

TESIS DE DOCTORADO EN CIENCIAS SOCIALES CON
ESPECIALIZACIÓN EN ESTUDIOS DE POBLACIÓN

El efecto de las disoluciones conyugales en la fecundidad de las mujeres de Montevideo

Mariana Fernández Soto

Programa de Población

Unidad Multidisciplinaria- Facultad de Ciencias Sociales

Universidad de la República

Montevideo-Uruguay

Diciembre de 2018

El efecto de las disoluciones conyugales en la fecundidad de las mujeres de Montevideo

Mariana Fernández Soto

Tesis de doctorado presentada a la Comisión Académica de Doctorado de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, como parte de los requisitos para obtener el título de Doctora en Ciencias Sociales con especialización en Estudios de Población.

Tutora: Wanda Cabella

Co-tutor: Benoît Laplante

Montevideo-Uruguay

Diciembre 2018

Fernández Soto, Mariana

El efecto de las disoluciones conyugales en la fecundidad de las mujeres de Montevideo/ Mariana Fernández Soto

Montevideo: Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Unidad Multidisciplinaria, Programa de Población, 2018

Directora de tesis: Wanda Cabella

Co-director: Benoît Laplante

Tesis de doctorado - Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Unidad Multidisciplinaria, Programa de Población.

1. Disoluciones conyugales, 2. fecundidad, 3. fecundidad posdisolución, 4. trayectorias conyugales, 5. Montevideo-Uruguay

I. Cabella, Wanda II. Universidad de la República, Programa de Población

III. El efecto de las disoluciones conyugales en la fecundidad de las mujeres de Montevideo

Resumen

Desde mediados de 1980, el divorcio y las separaciones se incrementaron de forma sustantiva en Uruguay. Entre las múltiples consecuencias que trajo consigo este aumento, se destaca la existencia de una creciente proporción de la población en edades reproductivas que pasa períodos de su vida fuera de uniones conyugales, el aumento de las personas que tienen hijos de diferentes uniones y de las llamadas familias ensambladas. Tomando en consideración la relevancia que revisten estas transformaciones para la dinámica familiar y demográfica, el propósito de este trabajo es estudiar cómo y en qué medida el incremento de las disoluciones conyugales ha afectado la fecundidad y el comportamiento reproductivo. Más específicamente, la principal pregunta de investigación de este estudio busca determinar si el incremento de las separaciones y divorcios produce o no una “perdida” de fecundidad entre las mujeres montevideanas. La fuente de datos utilizada es la Encuesta de Situaciones Familiares, un estudio de carácter retrospectivo realizado en 2008 a 1.229 mujeres residentes en Montevideo y su área metropolitana.

Son varios los hallazgos que cabe mencionar. En primer lugar, se encuentra que el comportamiento reproductivo posdisolución está determinado principalmente por dos factores: la edad a la que se produce la disolución y la formación de una segunda unión. En segundo lugar, se comprueba que la disolución de la primera unión no implica necesariamente una pérdida de fecundidad para las mujeres de Montevideo, dado que la eventual pérdida es compensada con los nacimientos de las segundas uniones (o de orden superior). Así, la trayectoria posterior a la disolución de la primera unión que incluye más de una pareja e hijos de distintas uniones es la que acumula más fecundidad, en comparación con las mujeres que no vuelven a unirse y las que solamente tienen hijos en segundas nupcias. En tercer lugar, se encuentran diferencias relevantes entre cohortes: mientras en las cohortes más antiguas la disolución implicaba una pérdida de la fecundidad, en las generaciones más jóvenes ese efecto desaparece.

Palabras clave: 1. disoluciones conyugales, 2. fecundidad, 3. fecundidad posdisolución, 4. segundas uniones, 5. trayectorias conyugales, 6. Montevideo-Uruguay.

Abstract

Marital divorce and separation have increased substantially in Uruguay since the mid-1980s. This trend has brought an increase in the proportion of women of reproductive age spending larger periods out of wedlock, having children within different unions, and living in stepfamilies. In this paper, I seek to understand the impact of these transformations on family and demographic dynamics, examining how and to what extent the rise in dissolutions has affected fertility levels in Montevideo-Uruguay. In particular, I estimate the overall loss in fertility that is due to the growth of marital instability. I use data from the Encuesta de Situaciones Familiares, a retrospective survey conducted in 2008 to 1,229 women living in Montevideo and its metropolitan area.

The main findings of this study are as follows: First, two main factors drive post-dissolution fertility: 1) age at first union dissolution, and 2) the likelihood of entering a second union. Second, dissolution of the first partnership union does not necessarily translate into women's fertility loss, since births after reunion may compensate. Moreover, women who continue their reproductive life in second and subsequent unions have higher fertility rates after dissolution of the first union than those who never repartner as well as those who do repartner but start having children in second and subsequent unions. Third, there are relevant differences among cohorts: while dissolution implied a loss of fertility among older women, in younger generations that effect tended to disappear.

Key words: 1. Marital dissolution, 2. Fertility, 3. Fertility after dissolution, 4. Second unions, 5. Conjugal trajectories, 6. Montevideo-Uruguay.

Índice

Presentación	1
Abordaje metodológico.....	2
Capítulo I. Discusión teórica y antecedentes.....	3
1. Introducción.....	4
2. Teorías sobre cambio familiar y reproductivo.....	4
3. Nuevos enfoques y evidencias sobre el cambio familiar	6
4. Explicaciones sobre el vínculo entre fecundidad y estabilidad de las parejas.....	10
5. Explicaciones sobre la formación de uniones y fecundidad posdisolución conyugal	13
5.1. Uniones posdisolución	13
5.2. Fecundidad posdisolución	16
6. Antecedentes en Europa y EEUU	18
7. Antecedentes en la región.....	21
8. Antecedentes y evidencias en Uruguay.....	22
8.1. Cambios familiares y nupcialidad en la población uruguaya	22
8.2. Las disoluciones conyugales en Uruguay.....	23
8.3. Algunos rasgos de la fecundidad en Uruguay	25
8.4. Tendencias recientes de las disoluciones y la fecundidad en Uruguay	26
Capítulo II. La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevidéanas	32
Resumen	32
9. Introducción.....	33
10. Antecedentes	33
10.1. Antecedentes empíricos en países desarrollados sobre la relación entre las disoluciones y la fecundidad	35
10.2. Antecedentes empíricos en América Latina sobre la relación entre las disoluciones y la fecundidad.....	37
11. Objetivos e hipótesis.....	38
12. Datos y métodos	39
13. Resultados	45
13.1. Perfil sociodemográfico de las mujeres según su historia conyugal y reproductiva.....	45
13.2. La relación entre la disolución de la primera unión y el número de hijos.....	49
13.3. Los factores asociados con el riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión	52

14.	Discusión.....	58
15.	Apéndice del capítulo II.....	62
Capítulo III. Trayectorias conyugales y reproductivas luego de la disolución de la primera unión 69		
	Resumen	69
16.	Introducción	70
17.	Antecedentes	70
17.1.	La incidencia de los hijos de la primera unión en la conformación de una segunda unión	72
17.2.	La incidencia de la edad a la disolución, la duración de la primera unión y la edad a la segunda unión.....	74
17.3.	La fecundidad en las uniones de segundo orden o superior	75
17.4.	Estudios sobre trayectorias después de la disolución de la primera unión	76
18.	Datos y métodos	77
19.	Objetivos e hipótesis.....	79
20.	Resultados	80
20.1.	Tipos de trayectorias posdisolución y sus características.....	80
20.1.	Fecundidad según tipo de trayectoria.....	87
21.	Discusión.....	88
22.	Apéndice del capítulo III	92
Capítulo IV. La contribución de la historia conyugal a la fecundidad y el efecto de la ruptura en la fecundidad en las mujeres de Montevideo 100		
	Resumen	100
23.	Introducción	101
24.	Antecedentes	101
25.	Objetivos e hipótesis.....	105
26.	Datos y métodos	105
27.	Resultados	113
27.1.	La contribución de la historia conyugal a la fecundidad.....	113
27.2.	El efecto de la ruptura de la primera unión sobre el riesgo de tener un hijo	121
28.	Discusión.....	126
29.	Apéndice del capítulo IV	129
Conclusiones 137		
30.	Referencias bibliográficas.....	142

Índice de gráficos

Gráfico 1. Evolución de indicadores de la vida familiar. Uruguay, 1985-2015	28
Gráfico 2. Evolución del porcentaje de mujeres de 35 a 49 años según situación conyugal. Uruguay urbano, 1986-2015.....	28
Gráfico 3. Evolución del porcentaje de mujeres separadas o divorciadas a los 30, 35, 40 y 45 años. Uruguay urbano, 1986-2015.....	29
Gráfico 4. Evolución de la paridez media final según situación conyugal. Mujeres 45-49 años. Uruguay, 2006-2015	30
Gráfico 5. Paridez media acumulada por grupos de edad quinquenal según situación conyugal. Mujeres, 15 a 49 años. Uruguay urbano, 2006 y 2015.....	30
Gráfico 6. Evolución del porcentaje de niños y adolescentes que viven en hogares reconstituidos o monoparentales. Uruguay 2001-2015	31
Gráfico 7. Proporción acumulada de las mujeres que tuvieron hijos después de la disolución de la primera unión según si tuvieron una segunda unión y según número de hijos en la primera unión. Mujeres 25 a 67 años. Montevideo-Uruguay, 2008.....	49
Gráfico 8. Riesgo estimado de tener un hijo posdisolución de la primera unión según edad a la que se disolvió la primera unión. Modelo logístico de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	55
Gráfico 9. Riesgo estimado de tener un hijo posdisolución de la primera unión según edad a la que se disolvió la primera unión y si hubo segunda unión e hijos de la primera unión. Modelo logístico de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	56
Gráfico 10. <i>Index plot</i> de la secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008.....	81
Gráfico 11. <i>Index plot</i> de la secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión por tipo de secuencia. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo- Uruguay, 2008.....	82
Gráfico 12. Efectos marginales promedio de la probabilidad de conformar un tipo de trayectoria posterior a la disolución de la primera unión. Modelos de regresión multinomial. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	86
Gráfico 13. Probabilidad predicha de la cantidad de hijos por tipo de trayectorias posterior a la disolución la primera unión. Modelo de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	88
Gráfico 14. Peso relativo de cada estado conyugal por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	113
Gráfico 15. Peso relativo de cada estado conyugal a cada edad quinquenal según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	114

Gráfico 16. Contribución de cada historia conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicionales por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	115
Gráfico 17. Contribución de la historia conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicional por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	116
Gráfico 18. Fecundidad acumulada por historia conyugal y edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	117
Gráfico 19. Fecundidad acumulada por historia conyugal y edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	118
Gráfico 20. Distribución porcentual de la contribución de cada historia conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal. Mujeres 15 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008.....	119
Gráfico 21. Distribución porcentual de la contribución de cada historia conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008.....	119
Gráfico 22. Tasa de fecundidad por historia conyugal según cohorte de nacimiento. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	121
Gráfico 23. Tasas de fecundidad estimadas por historia conyugal y nivel educativo seleccionado según cohorte de nacimiento. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	123
Gráfico 24. Número de hijos promedio predicho real y contrafactual según historia conyugal. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	124
Gráfico 25. Número promedio de hijos predichos y contrafactual por historia conyugal según cohorte de nacimiento y niveles educativos seleccionados. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	125

Índice de tablas

Tabla 1. Caracterización sociodemográfica según si han vivido o no episodios de disolución conyugal. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	46
Tabla 2. Caracterización de las trayectorias reproductivas y conyugales de las mujeres según si han vivido o no episodios de disolución conyugal. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	47
Tabla 3. Número promedio de hijos tenidos según historia conyugal y orden de unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	50
Tabla 4. Coeficientes exponenciados sobre la probabilidad del número de hijos acumulados. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	50
Tabla 5. Número promedio de hijos estimados según si tuvo al menos una disolución. Modelo de regresión de Poisson generalizado. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	52
Tabla 6. Coeficientes exponenciados sobre la probabilidad de tener al menos un hijo después de la disolución conyugal. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	53
Tabla 7. Características reproductivas y conyugales de las mujeres que disolvieron su primera unión y tuvieron una segunda unión según si disolvieron la primera unión antes o después de los 30 años. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	57
Tabla 8. Caracterización sociodemográfica de las mujeres según historia conyugal. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 (%)	62
Tabla 9. Descripción de las variables principales de la Encuesta de Situaciones Familiares. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	63
Tabla 10. Test <i>Kolmogorov-Smirnov</i> test de diferencia de distribución de la cantidad de hijos tenidos entre grupos. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	63
Tabla 11. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la edad a la primera unión. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	63
Tabla 12. Prueba de hipótesis de diferencia de medias de la edad media al primer hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	64
Tabla 13. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la edad al primer hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	64
Tabla 14. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la distancia en tiempo entre el primera unión y primer hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	64
Tabla 15. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la distancia en tiempo entre el primer y segundo hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	65

