censal. Más de tres cuartas de la población censada bajo esta modalidad residen en Montevideo, concentrándose en las zonas ubicadas en la periferia de la capital (Centro Comunal Zonal 9 y 17) (Calvo 2013; Cabella et al. 2013). A la hora de desglosar el número de mujeres de las cohortes 1951-1990 sin dato en la variable sobre el año de nacimiento del primer hijo, se encuentra que hay un 1,8% con información no relevada (mujeres censadas con formulario corto) y un 1,1% que corresponde a la no respuesta (mujeres censadas con cuestionario completo DEP²³), lo que da un total de 2,9%. Como se observa en el [Gráfico 16](#), la proporción de información no relevada es algo más elevada entre las mujeres jóvenes, mientras que la no respuesta en el DEP es sensiblemente más alta entre las cohortes más añosas debido a los problemas de recordación ya mencionados. A pesar de los problemas del Censo 2011, el porcentaje de información ignorada resulta aceptable para el tipo de análisis propuesto en este trabajo.

²² El cuestionario acotado también fue aplicado en algunas viviendas colectivas como cárceles, hogares de guarda, hospitales y residenciales de ancianos.

²³ Dispositivo Electrónico Portátil, utilizado en el Censo 2011, a través del cual se aplicó el cuestionario censal de forma completa.

Gráfico 16. Porcentaje de mujeres con información no relevada e ignorada en el año de nacimiento del primer hijo del Censo 2011. Uruguay: cohortes 1951-1990.



Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

En un plano más general, existen otro tipo de limitaciones asociadas a cualquier instrumento de recolección de datos retrospectivos. Dado que la mortalidad es generalmente más alta entre los sectores de nivel socioeconómico bajo, la población de mujeres de niveles altos puede estar sobrerrepresentada entre las sobrevivientes de la cohorte al momento del censo. Este sesgo de selección suele estar concentrado en las integrantes de las cohortes más viejas y –de existir– generaría estimaciones más conservadoras de las diferencias entre cohortes (Ravanera & Rajulton 2006). La mayoría de los trabajos que utilizan información retrospectiva obvian esta limitación y adoptan el supuesto de ausencia de selectividad entre los integrantes de la cohorte por efecto de mortalidad o migración diferencial (Nathan 2013a; Varela et al. 2012; Varela et al. 2008). El presente trabajo se apoyó en este último supuesto, es decir que se asume que los datos retrospectivos obtenidos a partir de los sobrevivientes de una cohorte, que alcanzó determinada edad al momento del censo, son el reflejo fiel de la experiencia reproductiva de todas las integrantes que en algún momento formaron parte de ella.

Entre las variables explicativas disponibles en el Censo 2011, se optó por trabajar exclusivamente con los años de educación²⁴. La educación de la mujer es uno de los principales

²⁴ En el Anexo se presentan también los resultados obtenidos según ascendencia étnico-racial y región/departamento de residencia. De todos modos, dado que el promedio de años de educación es más alto entre las mujeres no afrodescendientes y las residentes en Montevideo, los resultados obtenidos a partir del nivel educativo pueden ser trasladables a estas subpoblaciones.

determinantes de las diferencias en la edad de entrada a la maternidad y es una de las variables explicativas más utilizadas en la literatura sobre el comportamiento reproductivo de la población²⁵.

El problema que subyace a la utilización de una clasificación de mujeres en estratos educativos es la posible introducción de sesgos en la composición interna de las cohortes, dado el aumento en la proporción de mujeres con educación superior dentro de las cohortes más jóvenes (véase Gráfico 27-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 décadas anteriores (ANEP 2005). En función de ello, 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 (PNUD 2008).

Por ese motivo, en este trabajo el nivel educativo se construye como una variable de terciles relativos, a partir de la distribución de mujeres según los años aprobados en educación formal en cada una de las cohortes. Con ello se intenta revisar el efecto del nivel educativo alcanzado por las mujeres en la edad al primer hijo, controlando las potenciales distorsiones que introducen los cambios en la composición de la población femenina por nivel educativo. No obstante, también se presentan las diferencias en la edad al primer hijo mediante una variable binaria de nivel “bachillerato o superior” (0=nivel educativo inferior a segundo ciclo de enseñanza secundaria / 1=nivel educativo igual o superior a segundo ciclo de enseñanza secundaria) para examinar cómo se ha modificado el comportamiento de las cohortes en función de ese umbral educativo.

4.1.1.2 Construcción de una tabla de vida de cohorte

A partir de la pregunta sobre el año de nacimiento del primer hijo, aplicada en el Censo 2011 a las mujeres de 12 y más años con paridez mayor o igual a 1, se calculó la duración entre el mes y año de nacimiento de la mujer censada y el año de nacimiento de su primer hijo, obteniendo

²⁵ En un análisis previo, se analizó también el comportamiento tomando en cuenta la ascendencia étnico-racial. Los resultados iban en la misma línea que la evidencia encontrada según educación.

así la edad al nacimiento del primer hijo²⁶. A partir de esta variable se obtiene el número de mujeres de una cohorte c que experimentó un nacimiento de primer orden a la edad x . Dado que cada mujer solo puede tener un único nacimiento de orden 1, entonces la cantidad de mujeres es el equivalente al total de nacimientos. Utilizando las funciones de una tabla de vida de decremento simple para cohortes, se puede calcular la probabilidad condicional de tener un hijo de orden 1 a la edad x para una mujer de paridez 0, de tal manera que:

$$q_1(x, c) = \frac{B_1(x, c)}{PF_0(x, c)}$$

donde B_1 es el número de nacimientos de primer orden experimentados por las integrantes de la cohorte c a la edad x y PF_0 es el número inicial de mujeres de la cohorte c sin hijos a la edad x , siendo que x está comprendida entre las edades de 12 y 49 años.

A partir de $q_1(x, c)$ se obtiene la función de supervivencia $S_0(x, c)$ que puede interpretarse como la proporción acumulada de mujeres de una cohorte c que permanece sin tener hijos a la edad exacta x , de modo que:

$$S_0(x, c) = 1 \quad \text{para } x=12.$$

$$S_0(x, c) = S_0(x - 1, c) - q_1(x, c) \cdot S_0(x, c) \quad \text{para } x=[13,14,\dots,49].$$

Comenzando a la edad 12, las tablas de vida de cohorte describen el progreso de las mujeres por las edades de exposición al riesgo de tener el primer hijo. Las mujeres salen del conjunto en riesgo al momento de tener el primer hijo; las que no, se mantendrán expuestas hasta superar los 49 años (cohortes ≤ 1960) o alcanzar la edad registrada en el Censo 2011 ($1960 >$ cohortes ≤ 1990). Un problema común en los estudios retrospectivos es que solo se obtiene un conocimiento parcial de las trayectorias de las cohortes más jóvenes, dado que su experiencia queda truncada al momento de la entrevista. Por ejemplo, en el caso de la cohorte 1980 la observación se trunca al alcanzar la edad exacta 30, es decir, cuando $x=2011-1980-1$; las funciones de la tabla de vida para la cohorte 1980 serán generadas para cada intervalo de edad comprendido entre los 12 y 29 años.

²⁶ Como no se relevó el mes de nacimiento del primer hijo, se optó por fijar la fecha a mitad de año (1 de julio). Si el mes y año del nacimiento de la mujer no estaba disponible, se calculó el año de nacimiento a partir de la edad declarada.

El tipo de medida utilizada para analizar el calendario de la entrada a la maternidad está condicionada por el hecho de trabajar con cohortes que aún se encuentran en diferentes etapas de su periodo reproductivo. Frejka y Sardon (2006) examinan el cambio en la edad media al primer hijo pero analizan la trayectoria de cohortes que finalizaron su fecundidad. Sobotka (2004) recomienda calcular cuartiles de la distribución para capturar el cambio en la edad de la maternidad y el rango intercuartil como medida de la heterogeneidad en el timing del nacimiento del primer hijo. En este trabajo utilizaremos dichas medidas. Los cuartiles reflejan la edad cuando el 25%, 50% y 75% de las mujeres experimentaron la transición al primer hijo. El rango intercuartil es la diferencia absoluta entre las edades del primero y tercer cuartil.

Por otra parte, dado que el foco principal de este trabajo consiste en revisar los cambios en el patrón de edad de entrada a la maternidad, se hará especial énfasis en las diferencias observadas en la proporción de mujeres que habían tenido su primer hijo antes de los 20, 30 y 40 años, tres umbrales etarios que permiten revisar la intensidad de la fecundidad en la adolescencia, el efecto del retraso en la transición a la maternidad y la evolución de la nuliparidad entre cohortes.

4.1.2 Resultados

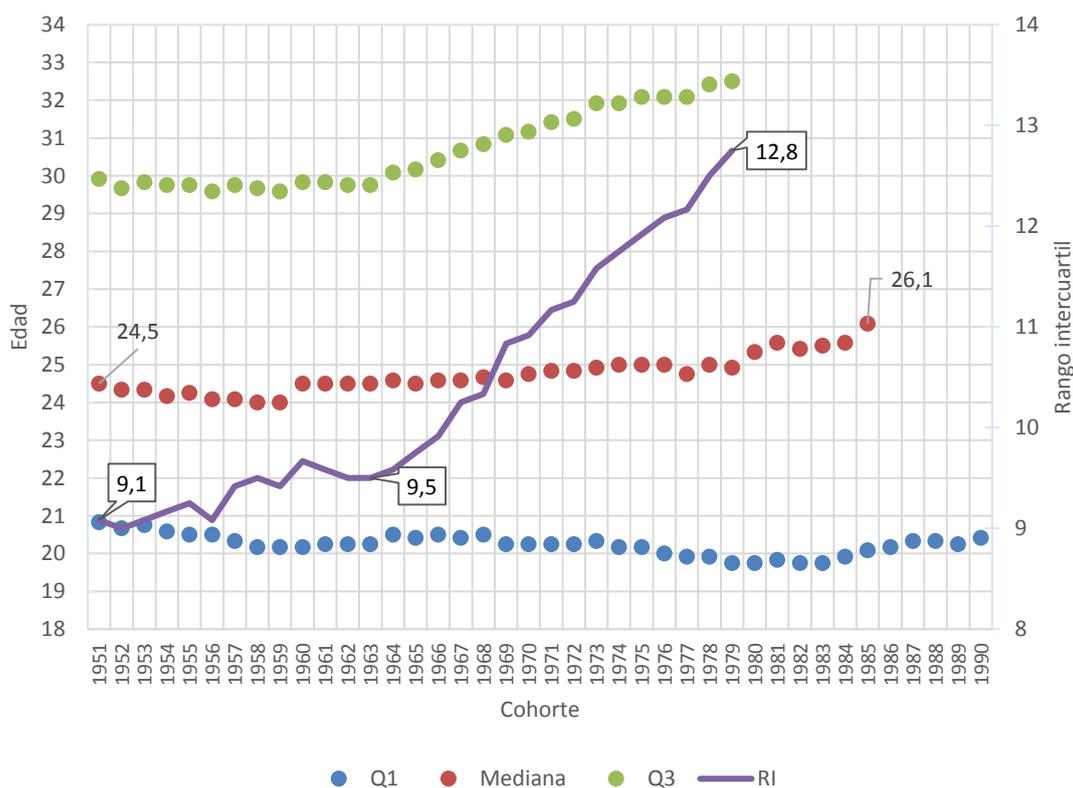
4.1.2.1 Los cambios en la transición al primer hijo

Siguiendo la línea de las investigaciones realizadas en Uruguay, interesa estudiar si la edad al primer hijo se ha ido aplazando con el ingreso a la etapa reproductiva de las generaciones más jóvenes y si dicho aplazamiento estuvo acompañado por un aumento de la heterogeneidad interna de las cohortes. Otro elemento a considerar, retomando los resultados del análisis de período, es la relación entre la postergación del primer hijo y el aumento de la probabilidad de experimentar ese evento a edades mayores. Este último punto tiene la finalidad de examinar el vínculo entre postergación y nuliparidad.

