



Revista Latinoamericana de Población

E-ISSN: 2393-6401

alap.revista@alapop.org

Asociación Latinoamericana de Población

Organismo Internacional

Fernández Soto, Mariana

La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres  
montevideanas

Revista Latinoamericana de Población, vol. 11, núm. 21, julio-diciembre, 2017, pp. 71-94

Asociación Latinoamericana de Población  
Buenos Aires, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323854675004>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevideanas<sup>1</sup>

First union break-up and fertility dynamics  
among Montevidean women

Mariana Fernández Soto<sup>2</sup>

*Universidad de la Repùblica*

Revista  
Latino-  
americana  
de Población

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

71

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
nas*

## Resumen

En Uruguay desde mediados de los ochenta las disoluciones conyugales se han incrementado sustancialmente, generando que cada vez más personas estén fuera de una unión en edades reproductivas. Dado esto, cabe preguntarse cómo afectan las rupturas el comportamiento reproductivo de las mujeres. Este trabajo analiza la fecundidad de las mujeres montevideanas tras la disolución conyugal de la primera unión, buscando aportar evidencia que permita entender cómo y en qué medida el aumento de las rupturas por divorcio o separación afecta las pautas de reproducción. Para ello se estudia el efecto de la disolución de la primera unión en el número de hijos que acumulan las mujeres entre 25 y 67 años con al menos una unión residentes en Montevideo y los factores asociados al evento tener al

## Abstract

In Uruguay, since the mid-1980s conjugal dissolutions have increased substantially, generating an increased number of people of reproductive age outside of a union. Given this, several studies wonder how dissolutions affect reproductive behaviour of women. This work analyzes the fertility of Montevidean women after the dissolution of a first union, and seeks to understand how and to what extent the increase in divorce or separation affects reproductive patterns. To do this, it studies the effect of dissolution of first union on the number of children of women between the ages of 25 and 67 who had at least one union and live in Montevideo, and factors associated with having at least one child after separation/divorce of the first union. The study intends to contribute to knowledge on fertility after

<sup>1</sup> Este trabajo es una versión adaptada de uno de los capítulos de la tesis de doctorado de la autora.

<sup>2</sup> Candidata a doctora en Estudios de Población (Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la Repùblica); magíster en Población y Desarrollo (Flacso, México); diplomada en Sociodemografía por la Universidad de la Repùblica, y licenciada en Sociología por la misma universidad. Actualmente se desempeña como docente y asistente de investigación del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la Repùblica. Sus temas de interés son nupcialidad, fecundidad y formación de hogares. <marianillas@gmail.com>

menos un hijo luego de la separación/divorcio de la primera unión. Se pretende contribuir al conocimiento sobre la fecundidad tras la disolución desde una nueva perspectiva que privilegie la interrelación entre la vida conyugal y la reproductiva.

**Palabras clave:** Disolución primera unión. Fecundidad. Segundas uniones. Uruguay.

union dissolution from a perspective which highlights the relation between conjugal life and reproduction.

**Keywords:** First union dissolution. Fertility. Second unions. Uruguay.

**Recibido:** 11/9/2017. **Aceptado:** 7/12/2017

*RELAP*

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

PP. 71-94

**72**

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
nas*

Mariana  
Fernández  
Soto

## Introducción

Desde mediados de los ochenta las disoluciones conyugales vienen creciendo en Uruguay y se han convertido en eventos cada vez más generalizados. Las trayectorias conyugales se han diversificado y la relación entre la vida conyugal y la reproductiva parece estar cambiando. Como resultado se encuentran más personas fuera de unión a edades reproductivas, lo que se traduce en un aumento de segundas uniones (o de mayor orden) y de hogares reconstituidos en los que pueden nacer nuevos hijos.

Si bien los cambios de la fecundidad y los patrones de unión han sido ampliamente estudiados en Uruguay (Cabella, 1998, 2008, 2014; Fernández Soto, 2010; Filgueira, 1996; Nathan, 2015; Nathan, Pardo y Cabella, 2016; Paredes, 2003; Varela, Fostik y Fernández Soto, 2012; Varela *et al.*, 2014) no se han hecho estudios cuyo foco sea el impacto de las disoluciones conyugales en la fecundidad. Este trabajo busca aportar evidencia que permita entender cómo y en qué medida el aumento de las rupturas por divorcio o separación afecta el comportamiento reproductivo desde un abordaje que contemple la interacción entre la vida conyugal y la reproductiva.

El objetivo general de este trabajo es estudiar las consecuencias de la disolución de la primera unión en el comportamiento reproductivo de las mujeres residentes en Montevideo. Específicamente, se estudia la relación entre la disolución de la primera unión y la fecundidad que acumulan las mujeres y los principales factores asociados a la probabilidad de tener al menos un hijo luego de la disolución de la primera unión.

## Antecedentes

Tradicionalmente, en la Demografía la nupcialidad ha sido conceptualizada como determinante próximo de la fecundidad (Bongaarts, 1987; Davis y Blake, 1956). La proporción de mujeres unidas era interpretada como un indicador de la exposición al riesgo de procrear, en la medida en que la vasta mayoría de la población procesaba la reproducción en el contexto de relaciones conyugales estables. La inestabilidad conyugal, por tanto, era considerada como un factor que reducía la proporción de mujeres en unión y en consecuencia disminuía el riesgo de exposición a la reproducción. El incremento de separaciones y divorcios estaba necesariamente asociado a la reducción de la fecundidad (Thomson *et al.*, 2012; Leone y Hinde, 2007; Leone, 2002).

Sin embargo, en las últimas décadas se han producido transformaciones importantes en los patrones de unión y disolución en los países occidentales. El aumento de las separaciones y divorcios es una de las transformaciones más importantes y se traduce en un incremento de personas fuera de una unión —con distintas edades y con diferentes desempeños reproductivos (con hijos, sin hijos y con mayor o menor paridez)—. Cuando estos grupos se vuelven más grandes y cuando las rupturas ocurren a edades progresivamente más tempranas, las posibilidades de establecer una nueva relación se incrementan, de modo que las nuevas uniones pueden incluir (más) hijos. Así se vuelve más frecuente que las personas tengan sus hijos en diferentes situaciones conyugales (fuera de la unión, en una única unión o en segundas o ulteriores uniones). Es esperable entonces que las disoluciones conyugales repercutan en el comportamiento reproductivo y hagan más factible tener hijos con más de una pareja. Este fenómeno es denominado en la literatura como *multiple-partner-fertility* (MFP) (Di Nallo, 2016; Guzzo, 2014). Esto lleva a cuestionar

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

73

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
as*

Mariana  
Fernández  
Soto

si las disoluciones generan necesariamente un efecto depresor en la fecundidad (Leone y Hinde, 2007; Guzzo, 2014). Thomson *et al.* (2002) distinguen tres principales motivos para tener hijos en una unión posruptura: 1) el *efecto compromiso*, que lleva a tener un hijo con la nueva pareja para afianzar el compromiso de la nueva unión; 2) el *efecto hermanos*, según el cual las personas que tienen hijos de la primera unión porque quieren darle hermanos a sus hijos, y 3) el *efecto estatus de ser progenitor*, que explica que las personas deseen tener al menos un hijo y convertirse en padres (Thomson *et al.*, 2002).

Estudios recientes muestran que se producen dos fuerzas opuestas con el aumento de las disoluciones: por un lado, decrecen los períodos de exposición a la fecundidad, pero, por otro, aumenta el riesgo de formación de nuevas uniones en las que el deseo de tener hijos puede estar presente (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Thomson *et al.*, 2002; Toulemon y Knudsen, 2006; Leone y Hinde, 2007; Beaujouan y Solaz, 2008; Persson y Tollebrant, 2013; Spijker, Simó y Solsona, 2012). Se ha demostrado también que el efecto depresor o impulsor de la disolución conyugal en la fecundidad depende de los calendarios tanto de formación de la primera unión como de la disolución y del nacimiento del primer hijo (Thomson *et al.*, 2012; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Jansen, Wijckmans y Van Bavel, 2009; Beaujouan y Wiles, 2011). La edad a la disolución y la presencia y número de hijos de la primera unión aparecen como variables clave en la posibilidad de una formar una nueva unión tras la ruptura y en la probabilidad de tener hijos en esa eventual unión (Jansen, Wijckmans y Van Bavel, 2009; Beaujouan y Wiles, 2011; Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011).