Tabla 16. Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	65
Tabla 17. Prueba de hipótesis de diferencia de medias sobre el número de hijos acumulados. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	65
Tabla 18. Prueba de hipótesis de diferencia de medias sobre el número de hijos acumulados en la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo, 2008	66
Tabla 19. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión por edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	66
Tabla 20. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión según número de hijos de la primera unión y edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	67
Tabla 21. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión según si hubo segunda unión y edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	67
Tabla 22. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión según número de hijos de la primera unión, si hubo segunda unión y edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	68
Tabla 23. Distribución porcentual de las secuencias según estados posdisolución. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008.....	80
Tabla 24. Estadísticos descriptivos de los tipos de trayectoria posterior a la disolución de la primera unión. Mujeres, Montevideo-Uruguay, 2008.....	83
Tabla 25. Distribución porcentual de las mujeres por nivel educativo y cohorte de nacimiento según tipo de trayectoria posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008.....	84
Tabla 26. Promedio del número de hijos por el tipo de trayectoria y en única unión. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	87
Tabla 27. Frecuencia, porcentaje y porcentaje de secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	92
Tabla 28. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias según la presencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	93
Tabla 29. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de la secuencia de estados de la trayectoria tipo A. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	93
Tabla 30. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de la secuencia de estados de la trayectoria tipo B. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	94

Tabla 31. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de la secuencia de estados de la trayectoria tipo C. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	95
Tabla 32. Coeficientes exponenciados de la probabilidad de conformar tipos de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia trayectoria “tipo A”). Modelos de regresión multinomial. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	95
Tabla 33. Promedio efectos marginales de cada tipo de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia trayectoria “tipo A”). Modelos de regresión multinomial. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	96
Tabla 34. Coeficientes exponenciados de la probabilidad de conformar cada tipo de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia trayectoria “tipo C”). Modelos de regresión multinomial. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	96
Tabla 35. Coeficientes exponenciados de la probabilidad del número de hijos acumulados. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	97
Tabla 36. Coeficientes exponenciados de la probabilidad del número de hijos acumulados. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008	98
Tabla 37. Probabilidades predichas estimadas del número de hijos por tipo de trayectoria posdisolución de la primera unión. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	99
Tabla 38. Descendencia final, contribución a la DF y peso relativo en la DP por historia conyugal. Mujeres, Montevideo-Uruguay, 2008.....	120
Tabla 39. Distribución absoluta y relativa de la muestra (sin ponderar) según historia reproductiva. Montevideo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	129
Tabla 40. Categorías incluidas en cada uno de los niveles educativos relativos según cohorte de nacimiento	129
Tabla 41. Distribución absoluta de la muestra según cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	129
Tabla 42. Distribución relativa de la muestra según cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	130
Tabla 43. Proporción de cada estado conyugal a cada edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	130
Tabla 44. Proporción de cada estado conyugal a cada edad quinquenal según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	130
Tabla 45. Tasas específicas de fecundidad condicionales por edad quinquenal y situación conyugal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	131

Tabla 46. Tasas específicas de fecundidad condicionales por edad quinquenal y situación conyugal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ..	131
Tabla 47. Contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	132
Tabla 48. Contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	132
Tabla 49. Tasas específicas de fecundidad no condicional por edad quinquenal y situación conyugal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	133
Tabla 50. Tasas específicas de fecundidad no condicional acumuladas por edad quinquenal y situación conyugal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	133
Tabla 51. Fecundidad acumulada por edad quinquenal y situación conyugal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	134
Tabla 52. Fecundidad acumulada por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008	134
Tabla 53. Contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicionales acumuladas por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	134
Tabla 54. Contribución de cada situación conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicionales acumuladas por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	135
Tabla 55. Distribución porcentual de la contribución de cada estado conyugal a las tasas de fecundidad condicional acumulada por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008	135
Tabla 56. Distribución porcentual de la contribución de cada estado conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008	135
Tabla 57. Coeficientes exponenciados de los modelos de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008.....	136

Presentación

El propósito general del presente trabajo consiste en determinar cómo y en qué medida el incremento de las disoluciones conyugales en las últimas décadas en Uruguay ha afectado la fecundidad y el comportamiento reproductivo de las mujeres montevideanas.

La tesis está compuesta por cuatro capítulos. El primero presenta una discusión teórica sobre los cambios en las pautas de nupcialidad ocurridos desde la década de 1960 en las sociedades occidentales, y una revisión de los principales antecedentes de investigación demográfica sobre la relación entre las disoluciones conyugales y la fecundidad. En este capítulo se plantean de forma sistematizada y articulada entre sí, los enfoques teóricos utilizados en las siguientes secciones, con la intención de enfatizar los lineamientos teóricos que dan coherencia global al trabajo. Los capítulos dos, tres y cuatro presentan y discuten los resultados de la investigación, a la luz de los enfoques teóricos correspondientes. Cada uno de ellos se organiza en tono a un objetivo específico que busca responder parcialmente a la pregunta general de investigación, y cuenta con un abordaje metodológico particular. El capítulo dos tiene por objetivo estudiar la relación entre la disolución de la primera unión y la fecundidad que acumulan las mujeres, así como los principales factores asociados al riesgo de tener al menos un hijo luego de la disolución de la primera unión. El tercer capítulo analiza los eventos de la vida reproductiva y conyugal que conforman las trayectorias de las mujeres montevideanas luego de la disolución de la primera unión, buscando identificar qué trayectoria acumula mayor fecundidad y cuáles son los factores asociados con cada una. El cuarto capítulo dimensiona el efecto de la ruptura de la primera unión sobre el riesgo de tener un nuevo hijo o hija, en función de la cohorte de nacimiento y el nivel educativo alcanzado; se examina también la contribución de la historia conyugal a la fecundidad en cada edad. Por último, las conclusiones buscan sintetizar y discutir los principales hallazgos obtenidos en cada capítulo con relación a la pregunta general de investigación.¹

¹ Dos versiones adaptadas de los capítulos (el dos y el tres) fueron publicados en dos revistas arbitradas. En 2017 fue publicado la versión del capítulo dos en la Revista Latinoamericana de Población (Número 21, p. 71-94, dic. 2017) bajo el título “La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevideanas”. El segundo artículo se corresponde al capítulo tres y fue publicado en la revista Notas de Población (Número 107, año XLV, p. 131-164, dic. 2018) con el título “Trayectorias conyugales y reproductivas después de disolverse la primera unión: un estudio sobre las mujeres de Montevideo”. El cuarto capítulo fue realizado en coautoría con Benoît Laplante y se estima que será publicado en 2019.

Abordaje metodológico

El abordaje metodológico de este trabajo es de carácter cuantitativo, basado en el enfoque biográfico. A partir de datos agregados sobre la historia reproductiva y conyugal de mujeres montevidéanas entre 25 y 67 años en 2008 se busca comprender la influencia de las separaciones y divorcios en su fecundidad.

La fuente de datos utilizada fue la Encuesta sobre Situaciones Familiares y Desempeños Sociales en Montevideo y su Área Metropolitana (ESF), 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. Esta encuesta estuvo conformada por dos olas. La primera ola se realizó en 2001 y recolectó información retrospectiva sobre las biografías conyugales, reproductivas y laborales de 1.806 mujeres de entre 25 y 54 años residentes en Montevideo y su área metropolitana. Asimismo, también recolectó información sobre los hijos y el hogar de dichas mujeres, así como sobre sus actitudes y valoraciones respecto a la vida familiar. En la segunda ola, realizada entre 2007 y 2008, se encuestó al 46% de las mujeres que habían respondido en la primera ola (828 mujeres). Para asegurar la representatividad en el corte transversal y rejuvenecer la muestra del estudio longitudinal original, se agregaron encuestas a 401 mujeres más de entre 25 y 67 años residentes en Montevideo y el área metropolitana. Se logró una muestra de 1.229 casos, con una distribución por edad y nivel educativo de las mujeres muy similar a la de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) de 2008. Adicionalmente, se utilizaron datos de las ECH entre 1986 y 2015 provenientes de la armonización realizada por el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República.

Capítulo I. Discusión teórica y antecedentes

1. Introducción

El incremento de las disoluciones conyugales supone cambios importantes en la vida de las personas y las familias: eventual búsqueda de una nueva pareja, una redefinición del vínculo con el ex cónyuge, con otros familiares y amigos, etc. (Pasteeles y Mortelmans 2015). También contribuye al aumento de personas que eventualmente vuelven a formar una unión y a tener hijos o más hijos. Asimismo, favorece al aumento de personas que eventualmente vuelven a formar una unión y a tener hijos o más hijos, de hecho, una de las características de la Segunda Transición Demográfica (STD) es el desarrollo de patrones conyugales que consisten en una serie de parejas duraderas a lo largo del curso de vida -con o sin hijos- separadas por episodios de soltería (Toulemon y Knudsen 2006; Sobotka y Toulemon 2008). Como consecuencia, los arreglos familiares en los que crecen los niños son, además de más inestables, más diversos. (Sweeney 2010; van Eeden-Moorefield y Pasley 2013; Cherlin 2016; Hofferth y Goldscheider 2016). Así, el estudio de la vida posdisolución conyugal permite entrar en el núcleo de la complejidad de las familias del siglo XXI (Cherlin 1978, 2016; Sweeney 2010; van Eeden-Moorefield y Pasley 2013; Hofferth y Goldscheider 2016).

El objetivo de esta investigación es estudiar el comportamiento reproductivo y conyugal de las mujeres de Montevideo tras la disolución de la primera unión, con el fin de aportar evidencia sobre entender cómo y en qué medida el aumento de las rupturas por divorcio o separación afectan las pautas de reproducción. Busca también contribuir a visibilizar las transformaciones de los contextos conyugales en los que nacen las nuevas generaciones y evaluar si las disoluciones implican una pérdida de fecundidad.²

2. Teorías sobre cambio familiar y reproductivo

Esping-Andersen y Billari (2015) sostienen que existen dos grandes vertientes teóricas que buscan explicar el aumento del divorcio y las separaciones, el incremento de la cohabitación y el descenso de la fecundidad (Creighton et al. 2013; Esping-Andersen y Billari 2015). Por un lado, las explicaciones de corte culturalista, que relacionan las transformaciones con cambios generales en la población a nivel valorativo (van de Kaa

² Tiempo “perdido” o fecundidad “perdida” es una expresión que resume la idea de tiempo en el que se reduce la exposición a la fecundidad producto de no estar en una unión conyugal, tal como plantea tradicionalmente Bongaarts (1987) y Davis y Blake (1956).

1987; Lesthaeghe 1991; Giddens 1997; Beck y Beck-Gernsheim 1998; Lesthaeghe y Surkyn 2008), y por otro, las explicaciones de corte materialista, que plantean que las condiciones económicas son las que han determinado las transformaciones en los patrones de unión conyugal (Becker 1981; Oppenheimer 1988).

La primera perspectiva se basa en dos propuestas explicativas: el proceso de individualización social y la STD. Dirk van de Kaa (1987) describe la STD como el aumento inusitado de las disoluciones conyugales, la cohabitación, los nacimientos por fuera del matrimonio y el descenso de la fecundidad, producto de un cambio de valores respecto a la familia y los hijos (van de Kaa 1987). Los mecanismos demográficos regulatorios han sido reemplazados por el principio de la libertad de elección y la definición individual de la calidad de las relaciones interpersonales (Lesthaeghe 1991). Los determinantes de la STD provienen de cambios sociales en las sociedades postindustriales; la secularización e individualización son los nuevos valores que direccionan los patrones de comportamiento demográfico. La STD sintetiza un cambio en los valores que permite el paso del matrimonio a la cohabitación, de tener una sola pareja duradera a varias uniones, y de una familia uniforme a la diversificación de hogares y familias (van de Kaa 1987).

El proceso de individuación es también clave para entender el marco en que están insertas las relaciones conyugales y los procesos de cambio valorativo. Las posibilidades de decisión y elección aumentan y las biografías se tornan más abiertas a la autoconstrucción, en un contexto en el que los proyectos individuales adquieren más importancia (Beck y Beck-Gernsheim 1998). Los individuos están más centrados en sus propias necesidades y eligen relaciones familiares que satisfagan sus propias necesidades (Giddens 1997; Beck y Beck-Gernsheim 1998; Surkyn y Lesthaeghe 2004). Bajo los cambios en los patrones de formación de la familia subyace un proceso creciente de centralidad del logro de metas individuales (Lesthaeghe y Moors 1994). Las relaciones de pareja y entre padres e hijos, se han movido de un marco normativo controlado e institucionalizado hacia otro basado en el mutuo consentimiento y de satisfacción individual (Giddens 1997). Las personas que deciden romper con sus vínculos conyugales serían portadoras de valores no conformistas con las relaciones familiares tradicionales y orientados a tomar decisiones vinculadas con la satisfacción personal.

Dentro del enfoque materialista-economicista se distinguen tres teorías que buscan explicar los cambios en la formación de las familias: la teoría del intercambio (Becker 1981), los modelos de búsqueda marital (Oppenheimer 1988) y la teoría de la hipótesis relativa del ingreso (Easterlin 1978). La primera parte de la idea de que el matrimonio ha sido históricamente un intercambio de complementariedades entre varones y mujeres y que éste ha sido su principal beneficio (Becker 1981). El matrimonio es más ventajoso cuantos más atributos haya para intercambiar entre los cónyuges. El incremento de los niveles educativos y de la participación femenina en el mercado laboral conduce a la disminución su especialización en la esfera doméstica y al aumento su independencia económica, reduciendo de esta manera el atractivo del matrimonio. El aumento del status educativo de las mujeres explicaría, en parte, la postergación del inicio de la vida conyugal y la pérdida de importancia del matrimonio, debido a la incompatibilidad entre las actividades domésticas y extra domésticas y la falta de intercambio entre varones y mujeres (Becker 1981). La otra teoría es la de los modelos de búsqueda marital propuesta inicialmente por Oppenheimer (1988). Ésta, establece que las tendencias de formación familiar están directamente vinculadas con la incertidumbre del futuro económico del potencial cónyuge. Oppenheimer (1988) argumenta que la conformación de una unión puede ser un proceso cargado de mayores oportunidades sobre qué tipo de pareja elegir y por tal motivo la elección de una pareja puede tomar más tiempo. El resultado de este proceso es o bien un período más largo de búsqueda de cónyuge (retraso del calendario) o bien el inicio de la vida conyugal a través de la cohabitación como un acuerdo provisorio (Oppenheimer 1988, 1997). La última teoría, la hipótesis relativa del ingreso, plantea que las parejas atrasan la unión hasta llegar al nivel económico que quieren alcanzar. Este nivel es establecido por la propia pareja y viene dado por el nivel económico de su estatus social de origen. (Easterlin 1978).