Al examinar el [Gráfico 17](#) se observa que la edad mediana al primer hijo registró un aumento moderado entre las cohortes. Recuérdese que la mediana indica la edad cuando el 50% de las mujeres de una cohorte experimentó el nacimiento del primer hijo. En Uruguay, la edad mediana al primer hijo entre las cohortes oscila en torno a los 24 años. Un leve incremento comienza a manifestarse a partir de la cohorte 1970 pero es entre las cohortes 1980-1985 donde se manifiesta un aumento hasta valores por encima de los 25 años. La edad al primer cuartil (Q1:

25%) tampoco presenta variaciones de gran magnitud, manteniéndose cercana a los 20 años para casi todas las cohortes. Las nacidas entre mediados de los setenta y ochenta exhiben incluso una disminución de la edad al primer cuartil (19 años). El cambio más importante entre cohortes se expresa en el incremento de la edad en el tercer cuartil de la distribución (Q3: 75%). Allí se constata el retraso en la transición al primer hijo que se inicia con las cohortes nacidas a mediados de los 60s. Estas generaciones de mujeres son las que rompen con el patrón de fuerte homogeneidad que caracterizó a sus predecesoras. Como resultado de esta doble dinámica de inicio temprano junto con un aumento del retraso de la maternidad es que se observa un aumento del rango intercuartil (RI: Q3-Q1), que pasa de 9,5 años en la cohorte de 1963 a 12,8 años en la cohorte de 1979.

Gráfico 17. Cuartiles de distribución de la edad al primer hijo (Q1, Mediana, Q3) y rango intercuartil (RI). Uruguay: cohortes 1951-1990.

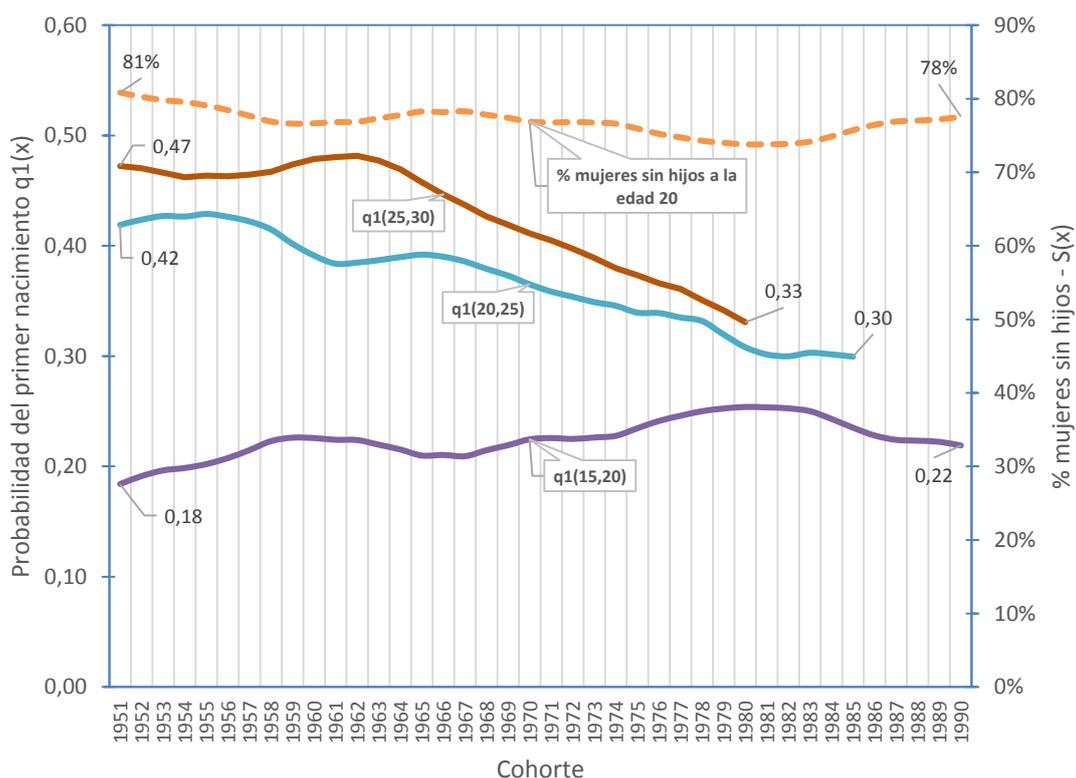


Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

En línea con lo anterior, la proporción de mujeres que llega a los 20 años sin haber tenido hijos no presenta cambios de magnitud por cohorte, lo que refleja la continuidad en el tiempo de un componente de inicio temprano de la maternidad en Uruguay (Gráfico 18). Entre las cohortes más recientes se destacan las nacidas entre 1981 y 1983, que presentan los porcentajes más

bajos de mujeres sin hijos a los 20 años (74%). El descenso del porcentaje de nulíparas a edades tempranas se explica por el aumento de la probabilidad condicional de tener el primer hijo durante la adolescencia, $q_1(15,20)$. Dicho aumento comienza a manifestarse entre las mujeres de finales de los años sesenta y experimenta un salto significativo con la cohorte de 1975. No obstante, un elemento que resulta sustantivo para interpretar la evolución futura de la fecundidad adolescente en Uruguay es que la probabilidad de iniciar la maternidad entre los 15-19 años muestra un lento descenso entre las cohortes más jóvenes (1985-1990), a pesar de que los valores alcanzados por estas cohortes no difieren sustantivamente de los de las mujeres nacidas 30 años atrás. A diferencia de lo que se observa entre los 15 y 19 años, hay una fuerte caída de la intensidad del primer hijo en las denominadas “edades cúspide” de la fecundidad, $q_1(20,25)$ y $q_1(25,30)$.

Gráfico 18. Porcentaje de mujeres sin hijos a la edad exacta 20 años y probabilidades de tener el primer hijo a edades exactas 15-20, 20-25 y 25-30 por cohorte. Uruguay: cohortes 1951-1990.



Nota: Las curvas fueron suavizadas aplicando una media móvil de tres cohortes.

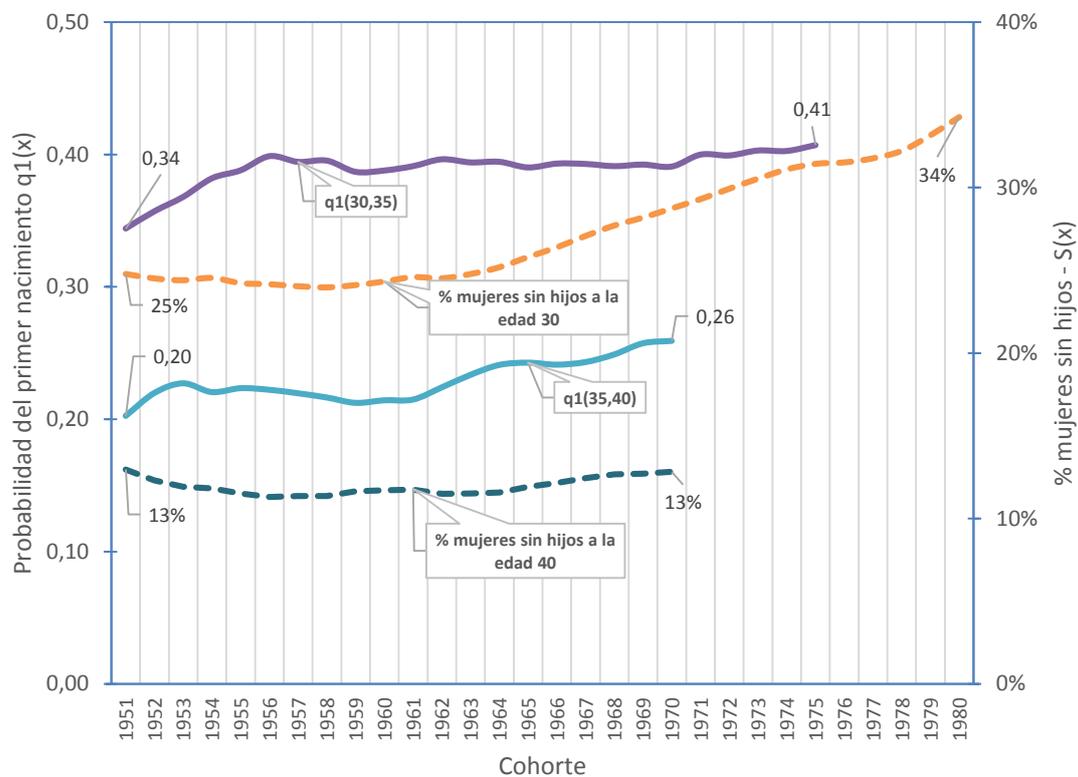
Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Como resultado del descenso de $q_1(20,25)$ y $q_1(25,30)$, fundamentalmente a partir de las nacidas a mediados de los sesenta, la proporción de mujeres sin hijos a los 30 años presenta un

aumento de diez puntos porcentuales entre las cohortes 1951 y 1980 (25% y 34%, respectivamente), evidenciando la postergación de los nacimientos (Gráfico 19). El aumento de las mujeres sin hijos a los 30 años entre cohortes lleva a preguntarse hasta qué punto dicho aumento, propio de un escenario de retraso de la maternidad, se corresponde con un aumento de las probabilidades de tener el primer hijo a edades avanzadas de la etapa reproductiva. Si la mayor parte de la nuliparidad a edades jóvenes se debe a la postergación de la fecundidad en vez de a un descenso de la intensidad de la fecundidad de primer orden de las cohortes, entonces ambas tendencias debería estar íntimamente relacionadas (Jasilioniene et al. 2009; Ní Bhrolcháin & Toulemon 2005). La pregunta es, en definitiva, en qué medida los nacimientos aplazados son efectivamente “recuperados” luego de los 30 años.

Los resultados obtenidos no muestran una correspondencia del aumento de la proporción de mujeres sin hijos a los 30 años y las probabilidades condicionales de tener el primer hijo entre los 30-34 años. De hecho, las intensidades en este grupo de edad se mantienen prácticamente constantes entre las cohortes de 1955 y 1975, a pesar de que el incremento de las mujeres nulíparas a los 30 años comenzó a manifestarse con la cohorte de 1965. En cambio, las intensidades de los primeros nacimientos a los 35-39 años sí muestran un aumento en paralelo a la creciente proporción de mujeres sin hijos. Esto podría significar que un creciente número de mujeres que aplaza la maternidad para después de los 30 años se estaría “poniendo al día” a partir de los 35 años. La proporción acumulada a los 40 años no presenta variaciones para destacar entre las cohortes con información disponible. El porcentaje de madres a esta edad es de aproximadamente 87-88%; sin embargo, a partir de las nacidas en 1965 comienza a visualizarse un leve y sostenido aumento de la nuliparidad (de 11% a 13%), lo que estaría en línea con el indicio de un posible aumento de la proporción de mujeres uruguayas que llegará al final de la etapa reproductiva sin haber tenido hijos.

Gráfico 19. Porcentaje de mujeres sin hijos a las edades exactas 30 años y 40 años, y probabilidades de tener el primer hijo a edades exactas 30-35, 35-40 por cohorte. Uruguay: cohortes 1951-1980.