La mayoría de estos planteamientos están sustentados en la experiencia y en el comportamiento reproductivo-conyugal de los países desarrollados con niveles de baja y muy baja fecundidad. En Latinoamérica, el comportamiento reproductivo de las mujeres está teñido por otros factores producto de la desigualdad social, que generan que las explicaciones respecto al comportamiento reproductivo sean más heterogéneas. Esto puede traducirse en que las decisiones reproductivas difieran según los grupos sociales, en los que varía el grado de racionalización y planificación. Probablemente, para las mujeres latinoamericanas, y particularmente para las que tienen muchos hijos, las motivaciones para tenerlos no se ajusten cabalmente a los planteamientos de los estudios en los países desarrollados. La falta de información respecto a las decisiones reproductivas de las mujeres en América Latina, y particularmente en Uruguay, hace que sea difícil establecer un marco explicativo sólido sobre los determinantes de tener un hijo después de la disolución conyugal y su relación con la fecundidad acumulada de las mujeres.

## Datos y métodos

La fuente de datos que se utilizó para este trabajo proviene de la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF).<sup>3</sup> Esta encuesta recoge información longitudinal y retrospectiva y su muestra total es de 1229 mujeres entre 25 y 67 años en 2008, residentes en hogares de Montevideo y su área metropolitana. El cuestionario releva información sobre la historia conyugal (desde su pareja actual hasta tres parejas precedentes) y la reproductiva,

3 La ESF fue realizada por el Programa de Población y el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales y por el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República, con el apoyo financiero del Fondo Clemente Estable y de Unicef en 2001 y 2007.

registrando las fechas de inicio y disolución de las uniones y las fechas de nacimiento de los hijos. Por tanto, se cuenta con información sobre los contextos conyugales en que las mujeres tuvieron sus hijos.

Para este trabajo se considera a las mujeres de 25 a 67 años con al menos una unión y que tuvieron su primera unión antes de los 45 y las que la disolvieron antes de los 45 años.<sup>4</sup> Se dejan por fuera del análisis cuatro grupos de mujeres: 1) las que nunca se unieron, 2) las que se unieron por primera vez después de los 45 años, 3) las que disolvieron la primera unión después de los 45 años y 4) las que disolvieron su primera unión por viudez o migración.<sup>5</sup> Por lo tanto, de la muestra total de la encuesta (1229), solo 1040 casos fueron considerados para el análisis.<sup>6</sup>

El estudio se focaliza en dos grupos de mujeres: a) mujeres en una única unión y que nunca se separaron y b) mujeres con al menos una disolución conyugal. La categoría *al menos una disolución conyugal* incluye a todas las mujeres que disolvieron su primera unión y contemplan tanto a mujeres que han conformado o no una segunda unión.

La estrategia analítica se compone de dos partes: en primer lugar, se describen las principales características sociodemográficas de los dos grupos de mujeres anteriormente mencionados y se estima el riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión de acuerdo a diferentes atributos —a través del método Kaplan-Meier—.<sup>7</sup> En segundo lugar, se hace un análisis multivariado a través de la estimación de modelos de regresión de Poisson generalizado para identificar si la disolución de dicha unión afecta el número de hijos que acumula cada mujer y de regresiones logísticas de tiempo discreto para examinar los principales determinantes de la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión.

Para la primera variable dependiente —utilizada en los modelos de regresión de Poisson generalizado— se calculó el número de hijos que acumularon las mujeres hasta

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

75

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
nas*

Mariana  
Fernández  
Soto

4 Este tipo de abordaje fue utilizado en estudios para Italia (Meggiolaro y Ongaro, 2010) y para Inglaterra (Jefferies *et al.*, 2000).

5 Se quitaron de la muestra 189 casos: 115 de mujeres que nunca se unieron, siete casos de mujeres se unieron después de los 45 años, 19 casos que disolvieron la primera unión después de los 45 años y 48 que se separaron de su primera unión por viudez o migración. Los casos que se quitaron de la muestra representan 16,2% de la muestra, de los cuales un 10,5% nunca se unieron, 0,6% se unieron por primera vez después de los 45 años y 1,3% disolvieron.

6 Para más detalle de la muestra y las principales variables véanse las tablas 6 y 7 del anexo.

7 Supone el cálculo del riesgo de tener un hijo luego de la disolución de la primera unión entre las mujeres que, a cada momento del tiempo, continúan en riesgo de experimentar dicho evento. Esto implica considerar a todas las mujeres que disolvieron su primera unión (hayan tenido o no una segunda unión) e ir excluyendo en cada momento del tiempo a aquellas que tienen un primer hijo después de la ruptura de la primera unión. Esta técnica permite estimar de manera más exacta la intensidad del nacimiento de un hijo después de la separación/divorcio que si se usaran cálculos simples de probabilidad.

el momento de la encuesta.<sup>8</sup> Las variables independientes que se consideraron fueron las siguientes: edad al momento de la encuesta, experiencia de disolución de la primera unión (1: en primera unión sin disolución o 2: al menos una disolución conyugal), nivel educativo alcanzado, edad a la primera unión, tipo de primera unión y edad al primer hijo. El modelo formalizado es el siguiente:

$$P(Y = y) = \sum_{r=1}^p x_{ir} \beta_r$$

Donde  $Y$  es una variable de conteo que solo puede tomar valores discretos y positivos ( $y$ ),  $x_{ir}$  es el factor de covariables,  $p$  es el número de covariables y  $\beta_r$  es el vector de regresores estimados a través de MLE.<sup>9</sup> Para controlar el tiempo de exposición al evento se utilizaron tres variables:<sup>10</sup> edad al momento de la primera unión, edad al momento de la encuesta y cantidad de años reproductivos pasados dentro de una unión. La edad a la primera unión y la edad al momento de la encuesta permiten estimar el tiempo que estuvieron expuestas para experimentar los eventos bajo estudio y se incluyó dicho tiempo como variable de exposición en los modelos.<sup>11</sup>

Para el estudio de los determinantes de la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión se utilizó la técnica del análisis de historia de eventos no paramétricos, específicamente los modelos de regresión logística de tiempo discreto. Para ello se configuró la base de datos en formato años-persona a partir del tiempo que transcurrió luego de la disolución de la primera unión hasta la edad al momento de la encuesta para de esta manera controlar el tiempo de exposición al evento.<sup>12</sup> Estos modelos permi-

- 8 Los modelos de Poisson son las regresiones que mejor se ajustan a las variables demográficas de conteo y permiten identificar cómo varían de acuerdo a las características de los individuos (Winkelmann y Zimmermann, 1994). Estos modelos asumen que cada valor de conteo observado tiene la forma de una distribución de Poisson y que la media y la varianza son iguales ( $V(\mu)=\mu$ ) (Long y Freese, 2006; Winkelmann y Zimmermann, 1994). Los modelos de regresión de Poisson generalizado propuestos por Winkelmann y Zimmermann (1994) sirven tanto para cuando hay equi, sobre o subdispersión en los datos. Cuando hay subdispersión se recomienda usar el modelo de regresión de Poisson generalizado en lugar del modelo de regresión binomial negativo que es generalmente utilizado cuando hay sobredispersión (Harris y Yang, 2012; Long y Freese, 2006). Por este motivo se decidió estimar modelos de regresión de Poisson generalizado para identificar el efecto de la disolución de la primera unión en la cantidad de hijos que acumulan las mujeres. Para poder evidenciar su dispersión también se corrieron modelos de regresión Poisson donde *the goodness-of-fit chi-squared test* es significativo. Esto implica que los datos no se ajustan a un modelo de regresión de Poisson. Si  $\delta$  fuese mayor que cero habría sobredispersión y si fuese igual a cero habría equidispersión.
- 9 Estimación de máxima verosimilitud, por sus siglas en inglés *maximum likelihood estimation (MLE)*.
- 10 Esta manera de controlar el tiempo de exposición fue tomada del trabajo de Meggiolaro y Ongaro (2010).
- 11 Cuando los eventos no ocurren de manera homogénea en el tiempo se recomienda incluir en la estimación de los modelos una variable que muestre los distintos tiempos de exposición (Long y Freese, 2006). La variable *cantidad de años reproductivos en una unión* es equivalente a la cantidad de años (entre los 18 y 44 años) desde el momento de la primera unión hasta el momento de la entrevista o hasta los 44 años en el caso de las mujeres que no disolvieron la primera unión. También es equivalente a la cantidad de años desde la primera unión para aquellas mujeres que disuelven su vínculo después de los 44 años. Para las mujeres que disolvieron su primer vínculo, la cantidad de años reproductivos en unión se computa cuantificando la cantidad de años en la primera unión para las que se separaron y no volvieron a unirse; a las que tuvieron una segunda unión en edad fértil se les suma la cantidad de años en la segunda unión.
- 12 Un abordaje similar es utilizado en el estudio de Meggiolaro y Ongaro (2010).