3. Nuevos enfoques y evidencias sobre el cambio familiar

El incremento de divorcios y separaciones ha sido la antesala para el aumento de las segundas uniones,³ de los hijos de varias uniones y de las hogares reconstituidos (Spijker,

³ A efectos de facilitar la lectura, se utiliza la expresión “segundas uniones” para hacer alusión a todas las uniones posteriores a la primera. De otro modo sería necesario hablar de segundas o ulteriores uniones de manera repetitiva.

Simó, y Solsona 2012a; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Creighton et al. 2013).⁴ Uno de los rasgos más recientes de la STD es la expansión de patrones conyugales que consisten en un conjunto de parejas duraderas a lo largo del curso de vida -con o sin hijos- separadas por episodios fuera de unión (Toulemon y Knudsen 2006; Sobotka y Toulemon 2008). No obstante, hay trabajos recientes que cuestionan si estos fenómenos pueden ser explicados por las tendencias postuladas en la STD y plantean que los cambios en los niveles de fecundidad, en las relaciones de pareja y familiares son producto fundamentalmente de la revolución de género (Esping-Andersen y Billari 2015; Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015).

Tanto la teoría económica sobre la familia como la de la STD confluyen en que la vida familiar contemporánea supone “menos familia”: menos matrimonios, menos hijos y más disoluciones (Esping-Andersen y Billari 2015). Esping-Andersen & Billari (2015) sostienen que existen tres elementos empíricos que llevan a cuestionar este supuesto. 1) Se ha evidenciado que el bajo nivel de la fecundidad y el alto nivel de disoluciones conyugales no alteran las preferencias familiares de las personas hacia la estabilidad conyugal y el número de hijos deseados (que sigue siendo dos). 2) Las tendencias recientes del nivel de fecundidad tienen una relación positiva con el nivel de desarrollo, ingreso y empleo de las mujeres. 3) La fecundidad que acumulan las mujeres adquiere forma de U cuando se analizan los niveles de fecundidad, educación y equidad de género (Esping-Andersen y Billari 2015).⁵ Asimismo, establecen que entre las mujeres más educadas la inestabilidad conyugal tiende a incrementarse, mostrando más flexibilidad hacia patrones de unión no convencionales (Esping-Andersen y Billari 2015). Estos tres elementos sostienen el argumento que la era de “menos familia” fue algo transitorio y que es necesario un marco conceptual que se ajuste a los cambios señalados. El marco explicativo que mejor parece ajustarse desde su punto de vista, es el cambio de los roles y las relaciones entre varones y mujeres, en el que la equidad de género impulsa “más

⁴ Los hogares ensamblados o reconstituidos están definidos por la unión de dos personas en la que al menos uno de los cónyuges tiene hijo(s) de una unión previa (Cherlin 1978; Ganong, Coleman, y Hans 2006; Sweeney 2010) (ver en el glosario, página XIII).

⁵ La curva en forma de U planteada por Esping-Andersen & Billari (2015) establece tres puntos explicativos. Un punto inicial A en el que el régimen de familia dominante es el de *breadwinner* para los varones y de encargadas de las tareas domésticas y de cuidado para las mujeres y el nivel de fecundidad y de estabilidad conyugal son altos. Un punto B, en la parte baja de la curva, que representa altos niveles de inestabilidad conyugal y bajos niveles de fecundidad, producto de la incorporación de las mujeres al mercado laboral e incremento de su nivel educativo. El punto C, el final, representa el avance hacia la equidad de género, alcanzando el estatus de norma socialmente aceptada y un nivel de fecundidad más alto (Esping-Andersen y Billari 2015).

familia”, es decir menos separaciones y más fecundidad (Esping-Andersen y Billari 2015).

Por su parte, McDonald (2000, 2013) acuerda con que los bajos niveles de fecundidad de los países desarrollados son resultado de la inconsistencia entre los niveles de equidad de género en instituciones sociales y en las familias (McDonald 2000, 2013). La inconsistencia surge porque las instituciones orientadas individualmente, como la educación y el empleo abren nuevas oportunidades para las mujeres. Pero si esas nuevas oportunidades no son apoyadas por acciones institucionales orientadas a la equidad de género dentro del hogar, entonces, las mujeres tienden a reducir el número de hijos para poder conciliar el mundo público y doméstico (McDonald 2000, 2013).

En línea con estos planteos, Goldscheider, Bernhardt, & Lappegård (2015) sostienen que existe evidencia de que algunas de las tendencias descritas en la STD se han debilitado, inclusive revertido, a causa de las transformaciones en las relaciones de género en la esfera pública y privada. Los cambios refieren principalmente a la formación y la disolución de las uniones, a los tipos de unión que se conforman y a los contextos de crianza de los niños (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015). Plantean que ha habido una desvinculación de la vida familiar del matrimonio. Un número cada vez más importante de personas interrumpen, demoran o evitan los lazos de pareja tradicionales, ya sea entablando relaciones de cohabitación, arreglos de unión no corresidentes o viviendo fuera de una unión. Así, la maternidad y la crianza de los hijos se han ido separando cada vez más del matrimonio, lo que conlleva a un gran aumento en el número de niños nacidos viven en uniones libres o con madres sin pareja (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015). En relación con la fecundidad, establecen que en las poblaciones en las que las relaciones de género son más equitativas, el conflicto del mundo laboral y doméstico se ha reducido y hay un mayor involucramiento de los varones en las tareas domésticas, que lleva a que los niveles de fecundidad hayan aumentado. Desde su perspectiva, el marco teórico que explica estos procesos es la “*Second shift of*

gender revolution”,^{6 7} que implica cambios estructurales de la vida en pareja y familiar y un incremento de la participación de los varones en la esfera privada (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015). Una de las críticas a la STD es la poca importancia que le otorga a los cambios en las relaciones de pareja, a la paternidad y la mirada masculina al curso de vida familiar. Su abordaje considera que muchas de las consecuencias de la STD serán provisorias, y por tanto los bajos y ultra bajos niveles de fecundidad y altos niveles de disoluciones conyugales se estabilizarán con el progreso de la “segunda revolución de género” (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015). Crecientemente, los estudios sobre países nórdicos constatan que las uniones se tornan más duraderas a medida que la revolución de género se instaure (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015).

Con una visión más cautelosa, Cherlin (2016) plantea que es algo apresurado establecer que ya estamos en una nueva era de equidad de género. Sostiene que la emergencia de un equilibrio igualitario de género en las relaciones de pareja es más común en los sectores privilegiados y universitarios de los países occidentales que en los sectores menos favorecidos y menos educados (Cherlin 2016). Además, considera que es necesario tomar en consideración las diferencias en los regímenes de bienestar de los distintos países. Tanto Esping Andersen y Billari (2015) como Goldscheider, Bernhardt, & Lappegård (2015) toman al Estado de bienestar nórdico como modelo institucional de equidad de género y no todos los regímenes de bienestar irán en esa dirección.⁸ Cherlin (2016) considera que alcanzar niveles más equitativos en términos de género no es condición *sine qua non* para alcanzar más fecundidad y más estabilidad conyugal.

⁶ La primera mitad de la revolución de género supuso la entrada y el incremento sostenido de las mujeres en la esfera pública a través del mercado laboral (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015).

⁷ La “*Second half of gender revolution*” o “*Second shift of gender revolution*” (en español, segunda revolución de género) refiere al momento en que tanto la esfera pública del mercado laboral como la esfera privada del hogar han sido alteradas por una relación más igualitaria entre varones y mujeres, junto con un mayor compromiso entre sí y un mayor compromiso de los varones con sus hijos. Establecen que es una revolución tan profunda como el aumento de la participación de la fuerza laboral femenina en el último medio siglo. Así, se constituyen las dos mitades de la moderna revolución de género. Una revolución que no solo se trata de fortalecer las economías de los países, ya que las mujeres unen sus habilidades y energías con las de los varones en el mercado, sino que también fortalecen a las familias, ya que los varones asumen cada vez más funciones importantes en el hogar, como padres activos en la crianza de los niños y las tareas domésticas (Goldscheider, Bernhardt, y Lappegård 2015).

⁸ El Estado de bienestar nórdico supone un conjunto de políticas orientadas a la equidad de género, basado en sistema universal de cuidado infantiles de alta calidad y de tiempo completo, una serie de regulaciones estatales en el mercado laboral para la maternidad y paternidad, y una brecha salarial de género reducida, entre otras medidas.

4. Explicaciones sobre el vínculo entre fecundidad y estabilidad de las parejas

La nupcialidad ha sido conceptualizada desde la Demografía como uno de los determinantes próximos de la fecundidad (Bongaarts, 1987; Davis & Blake, 1956). El porcentaje de mujeres casadas era interpretado como un indicador de la exposición al riesgo de procrear, dado que la mayoría de la población procesaba la reproducción en un marco de relaciones conyugales estables y legalizadas. Las separaciones, por ende, eran consideradas como un factor que disminuía el riesgo de exposición a la reproducción. El incremento de la inestabilidad conyugal estaba inexorablemente asociado a un descenso de la fecundidad (Leone 2002; Leone y Hinde 2007). A esto se suma que las relaciones conyugales estables eran vistas como el contexto óptimo para tener y criar hijos (Thomson et al., 2012; Leone y Hinde, 2007; Leone, 2002).

En las últimas décadas, los patrones de unión y disolución conyugal han cambiado significativamente y se ha producido una caída generalizada del nivel de la fecundidad en la mayoría de los países occidentales. La consideración conjunta de ambos fenómenos (aumento de las disoluciones y caída de la fecundidad) conduce a preguntarse cómo impacta el primero sobre el segundo.

El incremento de las rupturas conyugales resulta en un aumento de las personas fuera de una unión, con distintas edades y con diferentes desempeños reproductivos. Cuando estos grupos poblacionales se vuelven más numerosos y cuando las disoluciones suceden a edades progresivamente más tempranas, las posibilidades de conformar una nueva relación aumentan, pudiendo 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 uniones, etc.). Este contexto hace factible que las disoluciones conyugales repercutan en el comportamiento reproductivo y vuelvan más probable tener hijos con más de una pareja. Este fenómeno es denominado en la literatura demográfica como *Multiple-partner-fertility* (MFP) (Guzzo 2014; Di Nallo 2016). Los cambios en la vida familiar ha llevado a la demografía a investigar, en las últimas décadas, las uniones posdisolución y los hogares reconstituidos, tanto en sus estructuras, procesos y consecuencias sobre los adultos y niños como en la potencial selectividad de las características de los individuos que los experimentan (Sweeney 2010).

Si bien tener hijos y unirse son eventos que suelen estar interrelacionados, no es claro - en este nuevo contexto de altos niveles de disoluciones conyugales- cuál es el efecto de

uno sobre el otro; a lo que se suma que la decisión de tener hijos también incide en la estabilidad de las parejas (Leone y Hinde 2007; Guzzo 2014). Los estudios muestran resultados mixtos respecto a la dirección de la relación entre estas dos variables (Creighton et al. 2013). Existen dos perspectivas contrapuestas: 1) la estabilidad conyugal se correlaciona positivamente con la decisión de tener un hijo, (Thornton 1978; Lillard y Waite 1993; Henz y Thomson 2005), y 2) la decisión de tener un hijo estabiliza y consolida a las parejas (Rijken y Liefbroer 2009; Rijken y Thomson 2011; Creighton et al. 2013). Ambas perspectivas encuentran apoyo empírico cuando se examina su relación con la satisfacción con la vida conyugal (Liefbroer 2005; Rijken y Liefbroer 2009; Rijken y Thomson 2011; Creighton et al. 2013). Se constata que no parece haber una relación lineal entre la inestabilidad de las parejas y la decisión de tener hijos, y que parece existir una forma de U invertida entre los niveles de satisfacción conyugal y el riesgo de tener un hijo (Rijken y Thomson 2011). Altos niveles de satisfacción producen un riesgo relativamente bajo, los niveles medios un riesgo mayor y los niveles bajos un riesgo menor (Rijken y Thomson 2011).⁹ Las investigaciones respecto a la satisfacción con la vida conyugal y el bienestar de los individuos en segunda unión encuentran pocas diferencias con las primeras uniones, aunque la evidencia no es concluyente (van Eeden-Moorefield y Pasley 2013). La estabilidad de las segundas uniones, o de mayor orden, es algo menor que la de las primeras uniones y que la presencia de hijos de la unión previa incrementa la probabilidad de disolución de estas uniones (Bumpass, Sweet, y Castro-Martin 1990a; van Eeden-Moorefield y Pasley 2013). Varios estudios también han corroborado que aún la vida en hogares reconstituidos acarrea mayor conflictividad, debido principalmente a la falta de definiciones claras sobre los roles de los miembros de estos hogares (Coleman, Ganong, y Fine 2000; Ganong, Coleman, y Hans 2006; van Eeden-Moorefield y Pasley 2013).