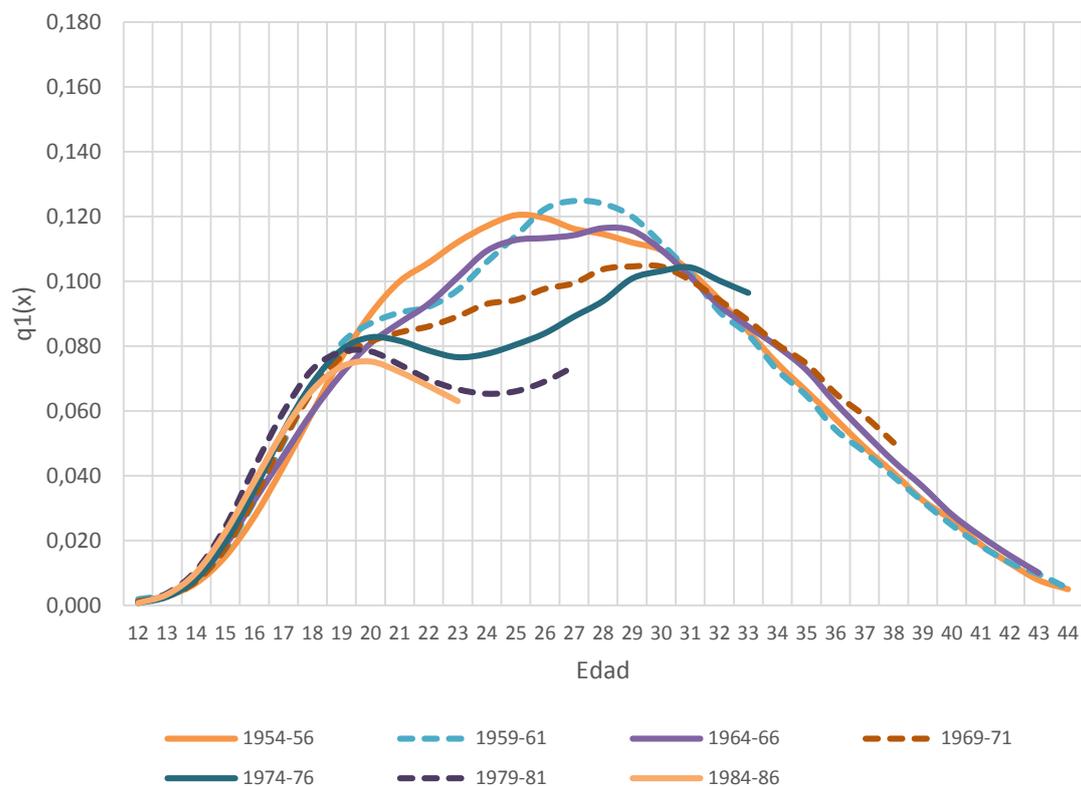


Nota: Las curvas fueron suavizadas aplicando una media móvil de tres cohortes.

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

En los gráficos anteriores se presentó la evolución de las probabilidades condicionales en tramos quinquenales por cohorte. La apertura de las probabilidades por edad simple brinda un panorama más completo de los cambios en el patrón de entrada a la maternidad. Debajo, en el [Gráfico 20](#), se presentan las intensidades al primer hijo por edad simple para cohortes seleccionadas. A diferencia de la información presentada más arriba, en este gráfico las series de datos son las cohortes (agrupadas en trienios) y las categorías del eje horizontal son las edades.

Gráfico 20. Probabilidades condicionales de tener el primer hijo por edad en Uruguay. Cohortes 1954-56, 1959-61, 1964-66, 1969-71, 1974-79, 1979-81 y 1984-86.



Nota: Las curvas fueron suavizadas aplicando una media móvil de tres edades.

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Aquí se observa el cambio producido por las generaciones más recientes en el patrón por edad. Aunque con matices, los tres primeros grupos de cohortes (1954-56, 1959-61 y 1964-66) exhiben un aumento de las intensidades hasta las edades comprendidas entre los 25 y 30 años. Los tres grupos más recientes (1974-76, 1979-81 y 1984-86) continúan mostrando intensidades similares (o superiores) a las cohortes anteriores en las edades tempranas pero, a diferencia de éstas, experimentan una caída cada vez mayor de la probabilidad de tener el primer hijo luego del pico observado a los 20 años. Hasta donde lo permiten los datos (en la cohorte 1974-76 se puede ver claramente), se observa un posterior repunte de la intensidad hasta alcanzar los 32 años, para luego comenzar a descender. En definitiva, el análisis de las intensidades de la fecundidad de primer orden entre las cohortes muestra un cambio de patrón hacia una forma bimodal, tal como fuera señalado al examinar las probabilidades condicionales de experimentar el nacimiento del primer hijo en el capítulo correspondiente al análisis de periodo.

En suma, la edad mediana al primer hijo aumentó lentamente entre las cohortes más jóvenes, dada la persistencia de un importante grupo de mujeres que mantiene pautas de inicio de la maternidad a edades tempranas. El aplazamiento de la fecundidad comienza a observarse con las mujeres nacidas a mediados de los sesenta y se intensifica entre las cohortes más recientes. No obstante, el retraso se observa únicamente para los grupos de mujeres que dentro de cada cohorte consiguen superar los 20 años sin haber tenido hijos. La caída de las probabilidades condicionales entre los 20-29 años ha producido un aumento de las mujeres nulíparas a los 30 años, alcanzando a una de cada tres mujeres de la cohorte 1980. No se evidencia, al menos a partir de los datos disponibles, un aumento de las probabilidades condicionales de tener el primer hijo luego de los 30 años de una magnitud similar a la caída observada entre los 20-29 años, lo que deja abierta la interrogante sobre qué proporción de la fecundidad aplazada será efectivamente recuperada a edades más avanzadas. Por otro lado, las nuevas generaciones de mujeres exhiben un mayor heterogeneidad en la edad al primer hijo, como se pudo apreciar a través del aumento de los valores del rango intercuartil y el cambio gradual en el patrón de intensidades por edad, resultado de la continuidad en el inicio temprano de la fecundidad y aumento de la maternidad tardía. Este aspecto será revisado con más detalle al evaluar la incidencia del nivel educativo en cada una de las cohortes.

4.1.2.2 Creciente heterogeneidad por nivel educativo

Una de las ventajas de los datos censales, utilizados para el análisis de la edad al primer hijo desde un enfoque de cohorte, es que permite incorporar variables explicativas en la medición del fenómeno. En este trabajo se analiza el cambio en la transición al primer hijo por cohorte a partir de la consideración de la educación de las mujeres. Como se mencionó en el apartado de datos y medidas, para controlar el efecto del cambio en la composición de la población femenina por nivel educativo, se generó una variable de estratos relativos (bajo, medio y alto) a partir de la distribución por terciles de los años aprobados en la educación formal dentro de cada cohorte. Los resultados se presentan para cohortes seleccionadas y agrupadas en trienios.

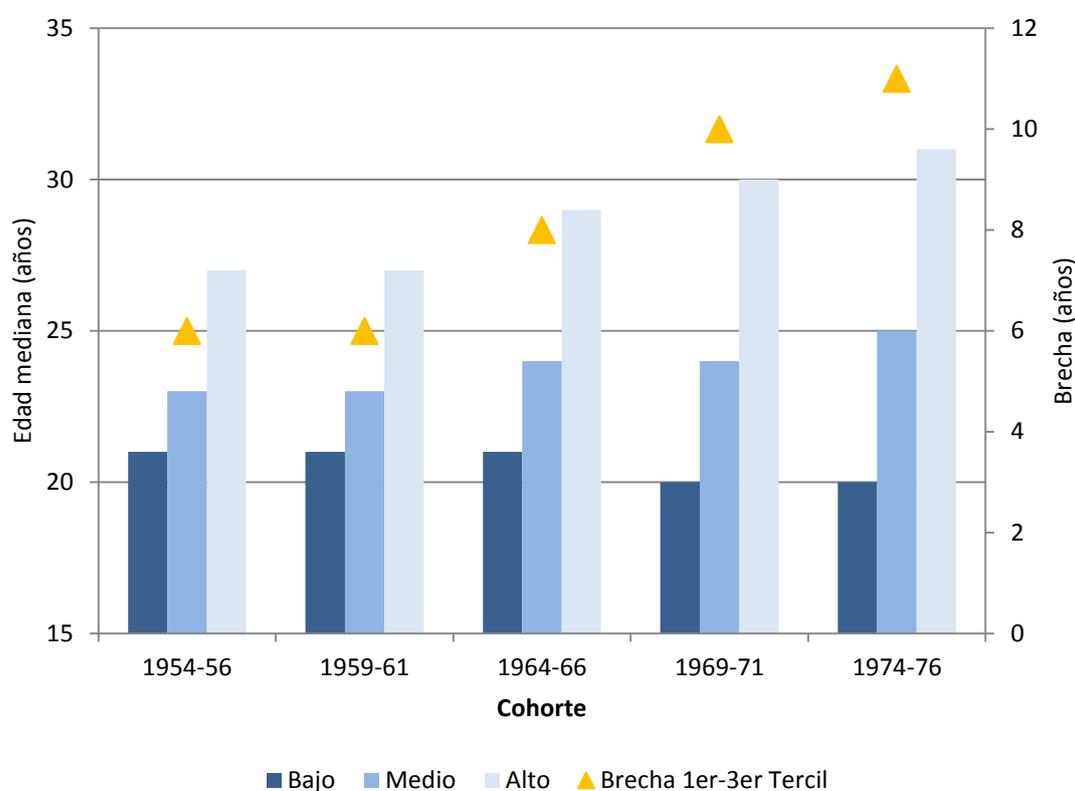
En el Gráfico 21 se presenta la edad mediana al nacimiento del primer hijo por estrato educativo²⁷ y cohorte²⁸. Como se puede apreciar, las brechas entre estratos se amplían con la llegada de las

²⁷ En la Tabla 29. Media de años aprobados en la educación formal por estrato educativo según cohorte en Uruguay. Cohortes 1954-56, 1959-61, 1964-66, 1969-71 y 1974-79.-Anexo se presenta el promedio de años aprobados correspondientes a cada cohorte y tercil educativo.

²⁸ Se presenta la información hasta las mujeres nacidas en 1974-76 debido a que en las cohortes posteriores no se pudo registrar la edad mediana para los estratos altos, ya que el periodo de observación queda truncado antes de que el 50% de esas mujeres haya tenido el primer hijo.

cohortes más jóvenes. Entre 1954-56 y 1959-61 los cambios son leves pero a partir de la cohorte 1964-66 donde se registra un salto importante. La brecha entre los estratos bajo y alto aumenta de 6 años (1954-56) a 11 años (1974-76), producto de un descenso de la edad mediana al primer hijo entre las mujeres de estrato bajo y un fuerte incremento entre las de estrato alto. El retraso es un comportamiento esperado entre las mujeres de estratos educativos medios y altos; lo que resulta llamativo es que las mujeres del tercil inferior ingresen más temprano a la maternidad en comparación con las generaciones anteriores.

Gráfico 21. Edad mediana al primer hijo por estrato educativo según cohorte en Uruguay. Cohortes 1954-56, 1959-61, 1964-66, 1969-71 y 1974-79.



Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

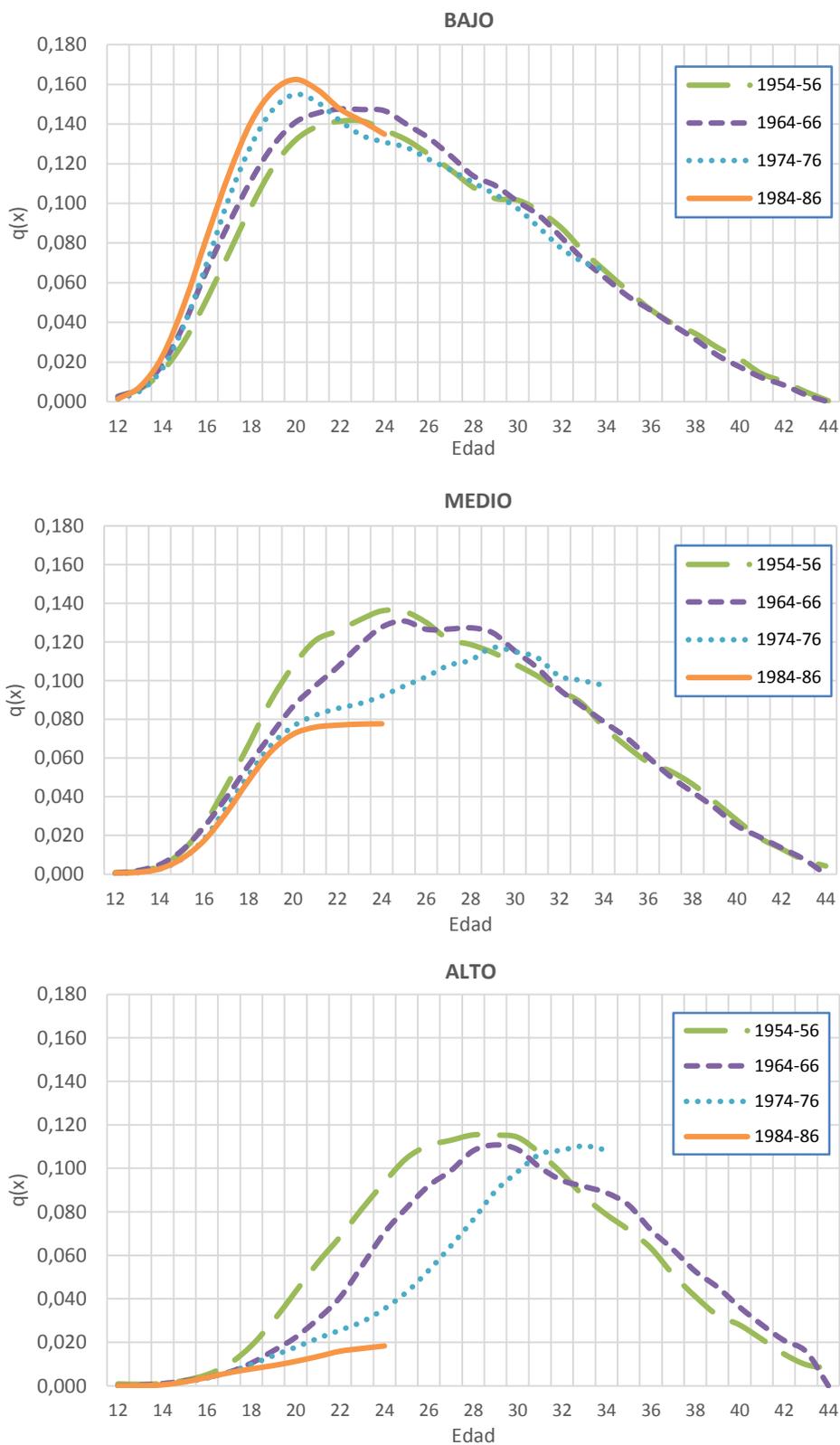
La llegada hasta el nivel de bachillerato o superior, es decir, tener aprobados al menos 9 años en la educación formal (los 6 años de primaria y los 3 años del primer ciclo de la enseñanza media) evidencia de manera bastante clara dos subpoblaciones a la hora de evaluar la edad de entrada a la maternidad. El porcentaje de mujeres que no llega a bachillerato ha descendido con las cohortes más recientes; entre las más jóvenes (1985-1990) las de nivel inferior a bachillerato representan aproximadamente el 40% de las mujeres (ver Gráfico 30-Anexo). Mirando la transición al primer hijo, se constata que el porcentaje acumulado de mujeres que tuvo su hijo

antes de los 20 años aumenta significativamente entre las cohortes de 1951 y 1990 con nivel inferior a bachillerato, alcanzando en esta última a más del 40%. Por otro lado, las mujeres que alcanzan el bachillerato o un nivel superior mantienen proporciones bajas de mujeres con hijos antes de los 20 años (10% aproximadamente) y muestran una reducción de dicho porcentaje al cumplir los 30 años, pasando de 67% (1951) a 51% (1980). (Véase Gráfico 31-Anexo).

Por último, se analizan las probabilidades condicionales de experimentar el nacimiento del primer hijo a edad simple, según el estrato educativo. Recuérdese que al analizar esta misma información para el conjunto de mujeres se constató un cambio en el patrón de las intensidades por edad, cuya forma se va desviando de la clásica distribución normal, dada la persistencia de las mismas intensidades a edades tempranas que en el pasado pero con una caída cada vez más pronunciada de las probabilidades de tener el primer hijo entre los 20-29 años. Las curvas de probabilidades por nivel educativo permiten interpretar dicho cambio (Gráfico 22).

Entre las de estratos bajos se observa un desplazamiento de las curvas correspondientes a las cohortes 1974-76 y 1984-86 hacia edades más tempranas, así como también una mayor concentración sobre el nuevo valor modal (20 años). Entre las de estratos medios se manifiesta una disminución de las intensidades a partir de los 20 años. El pico en la cohorte 1974-76 se ubica a los 30 años, 4 años más en comparación con la cohorte 1954-56. La progresión de las probabilidades condicionales entre los 20 y 24 años en la cohorte 1984-86 resulta difícil de interpretar, ya que se mantiene constante. De todos modos, está indicando una nueva caída de las intensidades al primer hijo entre los 20-25 años en este estrato. En el estrato alto lo que se observa es una clara disminución de las probabilidades condicionales entre los 15 y 30 años, y un desplazamiento hacia la derecha del valor modal con la cohorte 1974-76 (33 años). En los tres estratos se observa un cambio de forma con la entrada de la cohorte 1974-76, lo que da cuenta de que el cambio en la edad al primer hijo, hacia la ampliación de las brechas entre estratos educativos, se profundiza a partir de las generaciones nacidas en los años setenta.

Gráfico 22. Probabilidades condicionales de tener el primer hijo por edad según estrato educativo en Uruguay. Cohortes 1954-56, 1964-66, 1974-76 y 1984-86.



Nota: Las curvas fueron suavizadas aplicando una media móvil de tres edades.

Fuente: Elaboración propia con datos del censo de población 2011.

En suma, la incorporación de la educación en el análisis de las probabilidades condicionales del primer nacimiento entre cohortes confirma el aumento de las brechas entre los estratos bajo y alto, y explica en buena medida la creciente heterogeneidad interna en las generaciones más jóvenes. Asimismo, se pudo constatar, como era de esperar, que la forma “bimodal” que van asumiendo gradualmente las intensidades de la fecundidad del primer nacimiento por edad es el producto de la evolución del comportamiento diferencial entre subpoblaciones: mientras que las de estratos medios y –fundamentalmente- altos retrasan el nacimiento del primer hijo, las de estrato bajo se mueven en dirección contraria, iniciando la maternidad más tempranamente que en el pasado. Llegar a nivel de bachillerato parece ser el umbral que determina uno u otro comportamiento entre las cohortes más jóvenes. Además, se evidenció que la polarización o creciente heterogeneidad según estrato educativo se comienza a manifestar de manera más intensa a partir de las cohortes nacidas en los setenta. Retomando la discusión sobre la relación entre postergación y nuliparidad, en la medida que son las mujeres de estratos altos las que han mostrado una fuerte caída de la intensidad del primer nacimiento en edades reproductivas, es esperable que los efectos de la recuperación incompleta de nacimientos aplazados se produzca fundamentalmente en este segmento de la población.

4.2 Conclusiones

El objetivo del presente capítulo consistió en analizar los cambios en la edad al primer hijo desde un enfoque de cohorte, examinando las trayectorias de las mujeres nacidas entre 1951 y 1990 a partir de los datos del Censo 2011. Se utilizó la pregunta censal sobre el año de nacimiento del primer hijo para construir tablas de vida por cohorte y obtener medidas derivadas de las funciones de la tabla, $q_1(x)$ y $S_0(x)$. La transición al primer hijo se examinó a través de cuartiles, probabilidades condicionales por edad y porcentaje de mujeres sin hijos a los 20, 30 y 40 años. Esas medidas fueron utilizadas luego para describir las diferencias entre cohortes por una variable de estratos relativos de educación, que contempla la distribución de los años aprobados en educación entre las mujeres de una misma cohorte. Entre las variables explicativas disponibles en el Censo 2011 se optó por trabajar exclusivamente con la educación, dado que es uno de los principales predictores de la conducta reproductiva de la población. Originalmente, el objetivo de este trabajo era incorporar también en el análisis la variable “tipo de ocupación”, pero a la fecha de cierre del trabajo dicha variable no estaban todavía disponible entre los microdatos censales de uso público.

El aplazamiento de los nacimientos por cohorte analizado desde la edad mediana no muestra grandes cambios. Los valores de la edad mediana oscilaron en torno a los 24 años hasta las generaciones de los setenta y es a partir de entonces donde se visualiza un aumento más claro. No obstante, si se toma el porcentaje de mujeres que llega a los 30 años sin hijos como indicador de la postergación de maternidad, el panorama es completamente distinto. Como resultado de la caída de las intensidades del primer nacimiento entre los 20-29 años, el porcentaje de mujeres nulíparas a los 30 años alcanza a más de un tercio de las mujeres de las cohortes nacidas en la segunda mitad de los setenta, por lo que se visualiza una clara tendencia a retrasar el inicio de la maternidad.

Por otro lado, al examinar la proporción acumulada de mujeres sin hijos a la edad exacta de 20 años se pudo constatar la persistencia a lo largo del tiempo de una proporción significativa de mujeres que inicia su fecundidad en la adolescencia, presentando incluso una suba entre las nacidas de 1974 y 1984 que es consistente con el aumento de las tasas de fecundidad adolescentes observadas en Uruguay entre fines de los ochenta y mediados de los noventa. A modo de ejemplo, el 20,8% de las mujeres de la cohorte 1955 tuvo su primer hijo antes de los 20 años, mientras que en la cohorte 1985 la cifra de mujeres en dicha condición se eleva a 24,2%.

Vale señalar que otro de los elementos que arroja este trabajo es la posibilidad de identificar a las cohortes de mujeres pioneras, es decir, aquellas con las cuales comienzan a producirse los cambios estructurales en materia del calendario reproductivo. Aunque sería necesario un análisis más detallado que el que se presenta en este documento, se puede afirmar que las nacidas en la segunda mitad de 1960 son quienes dan inicio al retraso de la maternidad. Dichas generaciones fueron identificadas anteriormente por Cabella (2008) como aquellas que rompieron con el modelo matrimonial vigente y lideraron el cambio en lo que respecta a la intensidad del divorcio en Uruguay. Las nacidas en la segunda mitad de 1980, por su parte, son las responsables del comienzo de una etapa reciente de descenso del inicio de la fecundidad en la adolescencia, al igual que fuera señalado por Varela et al. (2008).

El aumento del rango intercuartil entre las cohortes más jóvenes y el incremento de las brechas en la edad mediana al primer hijo entre estratos educativos, abonan la hipótesis sobre la polarización o creciente heterogeneidad de la entrada a la maternidad en Uruguay, señalada previamente en la literatura nacional (Nathan 2013a; Varela et al. 2012; Videgain 2006). Se observa entonces un creciente aplazamiento de la fecundidad por parte de ciertos sectores de la población mientras persiste una proporción relativamente estable de mujeres en cada

cohorte que ingresa a la maternidad antes de cumplir los 20 años. Al graficar la curva de probabilidades condicionales por edad simple se pueden identificar también la emergencia de un patrón bimodal, al igual que en los datos de periodo, que podrá ser confirmado una vez que las cohortes jóvenes alcancen edades más avanzadas de la etapa reproductiva. Al revisar las probabilidades por estrato educativo se constató que las de estrato bajo ingresan a edades cada vez más tempranas, mientras que las de los estratos medio y (fundamentalmente) alto retrasan progresivamente el inicio de la maternidad. En consecuencia, la forma bimodal que exhiben las intensidades por edad para el total de la población, es en realidad una curva que cobija dentro de sí a dos patrones diferentes de entrada a la maternidad que conviven paralelamente.