ten representar el riesgo a través de la probabilidad de que un individuo experimente un evento —en este caso, tener un hijo después de la disolución de la primera unión— al tiempo  $t$ , dado que el individuo está todavía en riesgo de que le suceda el evento al tiempo  $t$  (Allison, 1982, 1984). De esta manera se controla el efecto de los distintos intervalos de exposición al evento. Para ello se creó una variable de duración ( $t$ ) que indica la cantidad de años que pasaron entre la disolución y la edad al primer hijo luego de la disolución o la edad actual para los casos truncados.<sup>13</sup> Si las mujeres tenían más de 44 años al momento de la entrevista y no habían tenido hijos, se trunca en esa edad, sino se le adjudica la edad al momento de la encuesta. A partir de esta variable se expande la base de datos en formato años-persona, es decir que cada fila representa un año después de la separación hasta los 44 años o la edad al momento de la encuesta. Luego se construye la variable dependiente, que adquiere en cada año después de la separación el valor cero si no tuvo un hijo y el valor uno si lo tuvo, y se computa su valor en la edad en que tuvo el hijo luego de la disolución saliendo del riesgo de exposición.<sup>14</sup> El conjunto de variables independientes seleccionadas se divide en tres grupos: 1) variables de control: edad al momento de la encuesta, edad al cuadrado y nivel educativo alcanzado; 2) variables relacionadas con la historia conyugal: edad a la primera unión, tipo de primera unión, edad a la primera disolución y si hubo segunda unión, y 3) variables relacionadas con la historia reproductiva: edad al tener el primer hijo, presencia de hijo(s) en la primera unión y cantidad de hijo(s) de la primera unión. El modelo de regresión logística de tiempo discreto formalizado adquiere la siguiente formulación:

$$\log\left(\frac{P_t}{1 - P_t}\right) = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_t + \varepsilon$$

Donde  $P_t$  es la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión en el año  $t$ ,  $\alpha$  es la constante,  $X_t$  es el tiempo desde la disolución de la primera unión,  $Z_t$  es el vector de covariables y  $\beta$  y  $\gamma$  son los vectores de los coeficientes estimados de la regresión.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

77

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
nas*

Mariana  
Fernández  
Soto

<sup>13</sup> Los casos truncados por la izquierda son las mujeres con menos de 25 años y por la derecha las que tienen más de 44 años que se unieron por primera vez y las que tuvieron al menos una disolución conyugal antes de los 45 años pero aún no tuvieron hijos al momento en el que se les realizó la encuesta.

<sup>14</sup> Previamente se construyó la variable edad a la que tuvo el hijo luego de la separación de la primera unión para las mujeres que sí habían tenido hijo(s). A los casos en que las mujeres no hubieran tenido hijos, es decir los casos truncados, se le adjudicó la edad al momento de la entrevista. Para crear la variable dependiente utilizada en estos modelos fue necesario detectar la situación conyugal en la cual las mujeres tuvieron sus hijos a través de la fecha de nacimiento y las fechas de inicio y disolución de cada una de las uniones. Para cada uno de los hijos que tuvieron las mujeres se identificó primero el tipo de unión en la que nació cada uno: 1) fuera de una unión, 2) en una unión libre o 3) en un matrimonio, y luego en qué número de unión: 1) fuera de una unión, 2) en la primera unión, 3) en la segunda unión, 4) en la tercera unión o 5) en la cuarta unión. Por lo tanto, para cada uno de los hijos que tienen las mujeres entrevistadas se cuenta con información sobre la situación conyugal en la que nacieron.

## Resultados

### Perfil sociodemográfico de las mujeres según historia conyugal y reproductiva

En este apartado se describen las principales características de los dos grupos de mujeres en análisis: las que están en su primera unión no disuelta y las que tienen al menos una disolución conyugal. Primero se analiza una serie de indicadores relacionados con la trayectoria reproductiva y conyugal, luego se describe el riesgo de experimentar el evento tener un hijo posdisolución en función de ciertos atributos de las mujeres con al menos una ruptura.<sup>15</sup>

Aproximadamente un tercio de las mujeres de 25 a 67 años con al menos una unión experimentaron la disolución del primer vínculo —y eventualmente la disolución de otras uniones—. Las mujeres que alcanzaron el nivel educativo más bajo son las que experimentan en mayor proporción al menos un episodio de disolución conyugal. Respecto a la trayectoria conyugal, se identifica que las mujeres que entran a la vida conyugal mediante una unión libre presentan una proporción mucho mayor de mujeres que experimentaron al menos un episodio de disolución conyugal que las que entraron a través del matrimonio (63,0% contra 14,5%). En cuanto al calendario conyugal, la edad mediana a la primera unión es más temprana entre las mujeres que tuvieron una separación/divorcio<sup>16</sup> y la edad mediana a la disolución de la primera unión se ubica en los 28 años (tabla 1). Casi la mitad de estas mujeres tuvo al menos una segunda unión (48,6%). No obstante, la mayoría solamente tiene hijos en la primera unión (63,5%). Con relación a la historia reproductiva, en primer lugar se observa que las mujeres que se separaron alguna vez tienen un inicio a la vida familiar más temprano: presentan tanto un comienzo de la maternidad como la formación de la primera unión a edades más jóvenes que las que tienen una sola unión sin ruptura. En segundo lugar, no existen diferencias significativas en el número promedio de hijos que tienen —a pesar de que las mujeres que disolvieron al menos su primera unión presentan una proporción algo más alta que las que no tienen hijos—. Tampoco se observan diferencias significativas en los intervalos temporales entre la primera unión y el primer hijo, y entre el primer y segundo hijo (tabla 1).<sup>17</sup>

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

78

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
ñas*

Mariana  
Fernández  
Soto

<sup>15</sup> En la tabla 1 del anexo se presentan las principales características sociodemográficas de los dos grupos de mujeres y del total de la muestra.

<sup>16</sup> Las diferencias en la edad mediana a la primera unión son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,00.

<sup>17</sup> Las diferencias no son estadísticamente significativas, con un nivel de significación de 0,01.

Tabla 1  
Caracterización de las trayectorias reproductivas y conyugales de las mujeres según hayan vivido o no episodios de disolución conyugal.<sup>18</sup> Montevideo, 2008

	Una única unión sin disolución	Al menos una disolución
<b>Total</b>	<b>66,9</b>	<b>33,1</b>
<b>Nivel educativo</b>		
Bajo	62,2	37,8
Medio	70,9	29,1
Alto	70,6	29,4
<b>Historia conyugal</b>		
Primera unión con matrimonio	85,5	14,5
Primera unión con cohabitación	37,0	63,0
Mediana de la edad la primera unión	23,0	21,0
Duración primera unión: 0 a 5 años	11,1	48,8
Duración primera unión: 6 a 10 años	15,8	24,5
Duración primera unión: 11 a 15 años	14,9	11,7
Duración primera unión: más de 15 años	58,2	15,1
Cantidad media de uniones		1,6
Desvío estándar de la cantidad media de uniones		(0,7)
Mediana edad a la disolución de la primera unión		28,0
Tercer cuartil de la edad a la disolución de la primera unión		35,0
Proporción con una primera unión disuelta y sin segunda unión		51,4
Proporción con primera unión disuelta y segunda unión		48,6
Proporción personas con dos o más uniones con hijos solo primera unión		63,5
Proporción personas con dos o más uniones con hijos en primera y segunda unión		20,0
Proporción de personas con dos o más uniones con hijos solo en segunda unión		16,6
<b>Historia reproductiva</b>		
Proporción que tuvo hijos	92,4	87,3
Media de la cantidad de hijos	2,2	2,1
Desvío estándar de la media del total de hijos nacidos vivos	(1,4)	(1,6)
Edad mediana al nacimiento del primer hijo	25,0	24,0
Edad media al nacimiento del primer hijo	25,6	25,3
Desvío estándar de la edad media al nacimiento primer hijo	(6,6)	(7,6)
Mediana de la distancia en años entre la primera unión y el primer hijo	2,0	3,0
Mediana de la distancia en años entre el primer hijo y segundo hijo	4,0	5,0

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

N=1040

Porcentajes ponderados.

Desvíos estándar entre paréntesis.