⁹ Rijken y Liefbroer (2009) dan soporte empírico a esta asociación no lineal entre la satisfacción con la pareja y la probabilidad de tener un hijo. Encuentran que, entre los varones y las mujeres en Holanda, si existe un mal vínculo de pareja se reduce la probabilidad de nacimientos tanto de primer orden como de orden superior, pero también encontraron un efecto negativo en dicha probabilidad entre parejas que declaran una mayor satisfacción con la calidad de la vida conyugal (Rijken y Liefbroer 2009). Vikat, Thomson, y Hoem (1999) también encuentran efectos positivos en la probabilidad de tener un hijo entre las mujeres que declaran niveles medios de satisfacción con la calidad de la pareja. Asimismo, los resultados de tres mediciones del Eurobarómetro entre 1990 y 2000 mostraron que los jóvenes europeos consideran que tener una unión estable es uno de los factores más importantes que influye en las decisiones de tener hijos (Testa 2006; Rijken y Thomson 2011). No obstante, también existe evidencia en el sentido contrario: en las parejas con niveles de satisfacción bajos o moderados, la posibilidad de tener un hijo es considerada un hecho que permitiría incrementar la calidad de la relación en sí (Rijken y Liefbroer 2009; Liefbroer 2005; Rijken y Thomson 2011).

En cuanto a los motivos por los cuales las parejas de segundo orden deciden tener hijos, Thomson et al. (2002) distinguen tres motivaciones principales. 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”, las personas que tienen hijos quieren darle hermanos a sus hijos en la nueva unión; y 3) el “efecto status de ser progenitor”, las personas desean tener al menos un hijo y convertirse en padres y no lo han hecho en la unión previa (Thomson et al. 2002). Estudios han demostrado que es más probable tener un hijo con una nueva pareja (después de la disolución) si esta no tiene hijos de uniones previas (Guzzo 2014; Holland y Thomson 2011). También se ha constatado que en los hogares donde hay hijos de uniones previas de ambos cónyuges, los “costos” de tener un nuevo hijo son más altos que en las parejas o que bien no hay niños o en la que solo uno de los cónyuges tiene hijos (Henz y Thomson 2005; Ganong, Coleman, y Hans 2006). De hecho, se ha corroborado que las parejas en las que uno de los cónyuges no es padre/madre tienen menos chances de tener un hijo juntos que aquellas en las que ambos cónyuges tienen hijos con otras parejas (Thomson et al. 2002; Henz y Thomson 2005).

En suma, la relación entre las disoluciones conyugales y la fecundidad no es unívoca y que las separaciones no necesariamente tienen un efecto depresor en la fecundidad. Se producen dos fuerzas opuestas con el incremento de la inestabilidad conyugal: por un lado, se reducen los períodos de exposición a la fecundidad, pero, por otro lado, 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 & Knudsen, 2006; Leone y Hinde, 2007; Beaujouan y Solaz, 2008; Persson y Tollebrant, 2013; Spijker, Simó y Solsona, 2012). Otros estudios demuestran que el efecto depresor o impulsor también 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, 2008; Beaujouan & Wiles, 2011).

Estos planteamientos están sustentados en la experiencia y comportamiento reproductivo-conyugal de los países desarrollados con niveles de baja y muy baja fecundidad. En Latinoamérica el comportamiento reproductivo de las mujeres está marcado por factores vinculados con la desigualdad social. Esto implica que las decisiones reproductivas difieran según los grupos sociales, en los que varía el grado de racionalización y planificación. Por tanto, es importante considerar con cautela las hipótesis establecidas

en los estudios sobre la fecundidad posdisolución en los países desarrollados para el contexto latinoamericano.

5. Explicaciones sobre la formación de uniones y fecundidad posdisolución conyugal

5.1. Uniones posdisolución

Las segundas uniones o de mayor orden se diferencian conceptualmente de la primera unión por: 1) tener una valoración de la vida conyugal producto de la experiencia de la unión pasada, 2) ser un evento demográfico que sucede con menor frecuencia que la primera unión, y 3) suceder más tarde en el curso de vida, lo que supone más recursos económicos y, potencialmente, historia reproductiva (Sweeney 1997).

Hasta la década del setenta se prestaba poca atención a las segundas uniones y a las familias reconstituidas. Solo cuando las disoluciones se convirtieron en eventos que suplantaron a la viudez comenzaron a generalizarse los estudios al respecto (Cherlin 1978; Coleman, Ganong, y Fine 2000; van Eeden-Moorefield y Pasley 2013). Van Eeden-Moorefield y Pasley (2013) muestran que la perspectiva científica en este campo fue virando desde el estudio de las de las formas familiares no tradicionales en los años 80 hacia un abordaje centrado en las consecuencias y desempeños de los niños que viven en estos arreglos familiares en la década de 2000, y más recientemente hacia un abordaje centrado en los procesos familiares y conyugales (más que en las estructuras) y en la diversidad de arreglos familiares que engloban las familias reconstituidas (van Eeden-Moorefield y Pasley 2013).

En un contexto de altos niveles de rupturas, las segundas uniones deberían considerarse eventos tan importantes como la primera, dado que tienen consecuencias significativas en el curso de vida, en el bienestar de las personas y en las historias reproductivas (Bumpass, Sweet, y Castro-Martin 1990b). Las investigaciones sobre la transición a la formación de uniones pos-separación muestran que la mayoría de las segundas uniones (o de orden mayor) son uniones consensuales y que las mujeres en segundas uniones tienden a compartir más poder intrafamiliar y más involucramiento en las decisiones financieras que en las primeras uniones (Coleman, Ganong, y Fine 2000; Sweeney 2010; van Eeden-Moorefield y Pasley 2013). En cuanto al proceso de satisfacción y conflicto

en la pareja, las investigaciones evidencian que las personas informan menos conflictividad conyugal en las segundas uniones y están más abiertas a expresar su disconformidad que en sus primeras uniones (van Eeden-Moorefield y Pasley 2013).

También se ha evidenciado que las mujeres con hijos tienen menor probabilidad de formar una nueva unión tanto en comparación con las que no tienen hijos como con los varones que sí tienen. Cuanto mayor es el número de hijos de la primera unión menor es la probabilidad de formar una nueva unión (De Graaf y Kalmijn 2003; Goldscheider y Sassler 2006; Sweeney 2010; Beaujouan 2012; Spijker, Simó, y Solsona 2012; Laplante et al. 2015; Gałężewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). No obstante, existe cierta variabilidad de acuerdo a la edad de los hijos y el tipo de arreglo de residencia de los progenitores (Griffith, Koo, y Suchindran 1985; Sweeney 1997; De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2015; Mortelmans y Pasteels 2015). El estatus parental, junto con el arreglo de custodia de los hijos son factores que inciden en la formación de una unión después de la ruptura de la primera unión (Vanassche et al. 2015). Para los varones, convivir con sus hijos aumenta de manera importante la probabilidad de formar una unión con una nueva pareja con hijos de una unión anterior (Goldscheider y Sassler 2006). En cambio, para las mujeres se ha mostrado que tener hijos corresidentes disminuye la probabilidad de formar una nueva unión, aunque se incrementa algo la posibilidad de formarla con varones que ya son padres (Goldscheider y Sassler 2006).

Otros estudios mostraron que los arreglos de residencia compartida incrementan la probabilidad de formar una nueva unión. Las madres que corresiden con hijos a tiempo completo tienen la probabilidad más baja de formar una nueva unión (Beaujouan 2012; Mortelmans y Pasteels 2015; Vanassche et al. 2015). No obstante, las personas que residen con hijos de la primera unión también tienen necesidades financieras y de cuidados que pueden incidir positivamente en la probabilidad de conformar una nueva unión (Sweeney 1997, 2010; Lampard y Peggs 1999; Vanassche et al. 2015). Se ha evidenciado que después de la disolución conyugal las mujeres tienden a empeorar su situación económica, por lo que la conformación de un nuevo hogar podría ser una estrategia para mejorar sus condiciones de bienestar económico (Seltzer 1994; Sweeney 1997; Bartfeld 2000).

La edad a la disolución es una de las variables que más explica la probabilidad de conformar una segunda unión: cuánto mayor es la edad, menor es la chance de entrar en una nueva unión post divorcio. Aunque esto ocurre sin distinción de género, los hombres tienen, en todas las edades, una probabilidad más alta que las mujeres de volver a entrar en pareja después de la separación (Lampard y Peggs 1999; Brown 2000; De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; Spijker, Simó, y Solsona 2012a; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Vanassche et al. 2015; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017).

Como se señaló anteriormente, la presencia de niños en el hogar reduce las chances de entrar en una nueva unión, y generalmente, son las mujeres quienes se quedan con los hijos luego de la separación. Por tanto, la menor probabilidad de las mujeres de formar una unión posruptura está fuertemente afectada por estas dos variables. En suma, los que tienen mayor probabilidad de unirse postdisolución son varones, jóvenes y sin hijos.

Los antecedentes teóricos identifican tres componentes principales que ayudan a entender la variabilidad en la probabilidad de formar una unión luego de la disolución de la primera: necesidad, atractivo y oportunidad (De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015). Por un lado, la formación de una nueva pareja puede derivar de la necesidad de superar las consecuencias negativas de la disolución. Los requerimientos económicos y de cuidado pueden motivar la búsqueda de un nueva pareja, considerando que las mujeres separadas pierden bienestar económico con la ruptura (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Lampard y Peggs 1999; De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015; Pasteels y Mortelmans 2017). Por otro lado, el atractivo de las personas en el llamado mercado matrimonial también influye en la probabilidad de conformar una segunda unión. Atributos como la edad y la presencia de hijos inciden en el nivel de atractivo, principalmente para las mujeres (De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006). Finalmente, en términos de oportunidades, el argumento se centra en las chances de interactuar con potenciales candidatos. Las personas que residen con hijos de la primera unión tiene menores chances de tener una vida social activa que les permita conocer una potencial pareja y por eso tienen una menor probabilidad de conformar una nueva unión (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; De Graaf y Kalmijn 2003a; Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; Vanassche et al. 2015).

Más allá de estos tres argumentos, es importante incorporar a la discusión la voluntad o deseo individual de conformar una segunda unión. Tal como plantea Sweeney (1997), el deseo o voluntad de tener una nueva pareja depende en gran medida de la experiencia de la primera unión. Aún es escasa la literatura demográfica que indague en las preferencias conyugales de las personas separadas y que permita incorporar una perspectiva de análisis en teoría tan relevante como la necesidad, el atractivo y la oportunidad en el mercado conyugal.

Por último, las chances de conformar una nueva unión dependen también de la historia reproductiva. Las mujeres sin hijos podrían tener un mayor deseo de formar una nueva pareja para cumplir con sus expectativas reproductivas y eso puede explicar que tengan una mayor probabilidad tanto de formar una segunda unión como de tener hijos en ella (Beaujouan 2012; Meggiolaro y Ongaro 2008; Spijker, Simó, y Solsona 2012; Vanassche et al. 2015). Mientras que las mujeres que ya son madres pueden haber colmado sus preferencias reproductivas en la primera unión y, en consecuencia, estar menos proclives a reconstruir un contexto conyugal en el cual aumentar su descendencia.

5.2. Fecundidad posdisolución

La investigación reciente de la fecundidad posdisolución se ha orientado hacia los estudios de paternidad/maternidad en hogares ensamblados y hacia el fenómeno conocido como *Multiple-partner-fertility* (MPF) (Di Nallo 2016).¹⁰ Estos conceptos tienen cierto grado de solapamiento, sin embargo no todas las parejas que forman hogares ensamblados tienen hijos en común ni todas las personas que tienen hijos con varias parejas corresiden con sus hijos. Sin embargo, algunas parejas tienen hijos en común y de uniones previas, en estos casos hay superposición de ambos conceptos. (Sweeney 2010; Guzzo 2014).

Los estudios de MPF toman en consideración la relación entre tener hijos y la formación, disolución y formación de nuevas uniones. La MPF es el resultado de un conjunto de comportamientos que suceden secuencialmente: formar una pareja, tener un hijo, separarse, formar una nueva pareja y tener un hijo con esta nueva pareja (Di Nallo 2016; Guzzo y Dorius 2016). Si bien es un nuevo concepto en la investigación demográfica, no describe exactamente un nuevo comportamiento reproductivo, ya en los siglos XVIII y

¹⁰ Para la definición de hogares ensamblados y *Multiple-partner-fertility*, ver en el glosario (página XIII).

XIX sucedía un fenómeno similar pero por viudez (Guzzo 2014). La edad es un factor importante en la MPF, porque las personas más jóvenes tienen mayor tiempo de exposición a pasar de una relación a otra y a tener hijos en las distintas uniones (Manlove et al. 2008; Guzzo y Dorius 2016). La edad al nacimiento del primer hijo es también un factor determinante de la MPF, dado que el inicio temprano de la maternidad/paternidad aumenta el riesgo de tener hijos con distintas parejas (Manlove et al. 2008; Guzzo y Dorius 2016). Por el contrario, aquellos individuos que retrasan la llegada del primer nacimiento tienen mayores chances de tener hijos con una sola pareja (Guzzo y Dorius 2016).