Por último, al igual que en la revisión de las medidas de periodo, no se observa entre las cohortes más jóvenes un aumento sustantivo de las probabilidades condicionales de tener el primer hijo a edades avanzadas (30-39 años), a pesar de que haber iniciado la postergación de la fecundidad. Dado que las cohortes recientes aún se encuentran en edades reproductivas, resulta difícil establecer qué proporción del aplazamiento será “recuperada” a edades más avanzadas. La evolución por debajo de lo esperado de las intensidades entre los 30-34 y 35-39 años y el incremento leve pero sostenido del porcentaje de mujeres sin hijos a la edad 40, podría ser un indicio del futuro aumento del número de mujeres nulíparas al finalizar la vida reproductiva.

5. Principales resultados y discusión

El objetivo general de esta tesis se concentró en revisar los cambios en la edad al nacimiento del primer hijo en Uruguay. En base a los antecedentes existentes, se buscó contribuir a una mejor comprensión de los cambios en el *timing* de la fecundidad a partir de datos y medidas de periodo y cohorte. El enfoque de periodo es el predominante en el análisis de la fecundidad y la mayoría de los estudios realizados a nivel internacional adoptan esta perspectiva. No obstante, la revisión de la edad al primer hijo con el enfoque de cohorte tiene una larga tradición en Estados Unidos y Europa; de hecho, es la estrategia habitualmente utilizada a la hora de estudiar la variabilidad de la transición al primer hijo considerando atributos socioeconómicos.

En este trabajo se optó por incluir ambos enfoques en el entendido de que su complementariedad podía resultar beneficiosa en términos analíticos. La congruencia entre los resultados obtenidos con medidas de periodo y cohorte es una de las fortalezas que evidenció este trabajo, logrando articular miradas sobre un mismo fenómeno de manera consistente. En contrapartida, una de sus limitaciones es no haber profundizado más en el diálogo entre los hallazgos desde ambas perspectivas e incluso intentar aplicar un método que permitiera evaluar la magnitud de la coherencia o incoherencia entre ellas.

El principal aporte de este trabajo en términos de elaboración de nueva información sobre la evolución de la edad al primer hijo en Uruguay se ubica en la perspectiva de período. La estimación de tasas condicionales y no condicionales redundó en la elaboración de una serie relativamente larga de estadísticas anuales de la edad al primer hijo, que hasta el momento no estaban disponibles. A partir de su análisis fue posible comprobar empíricamente una tendencia observada en los datos de cohorte, y sugerida, pero no contrastada, con datos de período, respecto a que la estabilidad en la edad al primer hijo es el resultado de comportamientos divergentes en la edad al inicio de la maternidad en Uruguay.

Por otro lado, la disponibilidad de los datos del Censo 2011, que aún no habían sido analizados para evaluar los cambios en la edad a la maternidad, ofrecía la oportunidad de contar con datos longitudinales recientes e incluía la trayectoria completa de una generación de particular interés por su comportamiento pionero.

Los resultados obtenidos en este trabajo son consistentes con los trabajos de Cabella (2009), Cardozo & Iervolino (2009), Nathan (2013a), Varela et al. (2012) y Videgain (2006). En todos ellos

se evidenció un aumento de las brechas en la transición al primer hijo entre mujeres de distintos estratos sociales, la persistencia de patrones tempranos de entrada a la maternidad (estratos bajos) y un progresivo aplazamiento de la transición al primer hijo entre las mujeres de estratos medios y altos.

La edad media al nacimiento de Uruguay aumentó moderadamente, presentando incluso etapas de descenso por efecto del aumento de la fecundidad adolescente (1988-1996). No obstante, a fines de los noventa, un nuevo período de descenso de la fecundidad de las adolescentes y el aumento de las tasas de fecundidad de primer orden a edades más tardías (30-34 y 35-39 años), inauguró una fase de crecimiento tendencial de la edad media al primer hijo. A pesar de parecer un dato trivial, la información de la edad media al nacimiento del primer hijo permite, ubicar a Uruguay en el marco de la *postponement transition* y en el análisis comparado internacional. El ritmo de aumento que ha presentado Uruguay en los últimos años lo coloca aun en una fase pre-transicional, de acuerdo al umbral definido por Kohler et al. (2002). A fines de los setenta, la edad media al primer hijo en Uruguay era mayor a la de varios países europeos y de Estados Unidos; tres décadas y media después, Uruguay se ubica en la cola de los países para los que hay información, únicamente por encima de Chile.

En este marco surgen las siguientes preguntas: ¿La postergación de la maternidad en Uruguay cobrará la intensidad observada en los países europeos? En el capítulo correspondiente se mencionó que la respuesta a esta pregunta estaba atada a la creciente heterogeneidad en la edad de inicio de la fecundidad en Uruguay. Dicho fenómeno quedó demostrado al revisar tanto los datos de periodo como de cohorte, y debe interpretarse como el reflejo del aumento de las brechas al interior de la población. La creciente heterogeneidad es consecuencia del descenso de las tasas y probabilidades de la fecundidad de primer orden entre los 20-29 años, por efecto del aplazamiento de la fecundidad de una parte cada vez más importante de la población, y la persistencia de niveles elevados de fecundidad adolescente.

Este patrón de evolución de la edad al primer hijo también fue constatado en los países desarrollados, fundamentalmente los de habla inglesa. De ahí surge la hipótesis de la “polarización” (McCalanahan 2004; Rendall et al. 2010; Sobotka 2004) en oposición a la hipótesis de la “rectangularización” (Kohler et al. 2002). La polarización o creciente heterogeneidad en las sociedades post-industriales es el resultado de un aprovechamiento más intenso de las oportunidades educativas y laborales por parte de las mujeres de sectores más aventajados. La polarización de la edad al primer hijo, por tanto, parece ser uno de los rasgos estructurales del

modelo reproductivo de baja fecundidad vigente en Uruguay y se presume una configuración similar para varios de los países de América Latina. En este sentido, queda planteada la pregunta sobre la aplicabilidad del marco de la *postponement transition* en Uruguay y el contexto latinoamericano, donde se observan fuertes brechas en el comportamiento reproductivo de la población.

La edad media al primer nacimiento tiene amplio margen para continuar creciendo en Uruguay y parece que esa será la trayectoria a futuro de mantenerse el aumento sostenido de los últimos años. Las mujeres seguirán postergando su fecundidad y, como afirma Sobotka (2010), *the late parenthood "revolution" is not over yet*. La respuesta al escenario prospectivo sobre el aumento de la edad al primer hijo en Uruguay debe buscarse en el grado de generalización de este proceso. Por todo ello, la gran interrogante es cómo seguirá evolucionando la fecundidad adolescente.

A pesar del descenso registrado entre 1996 y 2011, la fecundidad adolescente de primer orden se ubicó a finales de los años 2000 en valores similares a los observados a finales de los setenta, cercanos al 50 por mil. Asimismo, la pendiente de descenso de los últimos diez años no mostró cambios importantes que permitan visualizar escenarios alternativos en los próximos años. No obstante, el futuro también puede deparar una caída sistemática de la fecundidad adolescente, como ocurrió en Estados Unidos (Ventura & Hamilton 2014), en la medida que se amplíe el uso efectivo de métodos anticonceptivos entre los jóvenes. Si se estuviera efectivamente en presencia de nuevas cohortes de mujeres que están impulsando un cambio en materia de la fecundidad adolescente y posteriormente mantienen las pautas de retraso de la fecundidad que se viene desarrollando en las cohortes precedentes, Uruguay estaría efectivamente encaminándose hacia la consolidación de un régimen de fecundidad tardía. En la medida que la fecundidad adolescente se sostenga en el tiempo y que ello sea un indicador de los diferenciales socioeconómicos en materia de trayectorias reproductivas, el cambio hacia un patrón agregado de fecundidad tardía continuará estando limitado por una creciente polarización de la edad de entrada a la maternidad entre las mujeres uruguayas.

Siguiendo las ideas clásicas de la transición de la fecundidad, Sullivan (2005) indica que la bimodalidad puede ser el indicador que mejor captura las fases en una transición del *timing*, que tiene como destino un régimen de fecundidad tardía. Al igual que Kolher et al. (2002) asume que la fecundidad a edades avanzadas se irá imponiendo gradualmente en la sociedad por efecto de la difusión de los comportamientos modernos liderados por las mujeres más educadas

y con mejor posición laboral. Eso derivará en un patrón de fecundidad de primer orden unimodal, con una moda cercana a los 30 años.

Por último, la heterogeneidad interna en la edad al primer hijo y la resistencia a la baja de la fecundidad adolescente en Uruguay ha dirigido el foco de las preocupaciones hacia estos fenómenos, dando por hecho que la postergación de la fecundidad es un comportamiento “aprobemático”. El aumento del retraso debe ser tenido cada vez más en cuenta, tanto en sus consecuencias demográficas como médicas, pero no ha recibido suficiente atención desde la producción académica nacional. Este trabajo evidenció -tanto desde la perspectiva de periodo como de cohorte- que el aumento de la proporción de mujeres sin hijos a los 30 años no estuvo acompañado de un incremento correspondiente en las intensidades de las tasas en edades subsecuentes (30-39 años). Aún no hay elementos firmes para suponer un aumento del número de mujeres nulíparas al final del período reproductivo, aunque sí hay indicios de que ello podría comenzar a suceder en los próximos años. Si así fuera, ¿sería el efecto del aplazamiento, asociado a factores biológicos como el aumento de la infertilidad, la causa de una creciente generación de mujeres nulíparas? ¿O será que la postergación expresa la aspiración por parte de las mujeres más jóvenes de culminar su vida reproductiva sin haber tenido hijos?

A las interrogantes que están planteadas desde hace varios años sobre las causas de la fecundidad temprana y los mecanismos que inciden en su resistencia al descenso, podrían empezar a sumarse algunas otras. Siguiendo a Billari et al. (2006): ¿cuáles son las consecuencias de una excesiva postergación?, ¿cómo se relaciona con aspectos bio-médicos como, por ejemplo, la mayor demanda de técnicas de reproducción asistida?, ¿cómo interactúa con otros eventos del curso de vida?, ¿cuáles son sus dimensiones socioeconómicas?, ¿deben intervenir los gobiernos mediante la implementación de políticas? La búsqueda de respuestas a estas y otras preguntas pueden ser pertinentes en el marco de la renovación de la agenda de temas de investigación en materia del comportamiento reproductivo en Uruguay.