Para el cálculo de los indicadores de calendario y de intervalos se utilizó el método Kaplan Meier.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo semestre

Julio a diciembre de 2017

pp. 71-94

79

*La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevideanas*

Mariana Fernández Soto

18 Salvo que se advierta lo contrario, todos los resultados presentados se refieren a las mujeres de 25 a 67 años con al menos una unión antes de los 45 y a las que la disolvieron antes de los 45 años.

Finalmente, al examinar el riesgo de tener un hijo después de la disolución conyugal se identifican diferencias muy importantes en la intensidad según hayan formado una segunda unión o no. Al final del período reproductivo solo un 8% de las mujeres que no se unieron luego de la disolución de la primera unión tiene un hijo, mientras que el porcentaje acumulado a esa edad alcanza el 71% en las mujeres que sí tuvieron una segunda unión. Entrar en una unión luego de separarse aparece como uno de los factores clave en la probabilidad de tener un hijo en los casos de disolución de la primera unión. Por ejemplo, a los 37 años, el 55% de las mujeres que tuvieron una segunda unión tuvieron un/a hijo/a luego la disolución de la primera unión, mientras que a esa misma edad, sin una segunda unión, solamente un 6% tuvo un/a hijo/a (gráfico 1.a). La conformación de una nueva unión posruptura parecería ser uno de los aspectos decisivos para tener (más) hijos. Si a esta información se la relaciona con la edad promedio a la disolución de la primera unión, que alcanza 38,8 años, es posible establecer la hipótesis de que la mayoría de las mujeres que tienen un hijo después de la disolución de la primera unión sean aquellas que se unen y se separan a edades relativamente tempranas.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

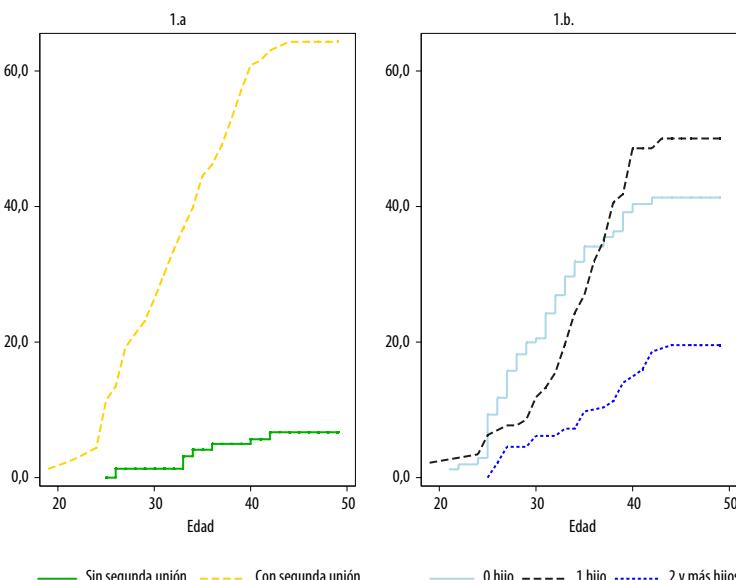
PP. 71-94

80

La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidea-  
nas

Mariana  
Fernández  
Soto

Gráficos 1.a y 1.b  
Proporción acumulada de las mujeres que tuvieron hijos después de la disolución de la primera unión según si tuvieron una segunda unión y según cantidad de hijos en la primera unión. Montevideo, 2008<sup>19</sup>



Cálculos ponderados. N=322

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Otro de los factores que incide en el riesgo de tener un hijo luego de la separación/divorcio de la primera unión es haber tenido hijos en la primera unión (gráfico 1.b). Si en la primera unión no hubo hijos, el porcentaje acumulado de las mujeres que tuvieron al menos un hijo luego de la disolución del primer vínculo conyugal prácticamente se triplica —entre los 25 y 35 años— en comparación con las que tuvieron un solo hijo en la

19 Estimaciones realizadas mediante el método Kaplan Meier. Las diferencias entre las curvas son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,01, evaluadas con el *log-rank test*.

primera unión. A partir de esa edad la brecha entre los porcentajes acumulados comienza a reducirse progresivamente. También hay diferencias en los porcentajes acumulados entre las mujeres que tuvieron solo un hijo y quiénes tuvieron dos y más hijos. La diferencia entre los porcentajes acumulados en todas las edades se triplica. Esto podría estar reflejando el denominado *efecto estatus de ser progenitor* cuando se observa diferencias entre las que tuvieron cero y un hijo y *efecto hermanos* entre las que tuvieron un hijo y la que tuvieron dos o más hijos (gráfico 1.b) (Beaujouan y Solaz, 2008; Thomson *et al.*, 2002; Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000).

### La relación entre la disolución de la primera unión y el número de hijos que tienen las mujeres

En esta sección se analiza la relación de la disolución de la primera unión con la fecundidad acumulada por las mujeres. Para ello se considerarán todas las mujeres con al menos una unión y unidas por primera vez antes de los 45 años.<sup>20</sup> Primero se presentan resultados descriptivos sobre la fecundidad alcanzada de acuerdo a la trayectoria conyugal. Luego se muestran los resultados de los modelos de regresión de Poisson generalizado, para detectar si la disolución de la primera unión afecta la fecundidad acumulada controlando por las variables independientes.<sup>21</sup>

Con relación al número promedio de hijos tenidos según historia conyugal, se observa que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los promedios totales entre los dos grupos de mujeres.<sup>22</sup> Sin embargo, el promedio de la cantidad de hijos en la primera unión es significativamente menor entre las mujeres que disolvieron dicho vínculo respecto a quienes no se separaron. El promedio total es compensado por los hijos tenidos en una segunda unión o por fuera de una unión conyugal (tabla 2).<sup>23</sup>

Tabla 2  
Número promedio de hijos tenidos según situación conyugal y número de unión. Montevideo, 2008

	Hijos en primera unión		Hijos en segunda unión o más		Hijos fuera unión		Total	
	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar
Primera unión no disuelta	2,03	1,33	--	--	0,13	0,55	2,16	1,35
Al menos una disolución	1,15	1,34	0,42	0,80	0,51	1,05	2,08	1,61
Total	1,74	1,40	0,14	0,50	0,25	0,77	2,13	1,44

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

N=1016

RELAP  
Año 11  
Número 21  
Segundo semestre  
Julio a diciembre de 2017  
pp. 71-94

81

La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevideanas

Mariana Fernández Soto

<sup>20</sup> El 83,8% de las mujeres de la muestra se unieron por primera vez antes de los 45 años.

<sup>21</sup> En este apartado se toma como referencia los trabajos de Meggiolaro y Ongaro (2010), Beaujouan y Solaz (2008) y de Beaujouan y Wiles (2011).

<sup>22</sup> Las diferencias no son estadísticamente significativas entre los promedios del número de hijos tenidos según historia conyugal, con un nivel de significación de 0,01.

<sup>23</sup> La diferencia entre la cantidad de hijos en la primera unión según historia conyugal es estadísticamente significativa, con un nivel de significación de 0,01.

Tabla 3

Coeficientes estimados de modelos de regresión de Poisson generalizado sobre el número de hijos acumulados.  
Montevideo, 2008

Variables independientes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Edad al momento de la encuesta	-0,0409 *** (0,00224)	-0,0438 *** (0,00251)	-0,0449 *** (0,00248)	-0,0430 *** (0,00235)	-0,0456 *** (0,00380)
Al menos una disolución (Ref.: única unión)	-0,0770 (0,0462)	-0,0432 (0,0479)	-0,0425 (0,0479)	-0,0627 (0,0580)	-0,0416 (0,0635)
Edad a la primera unión		0,0258 *** (0,00598)	0,0360 *** (0,00636)	0,0799 *** (0,00790)	0,0823 *** (0,00885)
Nivel educativo medio (Ref.: nivel edu. bajo)			-0,228 *** (0,0484)	-0,104 * (0,0450)	-0,102 * (0,0455)
Nivel educativo alto (Ref.: nivel edu. bajo)			-0,266 *** (0,0478)	-0,00155 (0,0410)	-0,00451 (0,0414)
Tipo de primera unión: unión libre (Ref.: matrimonio)				0,0981 (0,0523)	0,103 (0,0539)
Edad al primer hijo				-0,0732 *** (0,00669)	-0,0726 *** (0,00660)
Años fériles en unión: 10 a 19 años (Ref.: <10)					-0,0579 (0,0607)
Años fériles en unión: más de 20 años (Ref.: <10)					0,0454 (0,0810)
Constante	-0,304 ** (0,102)	-0,745 *** (0,141)	-0,792 *** (0,142)	-0,233 (0,123)	-0,197 (0,127)
Ln (tiempo de exposición= edad-edad primera unión)	1	1	1	1	1
Delta	-0,0177	-0,0428 **	-0,0591 ***	-0,117 ***	-0,128 ***
LL	-436753,0	-432871,3	-428253,7	-403917,7	-403376,2
AIC	873514,0	865752,6	856521,3	807853,3	806774,5
BIC	873532,9	865776,3	856554,5	807896,0	806826,6
N	844	844	844	844	844

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Errores estándar entre paréntesis.