La maternidad/paternidad en estas familias ha recibido creciente atención durante las últimas décadas en los países desarrollados (Sweeney 2010); en particular, los trabajos se han focalizado en cómo la presencia de hijos de las uniones previas afecta la fecundidad de las familias ensambladas.¹¹ Cherlin (1978) plantea que las uniones después de la ruptura de la primera unión y los hogares que se conforman tienen aún una “institucionalidad incompleta”. Esto supone una ausencia de guías y expectativas en los roles familiares de los miembros de estos hogares ante una ampliación de la red de parentesco. Ya no hay solo hijos o padres o solamente relaciones consanguíneas, hay padrastros, madrastras, medios hermanos, hijastros, etc. La aparición de estos roles no tiene la institucionalidad social suficiente para determinar la forma de actuar. La red de parentesco se amplía y complejiza con cierta incertidumbre respecto a los roles, las relaciones y responsabilidades respecto a los niños (Cherlin 1978; McLanahan y Beck 2010; Fomby 2016). El estatus social de estos hogares y de sus miembros es todavía ambiguo (Cherlin 1978; Griffith, Koo, y Suchindran 1985; Sweeney 2010). La etiqueta de padrastro o madrastra implica una variabilidad de situaciones y responsabilidades propias de la ambigüedad que genera la débil institucionalización de este tipo de hogares. La falta de claridad en las normas, las expectativas y el comportamiento de los miembros de estos hogares agrega complejidad al proceso de formación de estos hogares (Cherlin 1978; Griffith, Koo, y Suchindran 1985; Sweeney 2010). Cherlin (1978) explica que el soporte de los roles, expectativas y normas en los hogares reconstituidos están basados en los que sostienen a la primera unión, lo cual es una guía poco adecuada para las relaciones al interior de estos hogares. El nacimiento de hijos dentro de estas nuevas

¹¹ A lo largo del trabajo se utilizan como sinónimos hogares ensamblados, hogares reconstituidos, familias ensambladas y familias reconstituidas.

uniones agrega complejidad a la estructura familiar y nuevas relaciones entre los miembros (Cherlin 1978; Griffith, Koo, y Suchindran 1985; Sweeney 2010). Siguiendo esta línea, Fomby (2016) plantea que las mujeres que tienen hijos con varias parejas también experimentan la ausencia de normas claras, lo que hace que la maternidad sea un proceso más incierto para aquellas mujeres que tienen varios hijos con una sola pareja. Si bien este tipo de hogar es cada vez más frecuente, las expectativas y normas sociales respecto a los roles de los miembros en los hogares reconstituidos son muy incipientes (Fomby 2016).

6. Antecedentes en Europa y EEUU

Durante algún tiempo, en los países europeos, el incremento de las tasas de divorcio ha sido considerado como uno de los factores que desencadenan el descenso de la fecundidad. Esto se argumentaba principalmente por la correlación negativa que se observaba entre ambas tasas entre las décadas de 1960 y 1980 (van Bavel, MiekeJansen y Belinda Wijckmans, 2012). A partir de la de los años noventa se ha encontrado una correlación positiva entre el divorcio y la fecundidad en los países europeos con altos niveles de equidad de género en empleo e ingresos (van Bavel, MiekeJansen y Belinda Wijckmans, 2012). No obstante, no es contundente la evidencia de tal correlación a nivel individual.

Los estudios que examinan la relación entre las disoluciones conyugales, la conformación de nuevas uniones y la fecundidad han sido desarrollados principalmente en Europa y se han centrado fundamentalmente en los determinantes de la intensidad y calendario de la fecundidad de las segundas uniones (Buber y Prskawetz 2000; Jefferies et al. 2000; Thomson y Li 2002; De Graaf y Kalmijn 2003a; Prskawetz et al. 2003; Vikat, Thomson, y Prskawetz 2004; Thomson 2004; Beaujouan y Solaz 2007; Leone y Hinde 2007; Beaujouan y Wiles 2011; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Manlove et al. 2012; Thomson y Holland 2015; Vanassche et al. 2015; Di Nallo 2016). Una preocupación común de estos estudios es comprobar si los hijos de una nueva pareja compensan la fecundidad “perdida” durante los períodos de separación. Estudios recientes en Europa y Estados Unidos han mostrado que una proporción creciente de padres de las cohortes más jóvenes tiene hijos con varias parejas, por lo que la hipótesis de la recuperación de la fecundidad “perdida” podría estar demostrándose (Di Nallo, 2016).

El aumento de las separaciones en la década del sesenta en los países desarrollados suscitó una serie de estudios sobre su efecto en la fecundidad, cuyo objetivo fue evidenciar la asociación negativa de las disoluciones con la fecundidad (Lauriat 1969; Cohen y Sweet 1974; Ebanks, George, y Nobbe 1974; Thornton 1978; Downing y Yaukey 1979). Lauriat (1969), por ejemplo, demuestra el efecto negativo en el total de la fecundidad a partir de datos censales de Estados Unidos, principalmente para las mujeres que no se volvieron a unir y para las viudas. Las mujeres que se volvieron a unir solamente recuperan el 79% de la fecundidad de las mujeres que se mantuvieron en la primera unión. No obstante, plantea que el efecto varía según raza, edad, edad a la primera unión y tiempo transcurrido desde la separación de la primera unión (Lauriat 1969). Thornton (1978) compara la fecundidad entre las mujeres estadounidenses que rompieron la primera unión y las que no en 1965-75 y establece que tanto los conflictos maritales como las disoluciones conyugales afectan el comportamiento reproductivo. Muestra que las mujeres que se separan “pierden” fecundidad en los años inmediatos a la separación y la reducción se mantiene o bien hasta que terminan su período fértil o hasta que forman una nueva unión (Thornton 1978). Pero, cuando las mujeres entran en una nueva unión posdisolución pueden alcanzar niveles de fecundidad más altos (Thornton 1978). Cohen & Sweet (1974) estudian el efecto de las disoluciones conyugales y de las segundas uniones en la fecundidad para las mujeres en EEUU de 25 a 54 años en 1965. Encontraron que la fecundidad que acumulan las mujeres que disolvieron su primera unión o enviudaron es 0,6 hijos menos que la de aquellas que conservaron la primera unión. No obstante, si se contrala por tiempo de exposición dentro de una unión, las diferencias solamente alcanzan 0,1 hijo (Cohen y Sweet 1974).

A partir de mediados de los 2000, surge una nueva serie de estudios sobre la relación entre las rupturas conyugales y la fecundidad que demuestran que no parece haber una relación unívoca. Las evidencias no son concluyentes ni respecto al signo del vínculo ni sobre la causalidad entre los fenómenos. La preocupación común de estos estudios es demostrar si los hijos de las uniones posdisolución de la primera unión compensan o recuperan la fecundidad “perdida” producto del tiempo fuera de una unión (Thomson et al. 2009; Rijken y Thomson 2011; Creighton et al. 2013). Algunos estudios, también en países desarrollados, han encontrado que las disoluciones conyugales hacen caer el nivel de fecundidad que las mujeres acumulan. Por ejemplo, para Italia, se demuestra que las mujeres que disuelven la primera unión tienen un 27% menos de fecundidad

acumulada que las que mantienen su primera unión o que las que tienen una relación de larga duración en las edades reproductivas (Coppola y Di Cesare 2008; Meggiolaro y Ongaro 2010).

En un punto intermedio, se encuentran las investigaciones que muestran que las disoluciones no tienen una incidencia destacable en el nivel de fecundidad y que la fecundidad de las uniones posdisolución presenta niveles similares a la de las mujeres que tienen una sola unión (Beaujouan y Solaz 2007; Spijker, Simó, y Solsona 2012a). El estudio de Spijker, Simó y Solsona (2012), que compara diez países europeos, identifica que las mujeres que forman segundas o terceras uniones presentan una intensidad y calendario de su fecundidad similar a aquellas que no han disuelto el vínculo conyugal. Esto se debe a la disminución del espaciamiento entre hijos, ya que las mujeres buscarían compensar el “tiempo perdido” por la separación. Otro grupo de estudios muestra que el efecto depresor o impulsor de la fecundidad depende de las edades en que se producen los eventos de la historia conyugal y reproductiva (Jansen, Wijckmans, y van Bavel 2008; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012).

En el otro extremo, se encuentran estudios que plantean que la complejización de la trayectoria conyugal no tiene *per se* un efecto negativo sobre la fecundidad, este varía en función de los patrones de unión, disolución y reproducción de las poblaciones (Beaujouan 2012; Jansen, Wijckmans, y Bavel 2008; Jefferies et al. 2000; Leone y Hinde 2007; Persson y Tollebrant 2013; Thomson et al. 2009). Por ejemplo, las poblaciones con disoluciones tempranas y con fuerte presencia de segundas uniones producen más nacimientos en hogares ensamblados que las poblaciones en las que estos procesos ocurren a edades más tardías (Thomson et al., 2012). Esta conclusión también se expone en el trabajo de Leone y Hinde (2007) sobre las historias conyugales y reproductivas de las mujeres en Brasil, quienes encuentran un efecto positivo del divorcio en la fecundidad en las segundas uniones.

7. Antecedentes en la región

Son muy pocas las investigaciones que aborden tanto el proceso de disolución de las uniones en América Latina como su efecto en la fecundidad (Rosero Bixby 1978; García y Rojas 2002; Cerrutti y Binstock 2009). La falta de información en la región es una de las limitantes para estudiar tanto las tendencias de la nupcialidad y de las disoluciones, como su relación con la fecundidad (Rosero Bixby 1978; García y Rojas 2002; Quilodrán 2008; Cerrutti y Binstock 2009). A pesar de la escasa evidencia reciente para América Latina y el Caribe, en la década del sesenta y setenta surgió una serie de estudios al respecto, mostrando que en algunas poblaciones existe una relación positiva entre disoluciones y fecundidad (Ebanks, George, y Nobbe 1974; Downing y Yaukey 1979; Rosero Bixby 1992).¹²

El antecedente más próximo es un estudio en Brasil que investiga el impacto de las disoluciones conyugales en la fecundidad que acumulan las mujeres, a partir de datos de la *Demographic and Health Surveys* (DHS) (Leone 2002; Leone y Hinde 2007). La investigación muestra que las mujeres brasileñas con más de una unión declaran mayor fecundidad acumulada (Leone 2002; Leone y Hinde 2007). El nivel de fecundidad es más alto para aquellas mujeres con más de una unión en cualquier grupo de edad y se debe a la contribución de los nacimientos en segundas uniones o de mayor orden. A pesar de esto, a nivel macro, Brasil mostró una disminución de la fecundidad durante un período de aumento de la disolución conyugal (Leone 2002).

Otro antecedente importante es la tesis de doctorado de Cabella (2008) quien indaga en la dinámica demográfica de las disoluciones conyugales y de las uniones posdivorcio en Uruguay. El estudio contribuye a un mayor entendimiento de la nueva inestabilidad conyugal y la subsiguiente complejidad de las biografías conyugales. Sus resultados permitieron identificar a la generación nacida en la década del sesenta como la precursora de un nuevo régimen de nupcialidad, cuya persistencia sugiere que se trata de un fenómeno consolidado, que impregna a todos los sectores sociales.

¹² Es importante notar que este conjunto de estudios de la década de sesenta y setenta se inscriben en un contexto de alta fecundidad en la mayoría de los países de América Latina y un nivel intensidad de las disoluciones menor a la que se ha observado a partir de mediados de la década del ochenta.

8. Antecedentes y evidencias en Uruguay

8.1. Cambios familiares y nupcialidad en la población uruguaya

Los estudios demográficos han evidenciado que Uruguay ha cerrado la transición demográfica y se encuentra en una nueva etapa post-transicional, donde el proceso de envejecimiento poblacional, el incremento de la esperanza de vida y el cambio en la estructura por edades han tenido efectos directos en la transformación de la familia uruguaya (Filgueira 1996; Paredes 2003; Cabella 2007, 2008, 2009; Cabella, Fernández Soto, y Prieto 2015). Desde mediados de los años ochenta, la población uruguaya viene experimentando una serie de cambios muy importantes en la vida familiar. En solo dos décadas la imagen de la familia experimentó una transformación sin precedentes y los patrones de formación y disolución de las uniones en Uruguay se volvieron más flexibles y menos estables en el tiempo (Filgueira 1996; Cabella 2007, 2008, 2009). Varios estudios han identificado tres grandes áreas de cambio: el calendario conyugal, el tipo de unión y la intensidad de las disoluciones conyugales (Filgueira 1996; Cabella 1998, 2009; Paredes 2003; Fernández Soto 2010; Cabella y Fernández Soto 2017). El aumento explosivo de las uniones libres en detrimento del matrimonio y el incremento sostenido de los divorcios y separaciones son las transformaciones de mayor magnitud. Los cambios han sido constatados en todos los sectores socioeconómicos pero con mayor intensidad en las generaciones más jóvenes (Cabella 1998, 2009; Cabella y Fernández Soto 2017; Fernández Soto 2010). En menor medida se ha detectado cierto retraso en la edad de entrada a la primera unión, pero con variabilidad entre sectores socioeconómicos ((Fernández Soto 2010)). El sentido y la magnitud de los cambios en los indicadores demográficos de la vida familiar pone de manifiesto que la población uruguaya atraviesa la Segunda Transición Demográfica (Paredes 2003; Cabella 2007, 2009). Estas transformaciones también han sido constatadas en el resto de los países del Cono Sur (Binstock y Cabella 2011; Binstock et al. 2016). La expansión de la cohabitación como modo de entrada a la vida conyugal en todos los sectores educativos y las divergencias sociales en el calendario de entrada a la primera unión es factor común a Chile, Argentina y Uruguay desde la década del ochenta de 1980 (Binstock y Cabella 2011; Binstock et al. 2016).