Referencias bibliográficas

- ANEP (Administración Nacional de Educación Pública) (2005). Panorama de la educación en el Uruguay. Una década de transformaciones 1992-2004. Montevideo: ANEP.
- Balbo, N., Billari, F. & Mills, M. (2013). Fertility in Advanced Societies: A review of Research. *European Journal of Population*, 29: 1-38.
- Beets, G. (2010). The Demography of the Age at First Birth: The Close Relationship between Having Children and Postponement. En Beets, G., Schippers, J. & Le Velde, E. (Eds), *The Future of Motherhood in Western Societies*. New York: Springer.
- Billari, F., Liefbroer, A. & Philipov, D. (2006). The Postponement of Childbearing in Europe: Driving Forces and Implications. *Vienna Yearbook of Population Research*, 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.
- Bloom, D. & Trussell, J. (1984). What are the determinants of delayed childbearing and permanent childlessness in the United States? *Demography*, 21(4): 591-611.
- Bongaarts, J. & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, 24(2): 271-291.
- Bongaarts, J. & Sobotka, T. (2012). A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility. *Population & Development Review*, 38(1): 83–120.
- Bucheli, M. & Cabella, W. (2007). El perfil demográfico y socioeconómico de la población uruguaya según su ascendencia racial. Montevideo: Instituto Nacional de Estadística.
- Cabella, W. (2008). Dissoluções e formação de novas uniões: uma análise demográfica das tendências recentes no Uruguai, Textos NEPO, Nº. 56, pp. 11-238. Tesis para obtener el título de doctorado en Demografía, UNICAMP, Campinas.
- Cabella, W. (2009). Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya: la convergencia hacia la segunda transición demográfica. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 24(2): 389-427.
- Cabella, W. & Macadar, D. (2007). *Revisión de las proyecciones nacionales de población de 2005*. Informe técnico realizado en el marco del convenio entre el Programa de Población (UdelaR), el Instituto Nacional de Estadística y la Oficina de Planeamiento y Presupuesto. Mimeo, Montevideo.
- Cabella, W. & Peri, A. (2005). *El sistema de estadísticas vitales en Uruguay: elementos para su diagnóstico y propuestas para su mejoramiento*. Informe de expertos realizado en el

marco del estudio Estadísticas Socio Demográficas en Uruguay: Diagnóstico y Propuestas. Facultad de Ciencias Sociales (UdelaR) y Fondo de Población de Naciones Unidas. Disponible en www.unfpa.org.uy/userfiles/informacion/items/295_pdf.pdf. Último acceso: 31/07/2014.

Cabella, W., Nathan, M. & Tenenbaum, M. (2013). La población afro-uruguaya en el Censo 2011. Fascículo 2 del Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay. Montevideo: Trilce.

Cabella, W., Filgueira, F., Giusti, A., Macadar, D. & Ruiz, M. (2012). *Informe de la Comisión Técnica Honoraria para la evaluación del Censo Uruguay 2011*. Montevideo/Santiago de Chile. Disponible en www.ine.gub.uy/censos2011/resultadosfinales/comevalt.pdf. Último acceso: 29/07/2014.

Calvo, J.J. (2013). Las Necesidades Básicas Insatisfechas a partir de los Censos 2011, fascículo 1 del Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay. Montevideo: Trilce.

Cardozo, S. & Iervolino, A. (2009). Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay. *Revista de Ciencias Sociales*, Año XXII(25): 60-81.

Cavenaghi, S. & Diniz Alvez, J. E. (2011). Diversity of childbearing behavior in the context of below-replacement fertility in Brazil. United Nations Population Division, Expert Paper No. 2011/8. New York: United Nations.

CEPAL (2012), Panorama Social de América Latina 2011. Santiago de Chile: CEPAL.

Chandola, T., D.A. Coleman and R.W. Hiorns 2002. Distinctive features of age-specific fertility profiles in the English-speaking world: Common patterns in Australia, Canada, New Zealand and the United States, 1970-98. *Population Studies* 56(2): 181-200

Chen, R. & Morgan, S.P. (1991). Recent Trends in the Timing of First Births in the United States. *Demography*, 28(4): 513-533.

DGEC (Dirección General de Estadística y Censos) (1967). Tablas de Mortalidad 1963-1964. Montevideo: DGEC.

DGEC (Dirección General de Estadística y Censos) (1979). Tablas de Mortalidad 1974-1976. Montevideo: DGEC.

DGEC (Dirección General de Estadística y Censos) (1989). Tablas abreviadas de mortalidad por sexo 1984-1986. Montevideo: DGEC.

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.

Filardo, V. (2010). Transición a la adultez y educación. *Cuadernos del UNPFA*, 4(5). Montevideo: UNFPA.

- Frejka, T. & Sardon, J. P. (2006). First birth trends in developed countries: Persisting parenthood postponement. *Demographic Research*, 15(6): 147-180.
- Garenne, M., S. Tollman and K. Kahn 2000. Premarital fertility in rural South Africa: a challenge to existing population policy. *Studies in Family Planning* 31(1): 47-54.
- Goldstein, J., Sobotka, T. & Jasilioniene, A. (2009). The End of 'Lowest-Low' Fertility? *Population and Development Review*, 35(4): 663-699.
- INE (Instituto Nacional de Estadística) (2005). Estimaciones y proyecciones de Población de Uruguay (Revisión 2005). Informe metodológico. Montevideo: INE.
- INE (Instituto Nacional de Estadística) (2012). *Metodología de estimación de la población total residente en el Censo de Población 2011*. Disponible en www.ine.gub.uy/censos2011/resultadosfinales/docmet.pdf. Último acceso: 19/07/2014.
- INE (Instituto Nacional de Estadística) (2014). Estimaciones y proyecciones de la población de Uruguay (Revisión 2013): metodología y resultados. Montevideo: INE. En prensa.
- Jasilioniene, A, Sobotka, T., Andreev, E. M., Jdanov, D. A., Zeman, K., Shkolnikov, V. M. & Goldstein, J.R. (2009). Fertility tables in the Human Fertility Database: constructions and illustrations. PAA 2009, first draft: 23 december 2009.
- Jasilioniene, A., Jdanov, D. A., Sobotka, T., Andreev, E. M., Zeman, K. & Shkolnikov, V. M. (2012). Methods Protocol for the Human Fertility Database. Versión del 10.08.2012. Disponible en www.humanfertility.org.
- Kim, K. (2014). Intergenerational Transmission of Age at First Birth in the United States: Evidence from Multiple Surveys. *Population Research and Policy Review*, 33(5): 649-671.
- Kimeyer, S.E. & Hamilton, B.E. (2011). Transitions between childlessness and first birth: Three generations of U.S. women. *Vital Health Stat* 2(53). Washington D.C.: National Center for Health Statistics.
- Kippen, R. (2003). Trends in age- and parity-specific fertility in Australia. Working papers in Demography, No. 91. Demography and Sociology Program, Research School of Social Sciences, The Australian National University.
- Kohler, H.P., Billari, F.C. & Ortega, J.A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population Development Review*, 28(4): 641-680.
- Kohler, H.P., Billari, F.C. & Ortega, J.A. (2006). Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options. In F. R. Harris (Ed.), *The Baby Bust: Who will do the Work? Who Will Pay the Taxes?* Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers, 48-109.
- Lesthaeghe, R. (1995). The second demographic transition in Western countries: An interpretation. En Mason, K. O. & Jensen, A. M. (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford, Clarendon, pp. 17-62.

- Macadar, D. (2005). *Estadísticas Vitales*. Informe de expertos realizado en el marco del estudio Estadísticas Socio Demográficas del Uruguay: Diagnóstico y Propuestas. Facultad de Ciencias Sociales (Udelar) y Fondo de Población de Naciones Unidas. Disponible en www.unfpa.org.uy/userfiles/informacion/items/287_pdf.pdf. Último acceso: 31/07/2014.
- Mathews, T.J. & Hamilton, B.E. (2009). Delayed childbearing: More women are having their first child later in life. NCHS data brief, no 21. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics.
- Mazzuco, S. & Scarpa, B. (2014). Fitting age-specific fertility rates by a flexible generalized skew normal probability density function. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*. doi: 10.1111/rssa.12053.
- McClanahan, S. (2004). Diverging destinies: how children are faring under the Second Demographic Transition. *Demography*, 41(4): 607-627.
- Mills, M., Rindfuss, R., McDonald, P. & te Velde, E. (2011). Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives. *Human Reproduction Update*, 17(6): 848-860.
- Nathan, M. (2013a). Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?, ¿polarización? *RELAP*, 7(12): 33-58.
- Nathan, M. (2013b). Magnitud del sub-registro de nacimientos en Uruguay 1984-2011. Presentación y discusión de resultados. Presentación realizada en el Ministerio de Salud Pública, 25 de febrero 2013, Montevideo. Mimeo.
- Nathan, M., Pardo, I. & Cabella, W. (2014). El descenso de la fecundidad en Uruguay según el orden de nacimiento (1996-2011). Trabajo presentado en el VI Congreso Latinoamericano de Población, 12-15 Agosto, Lima/Perú.
- Ní Bhrolcháin, M. & Beaujouan, E. (2012). Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment. *Population Studies*, 66(3): 311-327.
- Ní Bhrolcháin, M. & Toulemon, L. (2005). Does Postponement Explain the Trend to Later Childbearing in France? *Vienna Yearbook of Population Research*, pp. 83-107.
- Niedworok, N. Abella, M. & Laborde, J.J. (1991). Uruguay: los Sistemas de Registro Civil y estadísticas vitales. Montevideo: mimeo.
- Ortega, J.A. & Kohler, H.P. (2007). Medición de la baja fecundidad: repensando los métodos demográficos. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 22(3): 523-581.
- Pardo, I. & Cabella, W. (2014). El descenso de la fecundidad en Uruguay (1996 - 2011) y el efecto tempo en las medidas sintéticas. Trabajo presentado en el VI Congreso Latinoamericano de Población, 12-15 Agosto, Lima/Perú.

- Paredes, M. (2003). Los cambios en la familia en Uruguay: ¿Hacia una segunda transición demográfica? En *Nuevas Formas de Familia. Perspectivas nacionales e internacionales*. Montevideo: UDELAR-UNICEF.
- Peristera, P. & Kostaki, A. (2007). Modeling fertility in modern populations. *Demographic Research*, 16(6): 141-194.
- PNUD (2008). Desarrollo Humano en Uruguay 2008. Política, políticas y desarrollo humano. Montevideo: PNUD
- Ravanera, Z. & Rajulton, F. (2006). Social Status Polarization in the Timing and Trajectories to Motherhood. *Canadian Studies in Population*, 33(2): 179-207.
- Rendall, M., Aracil, E., Bagavos, C., Couet, C., DeRose, A., DiGiulio, P., Lappegard, T., Robert-Bobée, Is. Rønsen, M., Smallwood, S., & Verropoulou, G. (2010). Increasingly heterogeneous ages at first birth by education in Southern-European and Anglo-American family-policy regimes: A seven-country comparison. *Population Studies*, 64(3): 209–227.
- Rindfuss R.R., Morgan S.P., Swicegood G. (1988) First births in America. Changes in the timing of parenthood. University of California Press, Berkeley, California.
- Rodriguez, J. & Cavenaghi, S. (2013). Adolescent and youth fertility and social inequality in Latin America and the Caribbean: what role has education played? Trabajo presentado en la Conferencia de la IUSSP, Busan, Agosto 2013.
- Ronveaux, O., Arrieta, F., Curto, S., Laurani, H. & Danovaro-Holliday, M.C. (2009). Assessment of the quality of immunization data produced by the national individual registration system in Uruguay, 2006. *Revista Panamericana de Salud Publica*, 26(2): 153–160.
- Rosero-Bixby, I. (2004). La fecundidad de reemplazo y más allá en áreas metropolitanas de América Latina. *Notas de Población*, 78: 35-63.
- Rosero-Bixby, L., Castro-Martín, T. & Martín-García, T. (2009). Is Latin America starting to retreat from early and universal childbearing? *Demographic Research*, 20(9): 169-194.
- Schmertmann, C. (2012). Calibrated Spline Estimation of Detailed Fertility Schedules from Abridged Data. *MPIDR Working Paper WP-2012-022*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Schmidt, L., Sobotka, T., Bentzen, J.G. & Nyboe Andersen, A. (2012). Demographic and medical consequences of the postponement of parenthood. *Human Reproduction Update*, 18(1): 29–43.
- Smallwood, S. (2002). New estimates of trends in births by fertility order in England and Wales. *Population Trends*, 108: 32-48. London: Office of National Statistics.
- Sobotka, T. (2004). Postponement of childbearing and low fertility in Europe. Amsterdam: Dutch University Press.