\* p < 0,05, \*\* p < 0,01, \*\*\* p < 0,001

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

PP. 71-94

82

La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
nas

Mariana  
Fernández  
Soto

La tabla 3 muestra que las mujeres que han experimentado al menos una disolución conyugal tienen la misma probabilidad en el número de hijos que podrían acumular que aquellas que no han disuelto su primera unión.<sup>24</sup> Esto se observa en los cinco modelos estimados: en ninguno la variable *haber tenido al menos una disolución* —si bien muestra un efecto negativo— es estadísticamente significativa. Al mismo tiempo, también se puede observar que el tiempo fértil dentro de una unión conyugal tampoco tiene un efecto significativo en la cantidad de hijos que acumulan las mujeres. Por ende, es posible plantear que el número de hijos que las mujeres tienen no estaría afectado por el tiempo dentro de una unión conyugal, sino que depende de variables tales como el nivel educativo alcanzado y el momento en que se inician la vida conyugal y la reproductiva (tabla 1 del anexo). Cuando se estima el número de hijos promedio según se haya vivido un episodio de disolución conyugal a través del modelo 5, se corrobora lo que se mostraba en el análisis descriptivo: no hay diferencias significativas en la cantidad promedio de hijos que las mujeres acumulan (tablas 2 y 4). La disolución de la primera unión no implica que haya una «pérdida» de la fecundidad que acumulan las mujeres.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

83

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevideaa-  
nas*

Mariana  
Fernández  
Soto

Tabla 4  
Número promedio de hijos estimados a través del modelo de regresión de Poisson generalizado  
según si tuvo al menos una disolución. Montevideo, 2008

	Cantidad promedio de hijos	Error estándar	z	P>z	[95% intervalo de confianza]
Una única unión	2,38	0,06	38,96	0,00000	2,260 2,499
Al menos una disolución	2,28	0,11	20,53	0,00000	2,065 2,500

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

### Factores asociados con la probabilidad tener un hijo después de la disolución conyugal

En este apartado se analizan los principales factores asociados con la probabilidad de tener un hijo posdisolución de la primera unión, considerando únicamente a las mujeres que al menos una vez experimentaron este evento. El análisis multivariado corrobora parte de lo que muestran los resultados descriptivos (tablas 1 y 2): los factores que tienen mayor efecto sobre la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión son: la edad, formar una segunda unión, la edad a la que se produce la disolución de la primera unión y haber tenido (o no) hijos en la primera unión (tabla 5).<sup>25</sup>

24 La tabla 3 muestra los cinco modelos de regresión de Poisson generalizado estimados. Los modelos 1 a 3 muestran los resultados considerando solamente las variables independientes de control (edad al momento de la encuesta, nivel educativo alcanzado y edad a la primera unión), en tanto los modelos 4 a 6 incorporan variables relacionadas con la historia conyugal y reproductiva (años fériles en una unión, tipo de unión de la primera unión y edad al primer hijo). En todos los modelos estimados se incluyó la variable clave del análisis: haber experimentado al menos una disolución conyugal. La incorporación de esta variable busca comprobar si la disolución de la primera unión afecta el número de hijos que tienen las mujeres.

25 La edad al momento de la encuesta es incluida como una variable de control de los modelos. No obstante, su significatividad estadística —y su dirección contraria a la edad al cuadrado— indica que hay una reducción en el riesgo de tener un hijo luego de disolver la primera unión cuando esta aumenta. Esto resulta algo evidente cuando se considera la limitante biológica para tener hijos en las mujeres.

Por un lado, se observa que a medida que aumenta la edad a la disolución se reduce la probabilidad de tener un hijo posruptura, aun controlando por la edad de la mujer al momento de la encuesta. Hay una importante influencia del calendario conyugal en el riesgo de tener un hijo después de romper con la primera unión, dado que para disolver una unión a edad joven y tener chances de tener un hijo luego de este evento es necesario formar la primera unión también a edades jóvenes. Por otra parte, y tal como se observó anteriormente, la conformación de una segunda unión es una variable clave en la probabilidad de tener un hijo después de disuelta la primera unión. Las chances de tener un hijo se triplican si se produce una segunda unión respecto a si no se produce. Estas dos covariables son significativas en todos los modelos en los que se las incluyó (modelos 2, 5 y 6). Finalmente, haber tenido hijos en la primera unión tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de tener hijos después del divorcio/separación (modelo 3). Esto, si no se controla por las variables relacionadas con la historia conyugal. Cuando se considera el número de hijos de la primera unión se identifica un efecto positivo cuando no hay hijos o cuando hay uno solo respecto a los que tienen dos o más hijos de la primera unión (modelo 4). En los modelos 5 y 6, en los que sí se incluyen las variables relacionadas con la historia conyugal, la presencia de hijos de la primera unión y la cantidad de hijos pierden significación y efecto en la probabilidad de tener un hijo posdisolución.<sup>26</sup>

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

PP. 71-94

84

La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
nas

Mariana  
Fernández  
Soto

Tabla 5  
Coeficientes exponenciados de modelos de regresión logística de tiempo discreto de la probabilidad  
de tener al menos un hijo después de la disolución conyugal. Montevideo, 2008

Variables independientes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variables de control	Edad al momento de la encuesta	0,756** (0,0759)	0,835 (0,0834)	0,774* (0,0809)	0,767* (0,0815)	0,834 (0,0835)
	Edad <sup>2</sup>	1,002* (0,00116)	1,002 (0,00113)	1,002 (0,00119)	1,002* (0,00121)	1,002 (0,00113)
	Nivel educativo medio (ref.: nivel educativo bajo)	0,974 (0,208)	1,021 (0,218)	1,101 (0,242)	1,051 (0,237)	1,056 (0,234)
	Nivel educativo alto (ref.: nivel educativo bajo)	0,812 (0,211)	0,847 (0,207)	0,845 (0,210)	0,783 (0,206)	0,812 (0,199)
Variables relacionadas con la historia conyugal	Edad a la primera unión		1,092* (0,0401)		1,077 (0,0409)	1,079 (0,0446)
	Tipo de primera unión: unión libre (ref.: matrimonio)		1,280 (0,389)		1,276 (0,392)	1,307 (0,405)
	Edad a la disolución de la primera unión		0,914*** (0,0237)		0,918** (0,0258)	0,913** (0,0283)
	Hubo segunda unión (ref.: no hubo segunda unión)		4,230*** (1,640)		4,125*** (1,593)	4,221*** (1,616)

26 No existe una correlación alta entre las variables de la historia conyugal y la presencia y cantidad de hijos de la primera unión. Véase en la tabla 3 del anexo la matriz de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos.

Tabla 5 (continuación)