Otra de las principales transformaciones es la creciente proporción de nacimientos extramatrimoniales, producto fundamentalmente del aumento sostenido de las uniones

libres. De hecho, en Uruguay la mayoría de los nacimientos ocurren fuera del matrimonio. En el año 2015 se estimó que aproximadamente el 76% de los nacimientos fueron extramatrimoniales.¹³ Aunque este es un fenómeno tradicional de la región latinoamericana, en las últimas décadas tuvo un crecimiento generalizado, transformándose en un contexto de crianza socialmente aceptado (Castro Martin et al., 2011; Laplante et al., 2016), actualmente existe la misma probabilidad de tener un hijo dentro de un matrimonio y que en una unión libre en varios países de la región (Quilodrán 2000; Laplante et al. 2015; Laplante y Fostik 2015). Sin embargo, es importante plantear el carácter precoz de la crecimiento de las uniones libres “no tradicionales” en Uruguay (y Argentina y Chile), en comparación con el resto de los países de la región Para Uruguay se ha demostrado que las uniones libres se han expandido en todos los sectores sociales y que el cambio ha sido liderado por las cohortes más jóvenes (Cabella 2007, 2009; Cabella y Fernández Soto 2017).

8.2. Las disoluciones conyugales en Uruguay

El divorcio se legisló tempranamente en Uruguay, entre 1907-1913, con un marco avanzado y muy precoz en comparación con el resto de los países de América Latina (Cabella 1998; Bucheli y Vigna 2005). La legislación temprana no implicó un aumento de la frecuencia de los divorcios por un período bastante extenso de tiempo, solo se registró un aumento significativo mediados del siglo XX y una intensificación en la década de los ochenta (Cabella 1998; Bucheli y Vigna 2005). Los últimos datos estudiados sobre el divorcio en Uruguay muestran que se han alcanzado niveles similares a los países desarrollados (Cabella 1998).¹⁴

Respecto a los factores asociados a las disoluciones conyugales, la presencia de hijos y la religiosidad de las personas disminuye el riesgo a la disolución conyugal (Bucheli y Vigna 2005; Cabella 2010). También se ha identificado que el riesgo de divorciarse aumenta cuanto más temprana es la formación de la unión, y que crece a medida que la mujer acumula más años de educación. Estas relaciones se intensifican en las generaciones más

¹³ Estimaciones a partir de datos del Certificado de Nacido Vivo, Estadísticas Vitales, Ministerio de Salud.

¹⁴ Las Estadísticas Vitales de divorcios no han sido actualizadas con los registros administrativos desde el año 2002 Por este motivo no se cuenta con información sobre el número de sentencias de divorcios ni datos sobre la duración de las uniones y atributos de las personas divorciadas. Respecto a los matrimonios solamente se cuenta con información sobre el número de uniones efectuadas por año.

jóvenes (Bucheli y Vigna 2005). Otro estudio identifica que las variables relacionadas con el vínculo conyugal son más determinantes de la ruptura que las características sociodemográficas de las personas. Así, el carácter consensual y la presencia de hijos son los determinantes más importantes de la disolución de la primera unión (Cabella 2010). Finalmente, estos trabajos evidencian que aunque la separación es generalizada entre las parejas uruguayas, la probabilidad de disolución de las parejas es mayor entre las parejas no casadas, las mujeres no religiosas y las que ya estaban en el mercado laboral mientras vivían en pareja (Cabella 2010; Bucheli y Vigorito 2017).

En cuanto a las consecuencias de las separaciones en el bienestar de los niños y las mujeres en Uruguay, se ha constatado que en los hogares en los que las madres están a cargo de los hijos, la disolución implica una reducción de ingresos y un incremento de la privación en el acceso a bienes durables y en pobreza de ingresos (Vigorito 2011; Bucheli y Vigorito 2015, 2017). No obstante, esta caída del bienestar de estos hogares se atenúa cuando los padres no corresidentes realizan transferencias, con las transferencias por asignaciones familiares, y con cambios en la composición de los hogares y actitudes comportamentales de las mujeres (Bucheli y Vigorito 2017). Las mujeres con mayor nivel educativo y las que estaban en el mercado laboral cuando vivían en pareja, son las que tienen mayor probabilidad de recibir pensiones alimenticias (Bucheli y Vigorito 2017). En relación al desempeño de los niños, Bucheli y Vigorito (2017) muestran que la separación está asociada con peores rendimientos educativos. Esta asociación también disminuye cuando existen transferencias de padres no corresidentes y los desempeños se asemejan a los niños con padres juntos (Bucheli y Vigorito 2017). Sin embargo, la frecuencia de visitas y de transferencias de padres no corresidentes a sus hijos es relativamente baja en Uruguay, 56% de los hijos no recibe transferencias y el 40% no ve más al padres (Bucheli 2003; Bucheli y Cabella 2009).

Respecto a la vida conyugal posdisolución, Cabella (2008, 2014) ha constatado que la edad a la disolución afecta fuertemente la recomposición de pareja y que la presencia de hijos no es necesariamente un obstáculo para la conformación de una nueva unión (Cabella 2008, 2014). Además, se identifica que las mujeres con mayor educación son las que tienen una mayor probabilidad de formar una nueva unión.

8.3. Algunos rasgos de la fecundidad en Uruguay

La población uruguaya se ha caracterizado históricamente por un comienzo temprano del descenso de la fecundidad en comparación con el resto América Latina (Pellegrino 2010, 2013). La fecundidad ha ido disminuyendo progresivamente durante todo el siglo XX, intensificando su caída en la últimas décadas y alcanzando niveles por debajo del reemplazo poblacional a partir de 2004 (Pellegrino 2010, 2013). En 1996, la Tasa Global de Fecundidad (TGF) se situaba en 2,5 y actualmente alcanza el valor de 1,71 hijos.¹⁵ En el período intercensal (1996-2011) la fecundidad se redujo en todo el territorio y en los distintos estratos socioeconómicos (Varela et al. 2014).

Otro de los rasgos destacados de la fecundidad en Uruguay es la heterogeneidad de su comportamiento al interior de la población, principalmente por estratos sociales (Varela, Pollero, y Fostik 2008; Pellegrino 2010; Nathan 2013, 2015a, 2015b; Varela et al. 2014; Nathan, Pardo, y Cabella 2016). La disminución de la fecundidad coexistió con un aumento de las brechas en la intensidad y calendario entre sectores sociales. Existen señales claras de un incremento en la polarización del comportamiento reproductivo en las cohortes más jóvenes (Varela, Fostik, y Fernández Soto 2012; Nathan 2013, 2015b; Fostik 2014; Nathan, Pardo, y Cabella 2016). El descenso de la fecundidad también convivió con otro fenómeno demográfico propio de un contexto de polarización social: la persistencia de altas tasas de la fecundidad adolescente. La fecundidad adolescente tuvo un incremento sostenido durante la década de 1990 y, aunque ha descendido lentamente, se mantiene en niveles altos en comparación con las poblaciones de otras regiones del mundo (Varela, Pollero, y Fostik 2008; Varela et al. 2014). La tasa específica de fecundidad entre los 15 y 19 años se ubicó entre 51% en el año 2016.¹⁶

Las investigaciones sobre los determinantes de la fecundidad en Uruguay señalan que el descenso de la fecundidad en la población uruguaya estuvo principalmente impulsado por las mujeres con mayores logros educativos (Amarante y Perazzo 2009, 2011). La caída del número de niños en los hogares entre 1996 y 2006 ha sido más intensa en los quintiles superiores y en los hogares con jefes y cónyuges con mayor nivel educativo (Amarante y Perazzo 2009, 2011).

¹⁵ Datos obtenidos del Ministerio de Salud (http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos_adjuntos/Presentación_0.pdf).

¹⁶ Datos obtenidos del Ministerio de Salud (<http://www.msp.gub.uy/noticia/baja-embarazo-adolescente-y-mortalidad-infantil-alcanza-m%C3%ADnimo-hist%C3%B3rico>).

En cuanto al calendario de la fecundidad en la población uruguaya, la edad media al primer hijo en Uruguay se incrementó levemente entre 1978 y 2011, pasando de 23,7 a 24,7 años. El ligero aumento se debe a la ya señalada heterogeneidad del comportamiento reproductivo (Nathan 2015a; Nathan, Pardo, y Cabella 2016). Varios estudios han identificado diferencias en la edad de inicio a la maternidad según nivel educativo, dibujando un comportamiento dual: donde las mujeres con mayores logros educativos tienden al retraso de la maternidad y las que alcanzan menores logros tienen un comienzo temprano (Videgain 2007; Cabella 2009; Cardozo y Iervolino 2009; Filardo 2010; Varela, Fostik, y Fernández Soto 2012; Nathan 2013, 2015a, 2015b; Fostik 2014). La distribución de las tasas de fecundidad condicionales de los hijos de primer y segundo orden muestran una curva asimétrica bimodal, corroborando la polarización del calendario del comportamiento reproductivo de las mujeres uruguayas (Nathan 2015b; Nathan, Pardo, y Cabella 2016).

Por otro lado, a partir de la primera Encuesta de Comportamientos Reproductivos en Uruguay (ENCoR-2015) se identificó que en la población uruguaya prevalece la intención de tener al menos un hijo, y persiste la predilección por el modelo familiar de dos hijos (Cabella et al. 2017).

Finalmente, respecto a la relación entre la fecundidad y la vida conyugal, Fostik (2014) encuentra que los niveles de fecundidad dentro del matrimonio y en las uniones libres son similares en Uruguay, aunque existe un ligero aumento de la contribución del matrimonio en la fecundidad en 2006, a pesar de que los datos más recientes muestran que la mayoría de los nacimientos son extramatrimoniales (Fostik 2014). Fostik 2014 también identifica que los patrones de edad de la fecundidad durante la transición a la edad adulta son muy diferentes en cada tipo de unión y que gran parte de la población formaliza la unión libre a través del matrimonio antes de tener el primer hijo (Fostik 2014). No obstante, en las generaciones más jóvenes se detecta un decremento del porcentaje de uniones libres que se convierten en matrimonio (Fostik 2014; Cabella y Fernández Soto 2017).

8.4. Tendencias recientes de las disoluciones y la fecundidad en Uruguay

En este apartado se presentan los indicadores demográficos disponibles para Uruguay sobre disoluciones conyugales, fecundidad y hogares ensamblados. Para ello se utilizan

los microdatos de las Encuestas Continuas de Hogares armonizadas entre 1986 y 2015.¹⁷ El objetivo principal es mostrar la evolución en el tiempo de distintos indicadores de los fenómenos demográficos que se estudian en este trabajo.

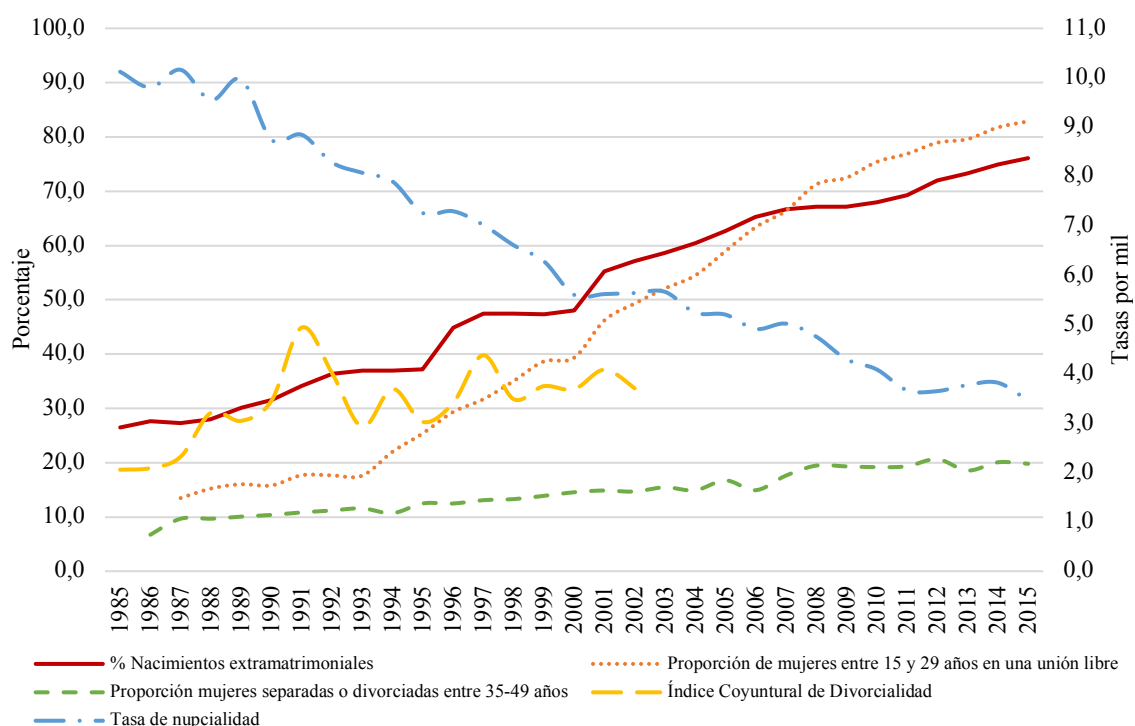
Los datos de estas encuestas solo permiten obtener información de la situación conyugal al momento de la encuesta. Esto trae aparejado algunos problemas y, por tanto, su interpretación debe ser considerada con cautela. Por un lado, no es posible identificar a las mujeres que tuvieron al menos una disolución, dado que las que declaran estar en pareja pueden estar en una unión posterior a una separación y la ECH las registra como “casadas o unidas”. Por otra parte, dentro del grupo de mujeres que declaran estar casadas, están incluidas las que se separaron, pero no se divorciaron legalmente. Si bien es claro que esta información no es la más adecuada para mostrar los cambios en la vida conyugal, estos tienen tal magnitud que, a pesar de los problemas, permiten igualmente discriminar a grandes rasgos las tendencias más importantes.