- Sobotka, T. (2010). Shifting parenthood to advanced reproductive ages: Trends, causes and consequences. En Tremmel, J.C. (ed.), *A Young Generation Under Pressure?* Berlin/Heidelberg: Springer-Verlag, pp. 129-154.
- Surkyn, J. & Lesthaeghe, R. (2004). Value orientations and the second demographic transition (SDT) in Northern, Western and Southern Europe: An update. *Demographic Research*, Special Collection 3: 45-75.
- Stein, Z. & Susser, M. (2000). The risks of having children later in life. *West J Med*, 173: 295-296.
- Sullivan, R. (2005). The age pattern of first-birth rates among U.S. women: the bimodal 1990s. *Demography*, 42(2): 259-273.
- te Velde, E.R. & Pearson P.L. (2002). The variability of female reproductive ageing. *Human Reproduction Update*, 8:141–154.
- Van de Kaa, D. J. (1987). Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*, 42(1). Washington, DC: Population Reference Bureau.
- Varela, C. (2007). Fecundidad. Propuestas para la formulación de políticas. En Calvo, J.J. y Mieres, P. (coords.), *Necesario pero Urgente: Políticas de Población en el Uruguay*. Montevideo: UNFPA-Fundación Rumbos.
- Varela, C., Pollero, R. & Fostik, A. (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.
- Varela, C., Fostik, A. & Fernández, M. (2012). Maternidad en la juventud y desigualdad social. Cuadernos del UNFPA, Año 6, Nº 6. Montevideo: UNFPA.
- Varela, C., Pardo, I., Lara, C., Nathan, M. & Tenenbaum, M. (2014). La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo. Fascículo 3 del Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay. Montevideo: Trilce.
- Ventura S.J., Hamilton B.E., Mathews T.J. (2014). National and state patterns of teen births in the United States, 1940–2013. *National vital statistics reports*, 63(4). Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics.
- 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.

Fuentes de datos

Nacimientos por edad y orden de nacimiento

1978-1982 y 1993

Datos no publicados. Tablas recolectadas del archivo del Ministerio de Salud Pública.

1984-1988

Dirección General de Estadística y Censos. *Estadísticas Vitales 1983-1984*. Montevideo: DGEC, 1986.

Dirección General de Estadística y Censos. *Estadísticas Vitales 1985*. Montevideo: DGEC, 1988.

Dirección General de Estadística y Censos. *Estadísticas Vitales 1986*. Montevideo: DGEC, 1989.

Dirección General de Estadística y Censos. *Estadísticas Vitales 1987*. Montevideo: DGEC, 1990.

Dirección General de Estadística y Censos. *Estadísticas Vitales 1988*. Montevideo: DGEC, 1991.

1996-2011

Ministerio de Salud Pública – Instituto Nacional de Estadística:

Estadísticas Vitales, Natalidad 1996-2007, Certificado de Nacido Vivo de Uruguay.

Estadísticas Vitales, Natalidad 2008-2010, Certificado de Nacido Vivo de Uruguay.

Estadísticas Vitales, Natalidad 2011, Certificado de Nacido Vivo de Uruguay.

Acceso libre a microdatos en Catálogo de metadatos y microdatos del Instituto Nacional de Estadística. www3.ine.gub.uy/anda4/index.php/catalog.

2007-2011

Ministerio de Salud Pública. *Sistema Informático Perinatal, Microdatos de los años 2007 a 2011*. Acceso mediante solicitud, Departamento de Estadísticas Vitales del Ministerio de Salud Pública.

Poblaciones medias femeninas por edad

1978-1995

INE-CELADE (Instituto Nacional de Estadística – Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía). *Uruguay: estimaciones y proyecciones de la población por sexo y edad. Total del país 1950-2050*. Montevideo: INE, 1998.

1996-2011

INE (Instituto Nacional de Estadística). *Estimaciones y proyecciones de la población de Uruguay, revisión 2013*. www.ine.gub.uy. Acceso mediante solicitud, Dirección General del Instituto Nacional de Estadística.

Censos de población de Uruguay

1985

Dirección General de Estadística y Censos. *VI Censo General de Población, 1985*. Acceso mediante solicitud a microdatos disponibles en REDATAM., Banco de Datos de la Facultad de Ciencias Sociales.

1996

Instituto Nacional de Estadística. *VII Censo General de Población, 1996*. Acceso libre a microdatos en Catálogo de metadatos y microdatos del Instituto Nacional de Estadística. www3.ine.gub.uy/anda4/index.php/catalog.

2011

Instituto Nacional de Estadística. *VIII Censo de Población, 2011*. Acceso libre a microdatos en Catálogo de metadatos y microdatos del Instituto Nacional de Estadística. www3.ine.gub.uy/anda4/index.php/catalog.

Datos sobre fecundidad en otros países

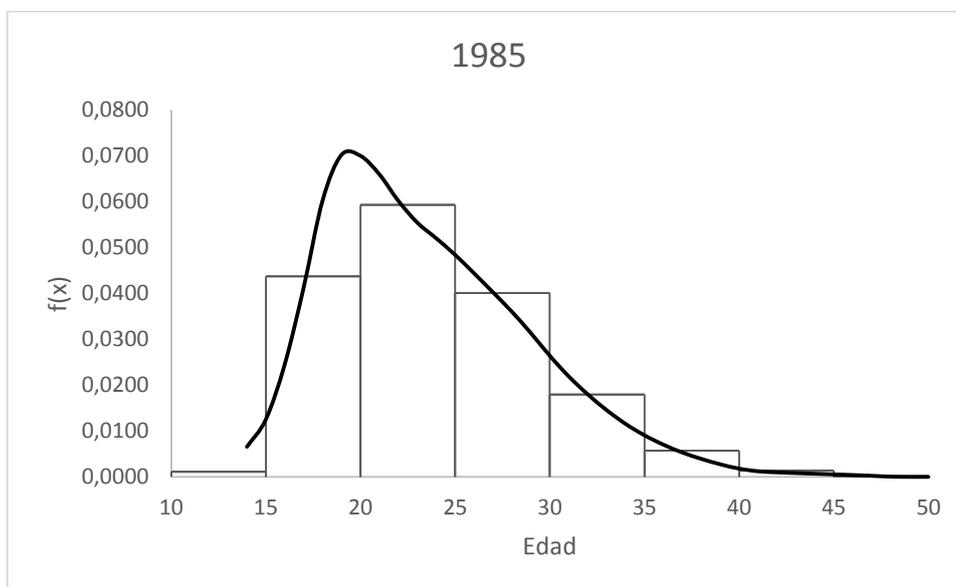
Human Fertility Collection. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Disponible en www.fertilitydata.org (datos descargados en Agosto de 2014).

Glosario

CELADE	Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía – División de Población de la CEPAL
CHLA-EP	Comisión Honoraria de Lucha Antituberculosa y Enfermedades Prevalentes
CNV	Certificado de Nacido Vivo (formato papel)
CNVe	Certificado de Nacido Vivo electrónico
DGEC	Dirección General de Estadística y Censos (luego INE)
ENAJ	Encuesta Nacional de la Juventud
ENHA	Encuesta Nacional de Hogares Ampliada
ECH	Encuesta Continua de Hogares
ESF	Encuesta de Situaciones Familiares y Desempeños Sociales
HFC	Human Fertility Collection
HFD	Human Fertility Database
INE	Instituto Nacional de Estadística (antes DGEC)
MSP	Ministerio de Salud Pública
PT	Postponement Transition
STD	Segunda Transición Demográfica
TGF	Tasa Global de Fecundidad
EMPH	Edad Media al nacimiento del Primer Hijo
deEMPH	Desviación Estándar de la Edad Media al nacimiento del Primer Hijo

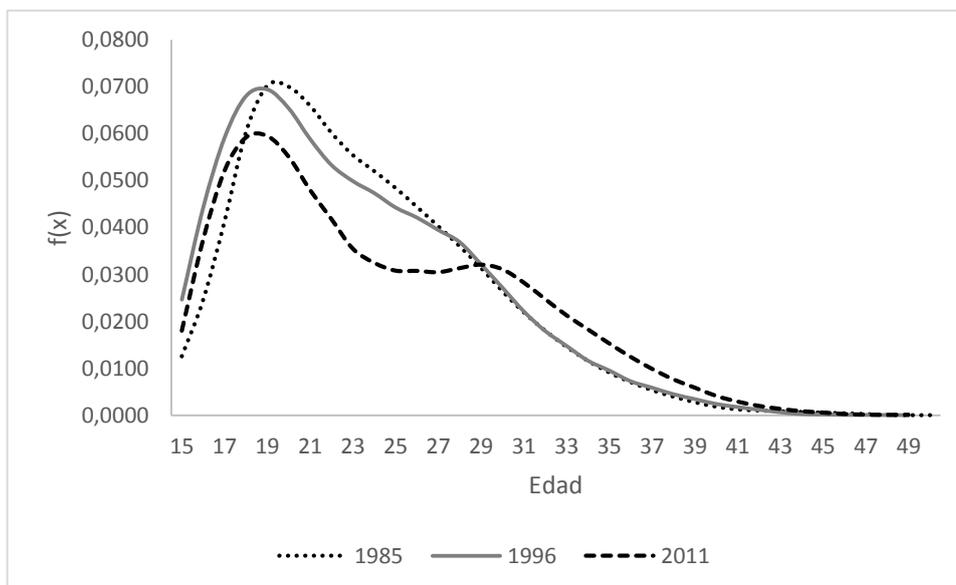
Anexo - Tablas de periodo

Gráfico 23. Tasas no condicionales de fecundidad por edad simple de primer orden estimadas con el método propuesto por Schmertmann (2012), a partir de las tasas de fecundidad por grupo de edad. Uruguay. Año 1985.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones medias femeninas por edad.

Gráfico 24. Tasas no condicionales de fecundidad por edad simple de primer orden en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones medias femeninas por edad.

Anexo - Tablas de cohorte

Tabla 25. Distribución de las mujeres censadas de las cohortes 1951-1990 por cohorte. Uruguay: Censo 2011.

COHORTE	Absoluta	Relativa	COHORTE	Absoluta	Relativa
1951	16.070	1,9%	1971	21.242	2,6%
1952	16.066	1,9%	1972	20.761	2,5%
1953	16.440	2,0%	1973	21.153	2,5%
1954	17.458	2,1%	1974	21.812	2,6%
1955	18.553	2,2%	1975	23.001	2,8%
1956	18.978	2,3%	1976	23.568	2,8%
1957	18.738	2,3%	1977	23.641	2,8%
1958	18.821	2,3%	1978	23.424	2,8%
1959	19.271	2,3%	1979	22.984	2,8%
1960	19.604	2,4%	1980	22.262	2,7%
1961	20.342	2,5%	1981	22.388	2,7%
1962	19.968	2,4%	1982	21.994	2,7%
1963	20.188	2,4%	1983	21.729	2,6%
1964	20.103	2,4%	1984	21.969	2,6%
1965	19.284	2,3%	1985	22.925	2,8%
1966	19.105	2,3%	1986	23.000	2,8%
1967	18.910	2,3%	1987	22.434	2,7%
1968	19.249	2,3%	1988	23.716	2,9%
1969	20.936	2,5%	1989	23.539	2,8%
1970	20.487	2,5%	1990	23.746	2,9%

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Tabla 26. Porcentaje de mujeres censadas de las cohortes 1951-1990 sin dato en el año de nacimiento del primer hijo, por cohorte y departamento. Uruguay: Censo 2011.