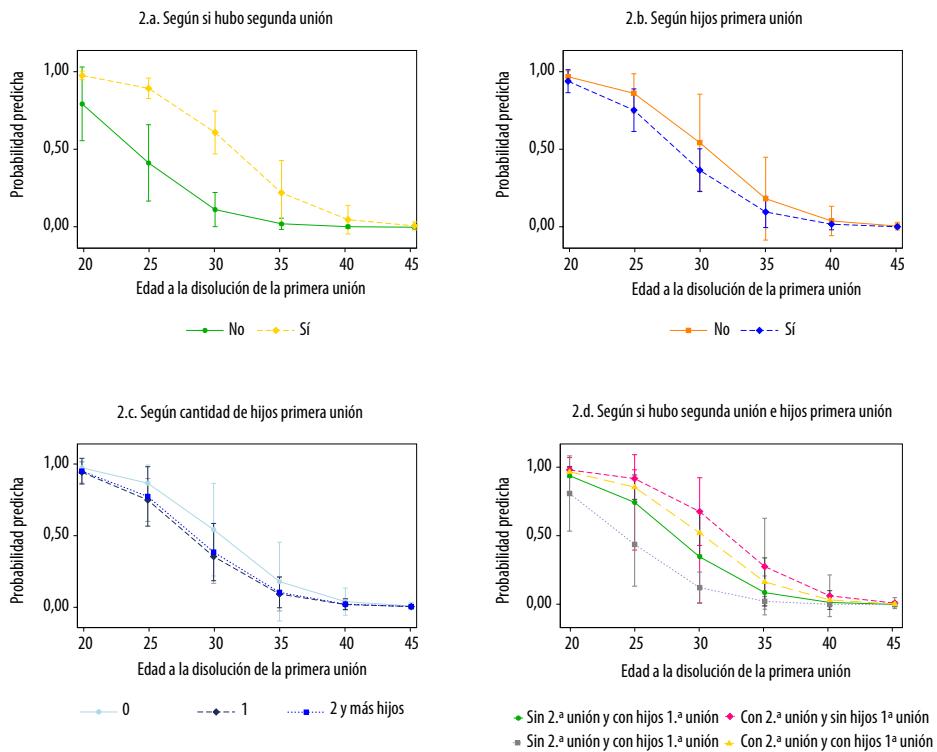
Variables independientes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variables relacionadas con la historia reproductiva	Edad al primer hijo		1,011 (0,0238)	1,010 (0,0254)	1,022 (0,0233)	1,032 (0,0249)
	Hijos en la primera unión (ref.: no)		0,544** (0,117)		0,974 (0,212)	
	Cantidad de hijos en la primera unión: 0 hijo (ref.: 2 o más hijos)			2,551** (0,798)		0,869 (0,288)
	Cantidad de hijos en la primera unión: 1 hijo (ref.: 2 o más hijos)			2,084* (0,602)		1,012 (0,300)
	Constante	113,3* (239,8)	3,049 (6,382)	57,80 (125,5)	25,53 (57,52)	2,402 (5,043)
RELAP						
Año 11 Número 21						
Segundo semestre						
Julio a diciembre de 2017						
pp. 71-94						
85						
La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevideanas						
Mariana Fernández Soto						

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Errores estándar entre paréntesis. Base en años persona. Casos: 228.

\* p &lt; 0.05, \*\* p &lt; 0.01, \*\*\* p &lt; 0.001

Gráficos 2.a, 2.b, 2.c y 2.d  
Probabilidad predicha de tener un hijo posdisolución de la primera unión. Montevideo, 2008



RELAP

Año 11

Número 21

Segundo semestre

Julio a diciembre de 2017

PP. 71-94

86

La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevideanas

Mariana Fernández Soto

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Los gráficos 2.a, 2.b, 2.c y 2.d permiten analizar la probabilidad de tener un hijo según tres de las variables más importantes según los resultados de los modelos: edad a la disolución, formación de una segunda unión y número de hijos de la primera unión. La probabilidad también aumenta a las mismas edades de disolución si se produce una segunda unión, alcanzando 0,90 cuando la separación se produce a los 25 años y 0,22 a los 35 años (gráfico 2.a). Si no se produce una segunda unión también se reducen drásticamente las chances de tener un hijo después de la disolución de la primera unión. A partir de los treinta años de edad la probabilidad se reduce a niveles muy bajos, por debajo de 0,1 (gráfico 2.a). Respecto a la variación de la probabilidad de tener hijos posdisolución según la presencia o no de hijos de la primera unión no se observan diferencias estadísticamente significativas en todas las edades a la disolución (gráfico 2.b). Lo mismo sucede cuando se estima la probabilidad predicha según el número de hijos de la primera unión (gráfico 2.c). Otros estudios también llegan a resultados similares respecto a la poca incidencia que tienen los hijos previos en la fecundidad después de disolver la primera unión (Beaujouan y Wiles, 2011; Vikat, Thomson y Hoem, 1999). Finalmente, cuando se grafica la probabilidad según las dos variables (tener hijos en la primera unión y haber conformado una segunda unión) se identifican diferencias significativas solamente entre aquellas mujeres que no conforman una segunda unión y no tienen hijos de la primera unión con las que sí tienen una segunda unión e hijos (gráfico 2.d). En suma, la edad a la disolución de la

primera unión y la formación de una segunda unión se constituyen como los determinantes del riesgo de tener hijos después de la ruptura.

## Discusión

La disolución de la primera unión no implica necesariamente el fin de la vida reproductiva de las mujeres, sino que depende de ciertos factores pre y posruptura del vínculo. La investigación comprueba que no hay una relación negativa entre la disolución de la primera unión y el número de hijos que acumulan las mujeres. Muestra que las medias del número de hijos acumulados entre las mujeres con y sin disolución de la primera unión son similares y que el efecto de la disolución de la primera unión se atenúa con los hijos provenientes de segundas o más uniones o fuera de la unión. En otros términos, se compensa la fecundidad «perdida» por efecto de la disolución de la primera unión y se diluye su efecto en la fecundidad acumulada. Si bien se comprueba que el promedio de hijos de la primera unión es menor en las mujeres que disuelven la primera unión, se demuestra también que existe un efecto compensatorio con los hijos que tienen en las segundas o posteriores uniones e incluso con hijos fuera de una unión.

El comportamiento reproductivo posdisolución está determinado principalmente por dos factores: la edad a la que se produce la disolución y la conformación de una segunda unión. En términos generales, los resultados coinciden con las microsimulaciones realizadas para Francia, que establecen que las poblaciones con disoluciones tempranas y con fuerte presencia de segundas uniones producen más nacimientos en familias ensambladas que las poblaciones en las que estos procesos ocurren a edades más tardías (Thomson *et al.*, 2012). La variable explicativa que tiene mayor peso como determinante en la probabilidad de tener al menos un hijo después de romper la primera unión es la conformación de una segunda unión. Esto también se ha demostrado consistentemente en varios estudios en países europeos (De Graaf y Kalmijn, 2003; Jefferies *et al.*, 2000; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Sweeney, 1997; Wu y Schimmele, 2005).

La edad a la disolución de la primera unión como determinante también ha sido comprobado en diversos estudios (Spijker, Simó y Solsona, 2012; Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Jansen, Wijckmans y Van Bavel, 2009; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Beaujouan y Wiles, 2011; Thomson *et al.*, 2012). En una de las investigaciones, que compara diez países europeos, se comprueba que la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión es mayor si este evento se produce antes de los 25 años de edad (Spijker, Simó y Solsona, 2012). Otro estudio, en Austria, muestra que la edad a la que se inicia la segunda unión —dependiente de la edad a la disolución— es un factor significativo para la fecundidad posdisolución y decrece la probabilidad de que suceda a medida que avanza la edad de formación (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000). El estudio de Meggiolaro y Ongaro (2010) sobre las mujeres italianas muestra también una asociación negativa entre la edad a la disolución y el riesgo de tener un hijo posdisolución.

Respecto al efecto de los hijos de la primera unión en la probabilidad de tener hijos después de la ruptura conyugal se comprueba que su efecto es de menor magnitud y es dependiente de la conformación (o no) de una segunda unión. El trabajo comprueba que, cuando no se controla si hubo una segunda unión, la presencia de hijos de la primera unión sí tiene un efecto significativo en la probabilidad de tener hijos posdisolución de la primera unión. No obstante, este efecto es positivo solo cuando no hay hijos o un solo

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

87

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
as*

Mariana  
Fernández  
Soto

hijo de la unión anterior en comparación con aquellas mujeres que tienen dos o más hijos de dicha unión. Además, se comprueba que el efecto disminuye cuando se pasa de cero a un hijo en la primera unión. El efecto de este atributo varía según el número de hijos: cuando no hay hijos es mayor y positivo. Este impacto se puede relacionar con el denominado efecto *estatus de ser progenitor* —es decir, el deseo de las personas en convertirse en madres, en este caso concreto— (Thomson *et al.*, 2002). Por otro lado, este estudio también muestra un efecto positivo cuando hay solo un hijo de la unión anterior. Esto puede relacionarse con el denominado *efecto hermanos*, que también podría estar operando en la decisión de tener hijos después de romper la primera unión, dado que la probabilidad de tener hijos posdisolución es más alta entre los que tienen un solo hijo respecto a quiénes tienen dos o más (Thomson, 2004). Quizás este efecto también pueda ser llamado *no hijo único* más que *efecto hermanos*. Al igual que este trabajo, los antecedentes tampoco son concluyentes respecto al impacto de esta variable en la fecundidad posdisolución (Mortelmans y Pasteels, 2015; Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011). Algunos estudios han mostrado que las parejas que ya tienen hijos de uniones anteriores son más propensas a tener un hijo en una nueva unión, a menudo considerado como un *efecto de compromiso de la unión* (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Fürnkranz-Prskawetz *et al.*, 2003; Vikat, Thomson y Hoem, 1999). Sin embargo, otros han mostrado que tener hijos de la primera unión disminuye la probabilidad de tener hijos después de la disolución conyugal (Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011). Además de la ambivalencia del efecto de esta variable, se suma que esta depende simultáneamente de las características de los hijos, principalmente de la edad de los hijos y si corresiden o no en el hogar (Beaujouan y Wiles, 2011; De Graaf y Kalmijn, 2003; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Mortelmans y Pasteels, 2015; Wu y Schimmele, 2005).