El Gráfico 1 resume las principales tendencias de cambio en los indicadores demográficos de la vida familiar, dando cuenta de la magnitud de los cambios en los patrones de formación de uniones y de los contextos conyugales de la fecundidad. (Cabella 2007, 2008, 2009; Cabella y Fernández Soto 2017). Entre 1987 y 2015, la proporción de mujeres entre 15 y 29 años que vivía en una unión libre pasó de 13,5% a 82,9%, mientras que, en el mismo período, la proporción de nacimientos extramatrimoniales pasó de 27,3% a 76,1% (Gráfico 1).¹⁸

¹⁷ La Encuesta Continua de Hogares (ECH) es una encuesta que el Instituto Nacional de Estadística realiza, sin interrupciones, desde el año 1968 y recoge información socioeconómica de la población. El diseño de la muestra de la ECH cambió en varias ocasiones en el período 1981-2016; tanto en lo referente al tamaño de las localidades en que la encuesta es representativa (más de 900 habitantes, más de 5000 habitantes y totalidad del país) como en el tipo de ponderación de la muestra. En el período 1981-1997 la muestra es representativa para localidades de más de 900 habitantes. Entre 1998 y 2005 la representatividad es de las localidades de 5.000 y más habitantes. A partir de 2006 hasta 2017, la muestra es representativa de todo el país. Para lograr una serie homogénea entre 1985 y 2015, los datos fueron armonizados para localidades de 5.000 y más habitantes y se denomina Uruguay urbano.

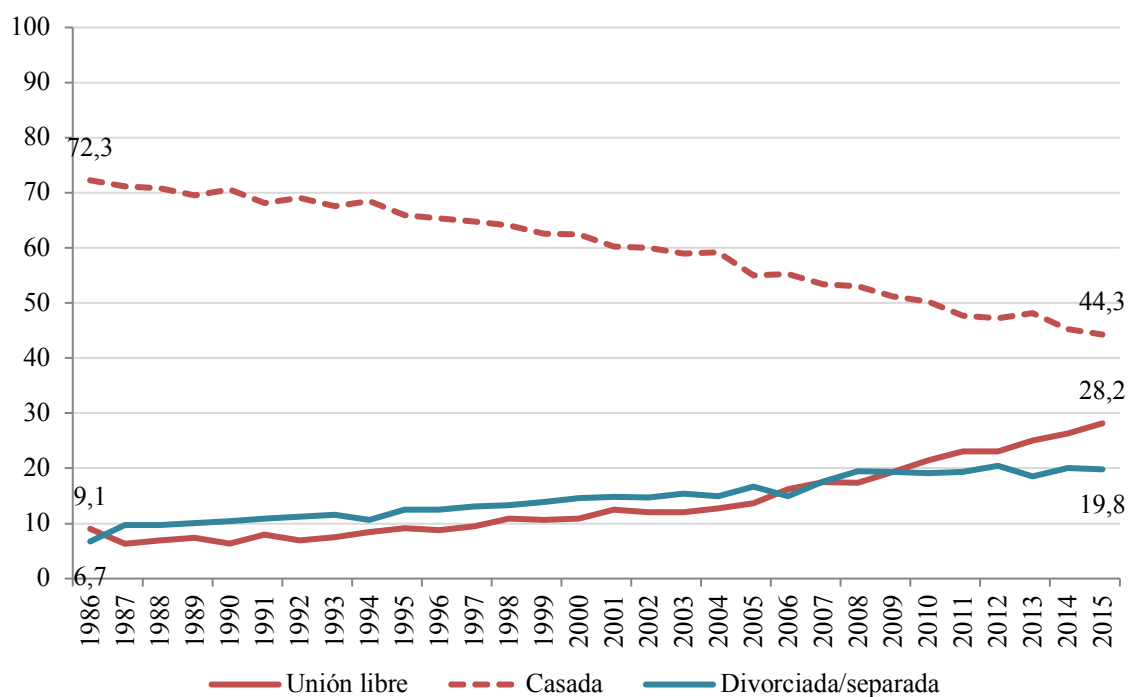
¹⁸ Las estadísticas de divorcio no están disponibles desde 2002, por ello se complementa con la proporción de mujeres separadas entre 35 y 49 años.

Gráfico 1. Evolución de indicadores de la vida familiar. Uruguay, 1985-2015



Nota: este gráfico fue tomado de Cabella, Fernández Soto, y Prieto (2015) y fue actualizado con datos hasta 2015. Fuente: con base en Encuestas Continuas de Hogares y estadísticas vitales del Instituto Nacional de Estadística y del Ministerio de Salud.

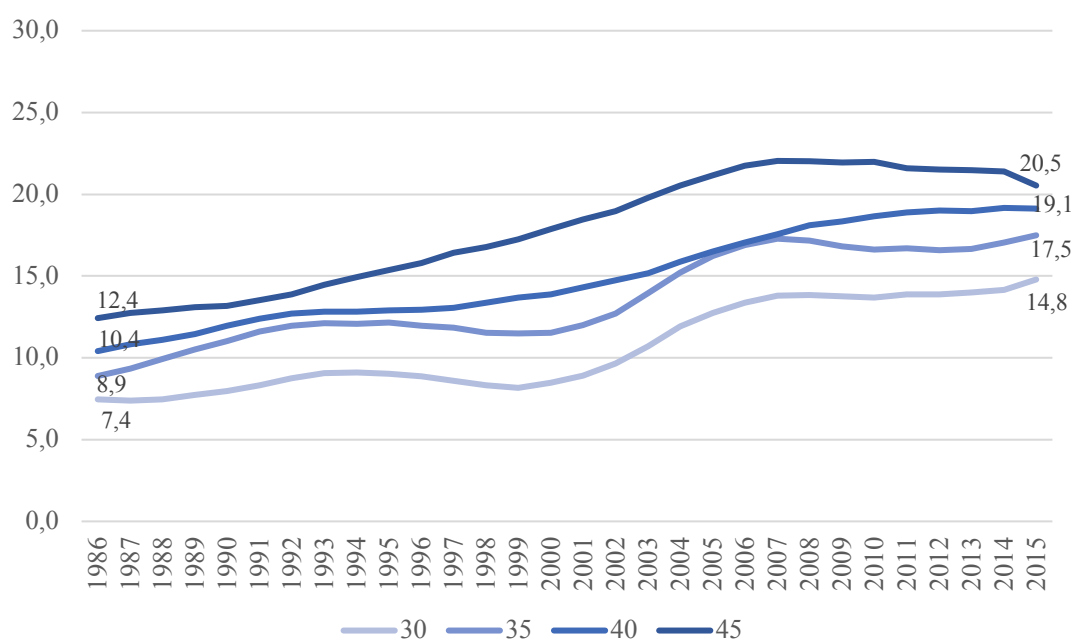
Gráfico 2. Evolución del porcentaje de mujeres de 35 a 49 años según situación conyugal. Uruguay urbano, 1986-2015



Fuente: elaboración propia con base en Encuesta Continua de Hogares, 1986-2015.

Por otro lado, el porcentaje de mujeres de 35 a 49 años separadas o divorciadas ha ido aumentando progresivamente, pasando de 6,7% en 1986 a 19,8% en 2015 (Gráfico 2). Este incremento ha sido acompañado por el descenso vertiginoso de las mujeres casadas (72,3% a 44,3%) y el aumento progresivo de las mujeres en uniones libres (9,1% a 28,2%). También se corrobora que el incremento ha ocurrido en prácticamente todas las edades, con proporciones mayores a medida que avanza la edad. Entre 1986 y 2015 prácticamente se duplicó el porcentaje de mujeres separadas o divorciadas a los 30, 35, 40 y 45 años. (Gráfico 3).

Gráfico 3. Evolución del porcentaje de mujeres separadas o divorciadas a los 30, 35, 40 y 45 años. Uruguay urbano, 1986-2015

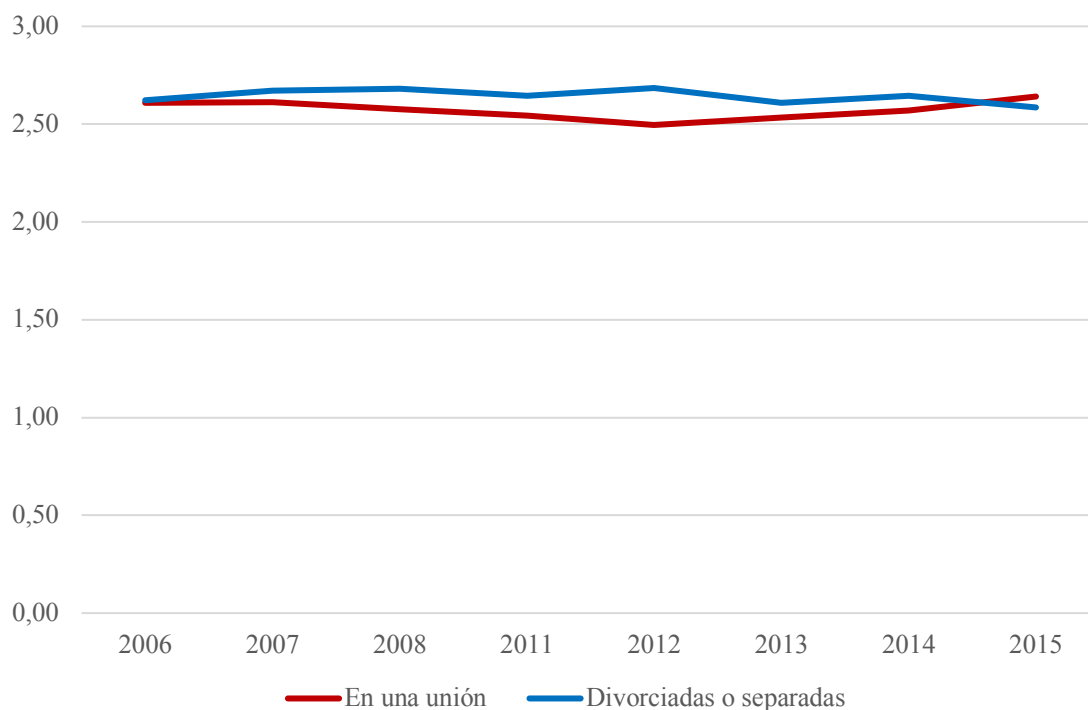


Nota: Las curvas fueron suavizadas con una media móvil de tres años.

Fuente: elaboración propia con base en Encuesta Continua de Hogares, 1986-2015.

Respecto a la fecundidad de las mujeres según situación conyugal, se identifica que no hay diferencias entre 2006 y 2015 entre las que declaran estar en una unión y las que estar separadas o divorciadas (Gráfico 4). No obstante, cuando se analizala paridez media acumulada por grupo de edad, sí se observan diferencias en el número de hijos que acumulan las mujeres que están en una unión y las que están separadas. Las mujeres separadas acumulan, a cada edad, más fecundidad que las que están en una unión en 2015 pero menos que las que están en esa misma situación conyugal en 2006 (Gráfico 5). No se detectan diferencias en el número de hijos que acumulan en las distintas edades entre 2006 y 2015 en las mujeres separadas. En cambio, las que están en una unión en 2015 presentan un número menor de hijos en todos los grupos de edad (Gráfico 5).

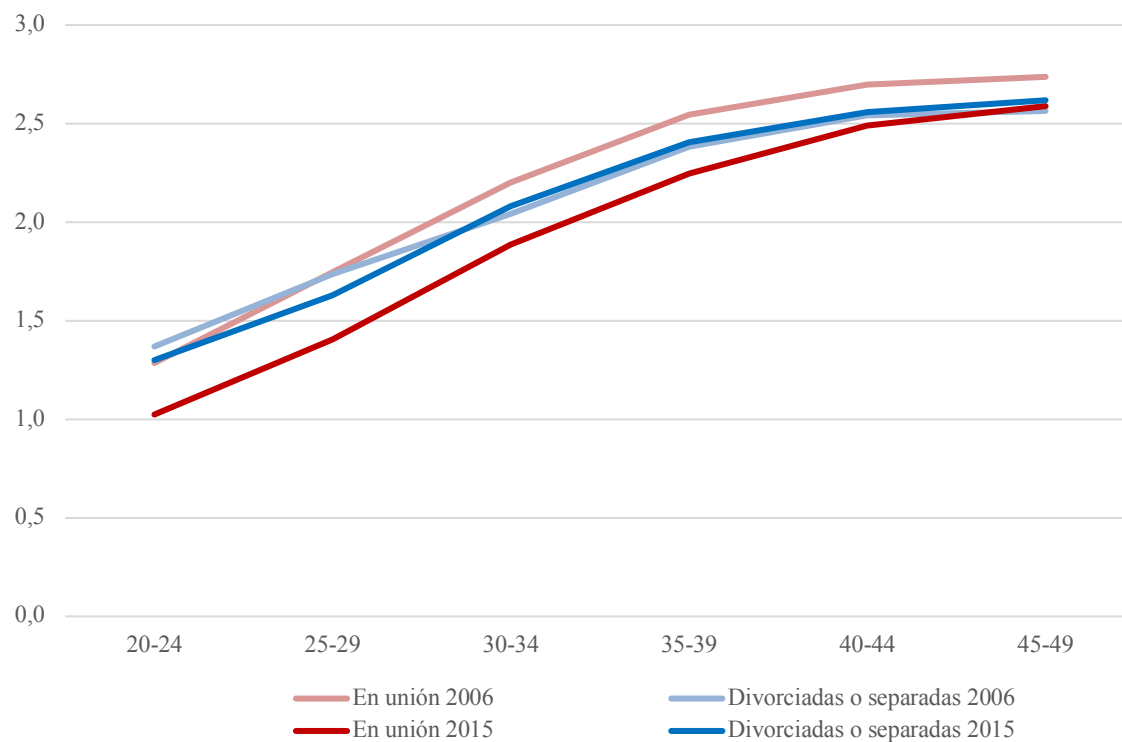
Gráfico 4. Evolución de la paridez media final según situación conyugal. Mujeres 45-49 años. Uruguay, 2006-2015



Nota: Las curvas fueron suavizadas con una media móvil de dos años.