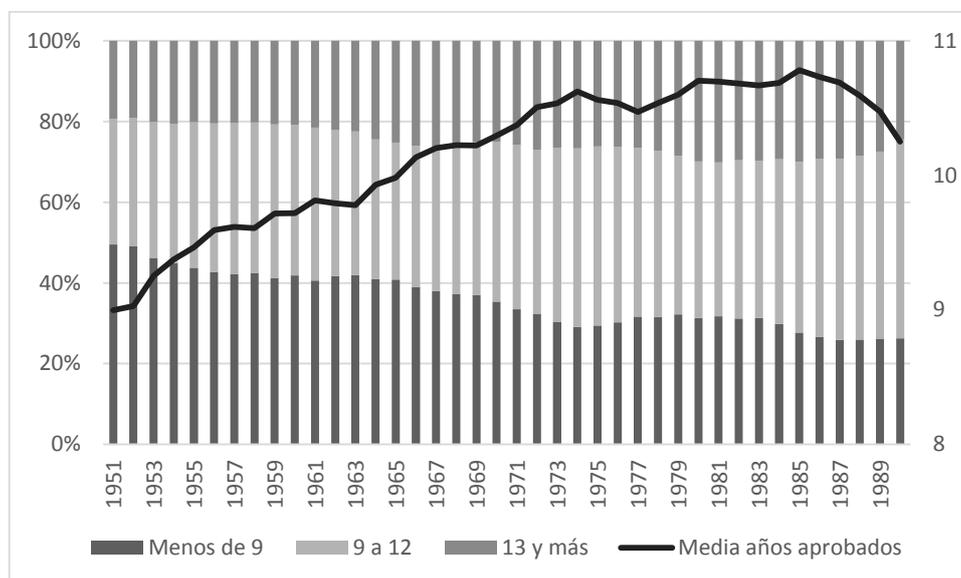
COHORTE	Sin dato	COHORTE	Sin dato
1951	4,7%	1971	3,0%
1952	3,7%	1972	2,4%
1953	3,9%	1973	2,7%
1954	3,7%	1974	2,6%
1955	4,1%	1975	2,8%
1956	3,2%	1976	2,7%
1957	3,6%	1977	2,7%
1958	3,4%	1978	2,3%
1959	3,4%	1979	2,6%
1960	3,1%	1980	2,6%
1961	3,6%	1981	2,8%
1962	3,1%	1982	2,5%
1963	3,0%	1983	2,6%
1964	2,9%	1984	2,7%
1965	2,9%	1985	2,5%
1966	2,8%	1986	2,5%
1967	2,7%	1987	2,5%
1968	2,8%	1988	2,6%
1969	3,0%	1989	2,6%
1970	2,6%	1990	2,7%

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

DEPARTAMENTO	Sin dato
MONTEVIDEO	4,7%
ARTIGAS	1,8%
CANELONES	1,5%
CERRO LARGO	1,8%
COLONIA	1,7%
DURAZNO	1,2%
FLORES	1,1%
FLORIDA	1,2%
LAVALLEJA	1,2%
MALDONADO	1,7%
PAYSANDÚ	1,8%
RÍO NEGRO	2,5%
RIVERA	2,7%
ROCHA	2,5%
SALTO	1,5%
SAN JOSE	1,7%
SORIANO	0,8%
TACUAREMBÓ	1,7%
TREINTA Y TRES	1,2%
TOTAL	2,9%

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Gráfico 27. Distribución porcentual de las mujeres censadas por número de años aprobados en la educación formal y media de años aprobados, según cohorte. Uruguay: Censo 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Tabla 28. Cuartiles y rango intercuartil del número de años aprobados en la educación formal, según cohorte. Uruguay: Censo 2011.

COHORTE	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	RI	COHORTE	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	RI
1951	6	9	12	6	1971	7	10	13	6
1952	6	9	12	6	1972	7	10	13	6
1953	6	9	12	6	1973	8	10	13	5
1954	6	9	12	6	1974	8	10	13	5
1955	6	9	12	6	1975	8	10	13	5
1956	6	9	12	6	1976	8	10	13	5
1957	6	9	12	6	1977	8	10	13	5
1958	6	9	12	6	1978	8	10	13	5
1959	6	9	12	6	1979	8	10	14	6
1960	6	9	12	6	1980	8	10	14	6
1961	6	9	12	6	1981	8	10	14	6
1962	6	9	12	6	1982	8	10	14	6
1963	6	9	12	6	1983	8	10	14	6
1964	6	9	12	6	1984	8	10	14	6
1965	6	9	13	7	1985	8	11	14	6
1966	6	9	13	7	1986	8	11	13	5
1967	6	10	13	7	1987	8	11	13	5
1968	6	10	13	7	1988	8	11	13	5
1969	6	10	13	7	1989	8	11	13	5
1970	6	10	13	7	1990	8	10	12	4

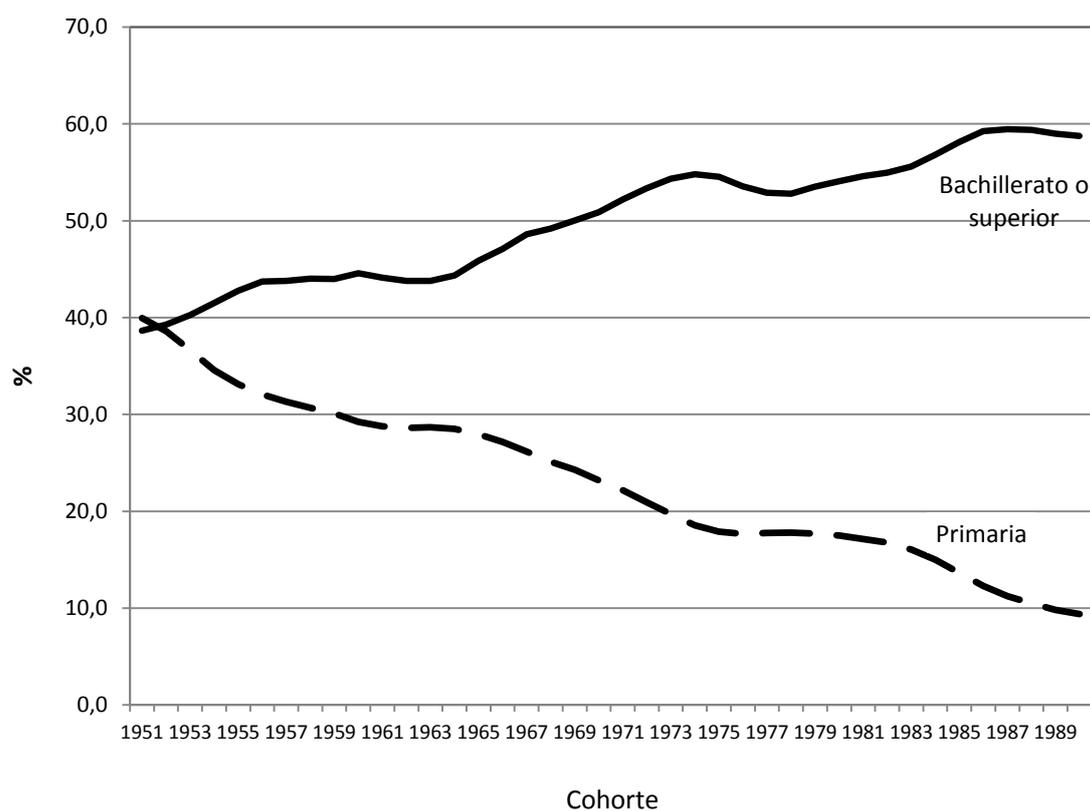
Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Tabla 29. Media de años aprobados en la educación formal por estrato educativo según cohorte en Uruguay. Cohortes 1954-56, 1959-61, 1964-66, 1969-71 y 1974-79.

Cohorte	Bajo	Medio	Alto
1954-56	5,2	9,2	14,4
1959-61	5,6	9,4	14,5
1964-66	5,6	10,0	15,8
1969-71	6,1	10,5	15,9
1974-76	7,1	11,0	15,7

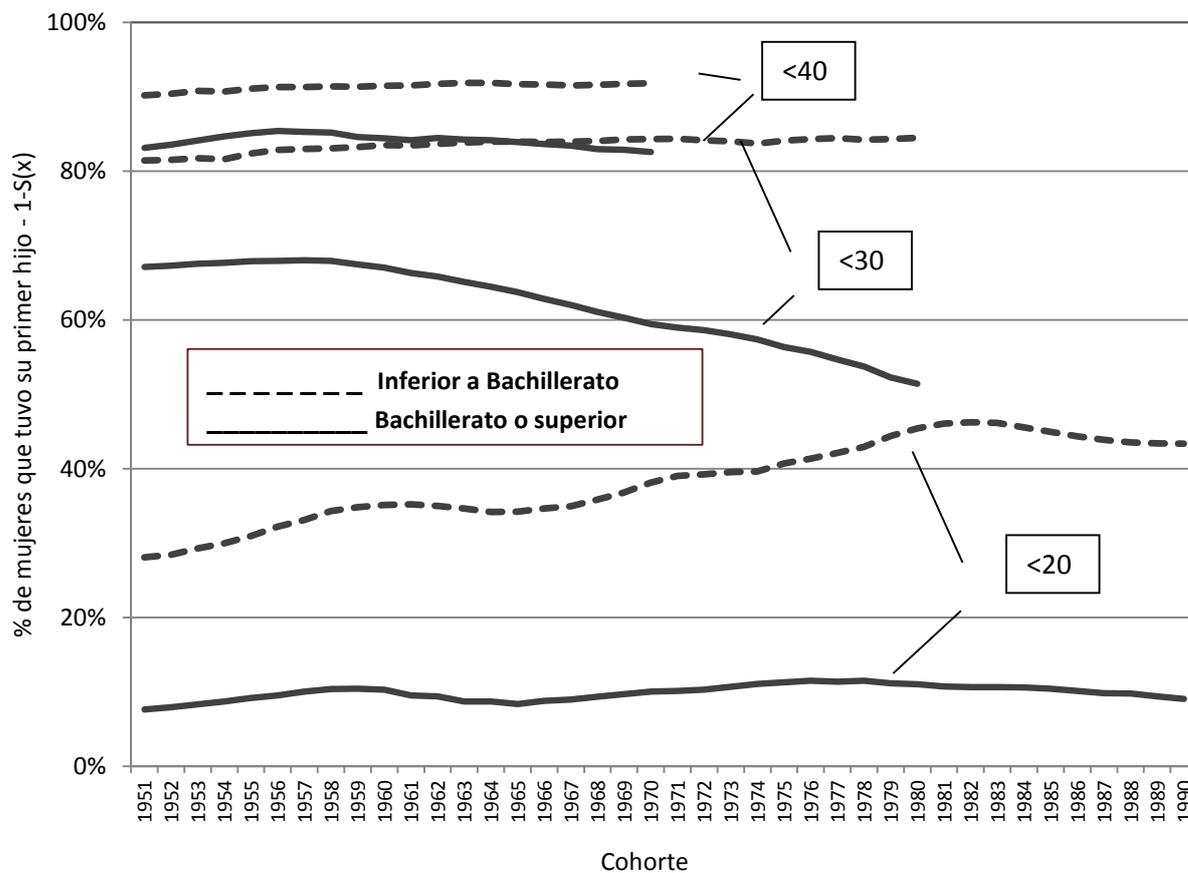
Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Gráfico 30. Porcentaje de mujeres con máximo nivel educativo de bachillerato o superior por cohorte en Uruguay: Censo 2011.



Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.

Gráfico 31. Proporción acumulada de mujeres que tuvieron su primer hijo $[1-S_0(x)]$ a las edades exactas de 20, 30 y 40 años por nivel educativo. Cohortes 1954-56, 1959-61, 1964-66, 1969-71 y 1974-79.



Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2011.