Los resultados de este trabajo sugieren que no hay un efecto depresor ni promotor de las disoluciones en la fecundidad en Uruguay. En consecuencia, puede concluirse que las disoluciones no tuvieron un papel relevante en caída del nivel de fecundidad de las últimas décadas.

Los resultados muestran que el cambio familiar se acompaña de una creciente diversificación de las trayectorias conyugales y reproductivas, que sustituyen la antigua primacía de las primeras uniones como contextos de realización de la fecundidad y la crianza de los hijos. Además, permiten detectar que las mujeres que compensan la fecundidad «perdida» por las rupturas son las que tienen un calendario de formación familiar temprano, se separan también a edades tempranas y conforman una segunda unión. En la medida en que los calendarios nupciales y reproductivos tempranos se asocian en Uruguay a niveles educativos bajos y los tardíos con mayor capital educativo (Varela, Fostik y Fernández Soto, 2012; Nathan, 2015) la probabilidad de tener hijos en segundas uniones es diferencial según la pertenencia social de las mujeres.

Por último, cabe destacar las limitaciones del estudio. La más importante es la falta de casos suficientes para poder realizar análisis por cohortes y estrato social, debido al tamaño de la muestra de la encuesta utilizada. Por otra parte, no se cuenta con información sobre la historia conyugal y reproductiva de los varones ni sobre la de las parejas de las mujeres. Finalmente, tampoco se cuenta con información sobre las intenciones reproductivas y conyugales para poder interpretar mejor las decisiones y los resultados reproductivos en los distintos contextos conyugales.

## Referencias bibliográficas

- ALLISON, P. D. (1982), «Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories», en *Source: Sociological Methodology*, vol. 13, pp. 61-98.
- (1984), *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*, California: SAGE.
- BEAUJOUAN, É. y WILES, E. (2011), «Second-Union Fertility in France: Partners' Age and Other Factors», en *Population English Edition*, vol. 66, n.º 2, pp. 239-273, en: <<http://www.jstor.org/stable/41488601>>, acceso: 15/12/2017.
- y SOLAZ, A. (2008), *Childbearing after separation: Do second unions make up for earlier missing births? Evidence from France*, París: Institut National Etudes Démographiques.
- BONGAARTS, J. (1987), «The Proximate Determinants of Exceptionally Fertility», en *Population and Development Review*, vol. 13, n.º 1, pp. 133-139. en: <[http://www.jstor.org/stable/1972125?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/1972125?seq=1#page_scan_tab_contents)>, acceso: 15/12/2017.
- (2015), «Modeling the fertility impact of the proximate determinants: Time for a tune-up», en *Demographic Research*, vol. 33 (19), pp. 535-560, doi: 10.4054/DemRes.2015.33.19.
- BUBER, I. y FÜRNRKANTZ-PRSKAWETZ, A. (2000), «Fertility in second unions in Austria: Findings from the Austrian FFS», en *Demographic Research*, vol. 3, doi: 10.4054/DemRes.2000.3.2.
- CABELLA, W. (1998), «La evolución del divorcio en Uruguay (1950-1995)», en *Notas de Población*, vol. 26, pp. 67-68, en: <[http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/12681/NP67-68-08\\_es.pdf?sequence=1](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/12681/NP67-68-08_es.pdf?sequence=1)>, acceso: 15/12/2017.
- (2008), «Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya. La convergencia hacia la segunda transición demográfica», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 24 (2), pp. 389-427, en: <<http://www.redalyc.org/articulo.ox?id=31221534005>>, acceso: 15/12/2017.
- (2014), «La recomposición de pareja en el Uruguay: un estudio a partir de dos encuestas retrospectivas de la década de 2000», en *Revista Latinoamericana de Población*, n.º 14 (8), pp. 5-30, en: <<http://www.revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/16/o>>, acceso: 15/12/2017.
- DAVIS, K. y BLAKE, J. (1956), «Social Structure and Fertility: An Analytical Framework», en *Economic Development and Cultural Change*, vol. 4, n.º 3, pp. 211-235, en: <[https://www.jstor.org/stable/1151774?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/1151774?seq=1#page_scan_tab_contents)>, acceso: 15/12/2017.
- DE GRAAF, P. M. y KALMIJN, M. (2003), «Alternative Routes in the Remarriage Market-Competing Risk Analyses of Union Formation After Divorce», en *Social Forces*, 81 (4), pp. 1459-1498.
- DI NALLO, A. (2016), «Fertility in new couples, the influence of previous children», en *Population Association of America Annual Meeting*.
- FERNÁNDEZ SOTO, M. (2010), «Estudio sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo», en *Revista Latinoamericana de Población*, n.º 7 (4), pp. 79-100, en: <<http://revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/63/63>>, acceso: 15/12/2017.
- FILGUEIRA, C. (1996), *Sobre revoluciones ocultas: la familia en Uruguay*, Montevideo: Cepal, en: <<https://www.cepal.org/publicaciones/xml/6/10566/lc-r141%20.pdf>>, acceso: 15/12/2017.
- FÜRNRKANTZ-PRSKAWETZ, A.; VIKAT, A.; PHILIPOV, D. y ENGELHARDT, H. (2003), «Pathways to stepfamily formation in Europe: Results from the FFS», en *Demographic Research*, vol. 8 (5), pp. 107-149, doi: 10.4054/DemRes.2003.8.5.
- GUZZO, K. B. (2014), «New Partners, More Kids: Multiple-Partner Fertility in the United States», en *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 654 (1), pp. 66-86.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

89

La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecundidad  
de las mujeres  
montevideanas

Mariana  
Fernández  
Soto

HARRIS, T. y YANG, Z. (2012), «Modeling underdispersed count data with generalized Poisson regression», en *The Stata Journal*, vol. 12 (4), pp. 736-747, en: <<http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0279>>, acceso: 18/12/2017.

HOLLAND, J. y THOMSON, E. (2011), «Stepfamily childbearing in Sweden: Quantum and tempo effects, 1950-99», en *Source: Population Studies*, vol. 65, n.º 1, pp. 115-128.

JANSEN, M.; WIJCKMANS, B. y VAN BAEL, J. (2009), *Divorce and the cumulated fertility of men and women across Europe*. Interface Demography Working Paper, n.º 40, en: <<http://www.vub.ac.be/demography/wp-content/uploads/2016/02/IDWP2009-1.pdf>>, acceso: 15/12/2017.

JEFFERIES, J.; BERRINGTON, A. y DIAMOND, I. (2000), «Childbearing following Marital Dissolution in Britain», en *European Journal of Population*, vol. 16 (3), pp. 193-210.

LEONE, T. (2002), *Fertility and union dynamics in Brazil*, Southampton: University of Southampton.

——— y HINDE, A. (2007), «Fertility and union dissolution in Brazil: An example of multi-process modelling using the demographic and health survey calendar data», en *Demographic Research*, vol. 17, pp. 157-180, doi: 10.4054/DemRes.2007.17.7.

RELAP  
Año 11  
Número 21  
LONG, J. S. y FREESE, J. (2006), *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, Stata Press books, en: <<http://ideas.repec.org/b/tsj/spbook/long2.html>>, acceso: 18/12/2017.

Segundo  
semestre  
MEGGIOLARO, S. y ONGARO, F. (2010), «The implications of marital instability for a woman's fertility: Empirical evidence from Italy», en *Demographic Research*, vol. 23, pp. 936-996, doi: 10.4054/DemRes.2010.23.34.

Julio a  
diciembre  
de 2017  
PP. 71-94  
90  
MORTELMANS, D. y PASTEELS, I. (2015), «Dyadic analysis of repartnering after divorce: do children matter?», Zartler, U.; Heintz-Martin, V. y Arránz Becker, O. (eds.), *Family dynamics after separation. A life course perspective on post-divorce families*, Berlín: Barbara Budrich Verlag.

NATHAN, M. (2015), «La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en el Uruguay: un análisis de las cohortes de 1951 a 1990», en *Notas de Población*, n.º 100, pp. 35-60, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/38522>>, acceso: 15/12/2017.

——— PARDO, I. y CABELLA, W. (2016), «Diverging patterns of fertility decline in Uruguay», en *Demographic Research*, vol. 34 (20), pp. 563-586, doi: 10.4054/DemRes.2016.34.20.

Paredes, M. (2003), «Los cambios en la familia en Uruguay: hacia una segunda transición demográfica?», en Unicef (ed.), *Nuevas formas de familia. Perspectivas nacionales e internacionales*. Montevideo: Unicef-Universidad de la República, en: <<http://brd.unid.edu.mx/nuevas-formas-de-familia-perspectivas-nacionales-e-internacionales/>>, acceso: 15/12/2017.

Mariana  
Fernández  
Soto  
*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
nas*  
PERSSON, L. y TOLLEBRANT, J. (2013), «Having children in new relationships», en *Demographic Reports*, vol. 1.

SPIJKER, J.; SIMÓ, C. y SOLSONA, M. (2012), «Post first-union repartnering and parenthood patterns in late 20th century Europe», en *Papers de Demografía*, vol. 376, pp. 1-42, en: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.713.8899&rep=rep1&type=pdf>>, acceso: 15/12/2017.

SWEENEY, M. M. (1997), «Remarriage of Women and Men After Divorce: The Role of Socioeconomic Prospects», en *Journal of Family Issues*, vol. 18 (5), pp. 479-502.

THOMSON, E. (2004), «Step-families and childbearing desires in Europe», en *Demographic Research*, vol. 10 (3), 117-134, doi: 10.4054/DemRes.2004.S3.5.

——— HOEM, J. M.; VIKAT, A.; FÜRKNRANTZ-PRSKAWETZ, A.; BUBER, I.; TOULEMON, L.; HENS, U.; GODECKER, A. y KANTOROVÁ, V. (2002), «Childbearing in stepfamilies: how parity matter», en *Klijzing Martine, E. C. (ed.), Dynamics of fertility and partnership in Europe: Insights and lessons from comparative research*. Nueva York-Ginebra: ONU.

- THOMSON, E.; WINKLER-DWORAK, M.; SPIELAUER, M. y FÜRNRKANTZ-PRSKAWETZ, A. (2012), «Union Instability as an Engine of Fertility? A Microsimulation Model for France», en *Demography*, vol. 49 (1), pp. 175-195, en: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s13524-011-0085-5>>, acceso: 15/12/2017.
- TOULEMON, L. y KNUDSEN, L. B. (2006), «Stepfamilies in Denmark and France . Does the number of previous children from both partners and whether the previous children live with the couple influence fertility?», presentado a la *Annual Meeting de la Population Association of America*, Los Angeles, 30 de marzo al 1.º de abril.
- VARELA, C.; FOSTIK, A. y FERNÁNDEZ Soto, M. (2012), *Maternidad en la juventud y desigualdad social*, Cuadernos del UNFPA, n.º 6, en: <[http://www.unfpa.org.uy/userfiles/publications/74\\_file1.pdf](http://www.unfpa.org.uy/userfiles/publications/74_file1.pdf)>, acceso: 15/12/2017.
- VARELA, C.; PARDO, I.; LARA, C.; NATHAN, M. y TENENBAUM, M. (2014), *La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo*. Atlas Sociodemográfico del Uruguay, 3, Montevideo: UNFPA-INE-Universidad de la República-MIDES-OPP, en: <[https://www.opp.gub.uy/images/F3\\_Atlas\\_Sociodemografico\\_y\\_de\\_la\\_desigualdad\\_del\\_Uruguay\\_-\\_Fecundidad.pdf](https://www.opp.gub.uy/images/F3_Atlas_Sociodemografico_y_de_la_desigualdad_del_Uruguay_-_Fecundidad.pdf)>, acceso: 15/12/2017.
- VIKAT, A.; THOMSON, E. y HOEM, J. M. (1999), «Stepfamily fertility in contemporary Sweden: The impact of childbearing before the current union», en *Population Studies*, vol. 53 (2), pp. 211-225.
- WINKELMANN, R. y ZIMMERMANN, K. F. (1994), «Count data models for demographic data», en *Mathematical Population Studies*, vol. 4 (3), pp. 205-221.
- WU, Z. y SCHIMMELE, C. M. (2005), «Repartnering after first union disruption», en *Journal of Marriage and Family*, n.º 67 (1), pp. 27-36.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

91

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
nas*

Mariana  
Fernández  
Soto

## Anexo

Tabla 1

Caracterización sociodemográfica de las mujeres según historia conyugal. Mujeres de 25 a 67 años. Montevideo, 2008 (%)<sup>\*</sup>

	Nunca unidos	Una única unión	Separadas/ divorciadas	En segunda unión o más
<b>Historia conyugal</b>	10,9	58,6	18,3	12,2
<b>Grupo de edad</b>				
25 a 34 años	20,6	55,2	13,0	11,2
35 a 44 años	8,4	62,3	15,4	14,0
45 a 54 años	--	60,6	22,0	12,7
54 a 67 años	--	55,0	26,8	10,1
<b>Nivel educativo alcanzado</b>				
Bajo	9,2	55,2	21,6	14,1
Medio	8,1	64,2	15,5	12,3
Alto	16,3	58,7	16,0	9,0
<b>Proporción que tuvo hijos</b>	39,2	92,5	85,6	92,5
<b>Paridez media acumulada</b>				
0	60,8	7,5	11,7	14,6
1	17,6	22,0	21,8	21,5
2	--	38,5	31,5	33,5
3 y más hijos	--	32,0	35,1	30,5
<b>Edad mediana al primer hijo/a**</b>	35	25	25	23
<b>Edad mediana a la primera unión ***</b>	23	22	20	

N=1229

\*Porcentajes ponderados

\*\* Las estimaciones de la edad mediana a la primera unión y al primer hijo/a se elaboraron a través del método Kaplan Meier

\*\*\* En el caso de las mujeres que no tuvieron hijos al momento de la encuesta se las consideró como casos truncados solamente a las que tenían entre 25 y 49 años en dicho momento.

- - Cantidad de casos no representativos, por lo que no se presenta la información.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

RELAP  
Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

PP. 71-94

92

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevide-  
ñas*

Mariana  
Fernández  
Soto

Tabla 2  
Descripción de las variables principales de la ESF. Montevideo, 2008 (en cantidad y porcentaje)\*

	N	%
<b>Trayectoria conyugal</b>		
Una única unión	708	66,9
Separados/divorciados o en 2 o más uniones	332	33,1
Total	1.040	100,0
<b>Hijos y uniones</b>		
Sin hijos	83	9,1
Hijos en una sola unión	752	70,7
Hijos en más de una unión	120	12,3
Hijos solamente fuera de la unión	85	7,8
Total	1.040	100,0
<b>Grupos de edad</b>		
25 a 34 años	213	27,4
34 a 44 años	307	28,0
45 a 54 años	359	30,3
55 a 67 años	161	14,4
Total	1.040	100,0
<b>Nivel educativo alcanzado</b>		
Bajo (hasta ciclo básico completo)	414	43,4
Medio (bachillerato completo e incompleto)	310	28,9
Alto (estudios terciarios)	302	26,5
Sin dato	14	1,2
Total	1.040	100,0

\* Porcentajes ponderados

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

RELAP

Año 11  
Número 21

Segundo  
semestre

Julio a  
diciembre  
de 2017

pp. 71-94

93

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
as*

Mariana  
Fernández  
Soto

Tabla 3

Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos de regresión logística de tiempo discreto. Montevideo, 2008

	Hijos después de la disolu- ción primera unión	Edad al mo- mento encuesta	Nivel educa- tivo	Edad a la primera unión	Tipo de unión de la primera unión	Edad a la disolu- ción de la primera unión	Tener una segunda unión	Edad al primer hijo	Número de hijos de la primera unión
<b>Hijos después disolución primera unión</b>	1								
<b>Edad al momento encuesta</b>	0,0117	1							
<b>Nivel educativo alcanzado</b>	-0,1036	-0,0007	1						
<b>Edad a la primera unión</b>	-0,1875	0,0927	0,295	1					
<b>RELAP</b>									
<b>Año 11 Número 21</b>									
<b>Segundo semestre</b>									
<b>Julio a diciembre de 2017</b>									

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

PP. 71-94

94

*La disolución  
de la primera  
unión  
y su relación  
con la fecun-  
didad  
de las mujeres  
montevidean-  
nas*

Mariana  
Fernández  
Soto