Fuente: elaboración propia con base en Encuesta Continua de Hogares, 2006-2015.

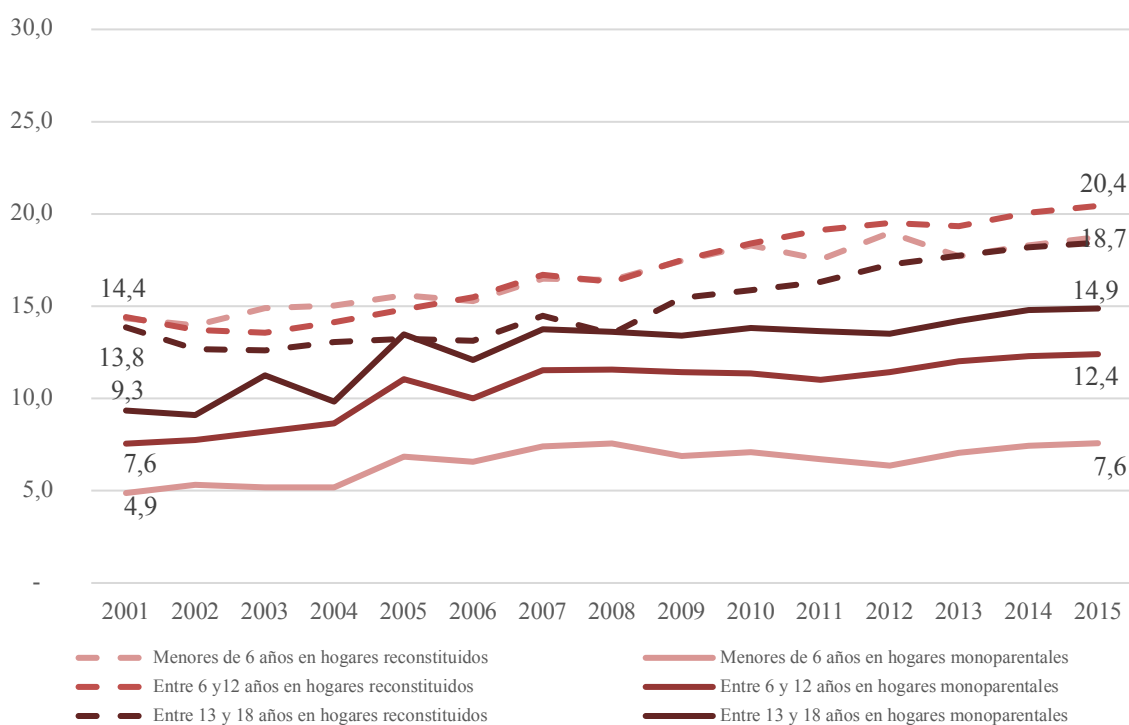
Gráfico 5. Paridez media acumulada por grupos de edad quinquenal según situación conyugal. Mujeres, 15 a 49 años. Uruguay urbano, 2006 y 2015



Nota: Las curvas fueron suavizadas con una media móvil de dos grupos de edad.

Fuente: elaboración propia con base en Encuesta Continua de Hogares, 2006 y 2015.

Gráfico 6. Evolución del porcentaje de niños y adolescentes que viven en hogares reconstituidos o monoparentales. Uruguay 2001-2015



Fuente: elaboración propia con base en Encuesta Continua de Hogares, 2001-2015.

Por último, se presenta la evolución entre 2001 y 2015 del porcentaje de niños y adolescentes que viven en hogares producto de una disolución conyugal: los monoparentales y los ensamblados. En todo el período el porcentaje de niños y adolescentes en estos hogares creció (Gráfico 6). Al mismo tiempo, la proporción se incrementa a medida que avanza la edad de los niños.

En suma, este conjunto de indicadores corroboran la magnitud de los cambios en los patrones de formación y disolución de uniones en Uruguay en las últimas décadas, demostrado anteriormente en varias investigaciones (Filgueira 1996; Cabella 1998, 2008, 2009; Paredes 2003; Fernández Soto 2010; Binstock y Cabella 2011; Cabella, Fernández Soto, y Prieto 2015; Cabella y Fernández Soto 2017). Ahora bien, estos indicadores no permiten medir el efecto de las disoluciones en la fecundidad, ni contar con información sobre la fecundidad posdisolución de la primera unión y sobre las características de los individuos en segundas uniones y en hogares ensamblados. En los capítulos que siguen se mostrarán indicadores e información que permitan dar una visión más profunda sobre estos fenómenos demográficos.

Capítulo II. La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevidéanas

Resumen

En Uruguay, desde mediados de 1980 las disoluciones conyugales se han incrementado sustantivamente, generando que haya cada vez más personas fuera de una unión en edades reproductivas. Dado esto, cabe preguntarse cómo afectan las rupturas conyugales en el comportamiento reproductivo de mujeres. Este estudio analiza la fecundidad de las mujeres montevidéanas 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 la relación entre la disolución de la primera unión en el número de hijos que acumulan las mujeres montevidéanas entre 25 y 67 años con al menos una unión y los factores asociados al riesgo de tener al menos un hijo luego de la separación/divorcio de la primera unión. Los resultados muestran que, no habría una relación negativa entre la disolución de la primera unión y el número de hijos que acumulan las mujeres. También se constata que el comportamiento reproductivo posdisolución está principalmente determinado por la edad a la que sucede la disolución de la primera unión y por la conformación de una nueva unión. La presencia de los hijos de la primera unión tiene un efecto variable según el número de hijos, pero dependiente de la conformación una segunda unión.

Palabras clave: 1) disolución primera unión, 2) fecundidad, 3) segundas uniones, 4) Montevideo-Uruguay.

9. Introducción

Desde mediados de la década de 1980 el divorcio y las separaciones han experimentado un aumento de gran magnitud, de acuerdo a los últimos datos disponibles más del 30% de los matrimonios terminan en divorcio y la proporción de personas de mediana edad separadas o divorciadas también creció de forma considerable (ver Gráfico 1 del capítulo I). Como resultado, hubo un aumento de las personas que se encuentran fuera de unión en las edades reproductivas, lo que se traduce en una mayor probabilidad de conformar segundas uniones y hogares reconstituidos, en los que pueden nacer nuevos hijos.

Si bien los cambios de la fecundidad y los patrones de formación de uniones han sido ampliamente estudiados en Uruguay (Peri 1994; Filgueira 1996; Cabella 1998, 2007, 2008, 2009, 2010, 2014; Kaztman y Filgueira 2001; Paredes 2003; Varela 2005; Varela, Pollero, y Fostik 2008; Fernández Soto 2010; Amarante y Perazzo 2011; Varela, Fostik, y Fernández Soto 2012; Nathan 2013, 2015a, 2015b; Fostik 2014; Varela et al. 2014; Nathan, Pardo, y Cabella 2016; Doyenart y Varela Petitto 2017) no se han realizado estudios cuyo foco sea el impacto de las disoluciones conyugales sobre la fecundidad. Esta investigación busca aportar evidencia que permita comprender 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 capítulo es estudiar 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.

10. Antecedentes

Tradicionalmente, en la demografía, la nupcialidad ha sido conceptualizada como determinante próximo de la fecundidad (Davis y Blake 1956; Bongaarts 1987, 2015). 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. Así, el

incremento de las separaciones y divorcios estaba inevitablemente asociado a la reducción de la fecundidad (Leone 2002; Leone y Hinde 2007; Thomson et al. 2013).

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 de mayor magnitud, y genera 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 conyugal crecen, pudiendo las nuevas uniones incluir (más) hijos. 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 que sea más factible tener hijos con más de una pareja (MFP) (Guzzo 2014; Di Nallo 2016). Esto lleva a cuestionar si las disoluciones necesariamente generan un efecto depresor en la fecundidad (Leone y Hinde 2007; Guzzo 2014). Algunas investigaciones recientes ponen en evidencia que la inestabilidad conyugal no necesariamente tiene un efecto negativo en la fecundidad. Esto se debe a que se producen dos fuerzas opuestas al mismo tiempo: por un lado, decrecen los períodos de exposición a la fecundidad, pero, por otro lado, 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 & Knudsen 2006; Leone y Hinde 2007; Beaujouan y Solaz 2008; Persson y Tollebrant 2013; Spijker, Simó y Solsona 2012). Otros estudios demuestran que el efecto depresor o impulsor de la disolución conyugal en la fecundidad también depende de los calendarios de formación de la primera unión, de la disolución y del nacimiento del primer hijo (Thomson et al. 2012; Meggiolaro y Ongaro 2010; Jansen, Wijckmans y Van Bavel 2008; Beaujouan y Wiles 2011). La edad a la disolución y la presencia y número de hijos de la primera unión aparecen en la literatura como variables determinantes 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 2008; Beaujouan y Wiles 2011; Holland y Thomson 2011; Guzzo 2014).

Thomson et al. (2002) distinguen tres motivaciones principales 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”, las personas que tienen hijos de una unión previa desean tener más hijos porque quieren proporcionar hermanos a sus hijos; y 3) el “efecto status de ser progenitor”, las personas desean tener al menos un hijo y convertirse en padres (Thomson et al. 2002).

Esta discusión se sustenta con la experiencia y comportamiento reproductivo-conyugal de los países desarrollados con niveles de baja y muy baja fecundidad.

10.1. Antecedentes empíricos en países desarrollados sobre la relación entre las disoluciones y la fecundidad

Los estudios que examinan la relación entre las disoluciones conyugales, la conformación de nuevas uniones y la fecundidad han sido desarrollados principalmente en Europa y se han enfocado en los determinantes de la intensidad y calendario de la fecundidad de las segundas uniones (Buber y Prskawetz 2000; Jefferies et al. 2000; Thomson y Li 2002; De Graaf y Kalmijn 2003a; Prskawetz et al. 2003; Vikat, Thomson, y Prskawetz 2004; Thomson 2004; Beaujouan y Solaz 2007; Leone y Hinde 2007; Beaujouan y Wiles 2011; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Manlove et al. 2012; Thomson y Holland 2015; Vanassche et al. 2015; Di Nallo 2016). Una preocupación común de estos estudios es comprobar si los hijos con la(s) nueva(s) pareja(s) compensan la fecundidad “perdida” durante los períodos de separación. Las investigaciones en Europa y Estados Unidos han mostrado que una proporción creciente de padres y madres de las generaciones más jóvenes lo han sido en múltiples parejas, por lo que la hipótesis de la recuperación de la fecundidad “perdida” podría estar demostrándose (Di Nallo 2016).

La revisión de la bibliografía permite identificar posiciones encontradas respecto al efecto de los divorcios y separaciones sobre la fecundidad y sobre los determinantes de tener un hijo posruptura. Los enfoques más tradicionales sostienen que las rupturas estarían interrumpiendo el período en el cual las mujeres están expuestas al riesgo de concepción, por tanto son consideradas como un factor depresor de la fecundidad (Cohen y Sweet 1974; Bongaarts y Potter 1983). Para Italia, por ejemplo, se demuestra que las disoluciones producen una pérdida general en la fecundidad: las mujeres con una

experiencia de separación tienen menor fecundidad que aquellas que no disolvieron la primera unión (Meggiolaro y Ongaro 2010). No obstante, también demuestran que las que tienen segundas uniones recuperan parte de la fecundidad perdida con la disolución de la primera unión, pero no toda (Meggiolaro y Ongaro 2010).

Otro grupo de investigaciones demuestra que las disoluciones no tienen demasiada incidencia en la intensidad de la fecundidad, dado que las segundas uniones (o de orden superior) presentan niveles similares o algo menores de fecundidad que la de las personas que no disuelven su primera unión (Beaujouan y Solaz, 2008; Spijker, Simó y Solsona, 2012). En Francia, Beaujouan y Solaz (2008) muestran que la fecundidad de las personas separadas se reduce solamente en 0,1 hijos para el caso de los varones y en 0,15 para las mujeres. El estudio de Spijker, Simó y Solsona (2012), que compara diez países europeos, observa que las mujeres que forman segundas o terceras uniones presentan una intensidad y calendario de su fecundidad similar a aquellas que no han disuelto el vínculo conyugal. Esto es debido a la disminución del espaciamiento entre hijos, ya que las mujeres buscarían compensar el “tiempo perdido” por la separación.

En un punto intermedio, se encuentran otros estudios que plantean que la complejización de la trayectoria conyugal no tiene *per se* un efecto negativo o positivo sobre la fecundidad, este varía en función de los contextos y de los calendarios de unión, disolución y reproducción de varones y mujeres (Jansen, Wijckmans, y Bavel 2008; Jefferies et al. 2000; Leone y Hinde 2007; Persson y Tollebrant 2013; Thomson et al. 2009). Por ejemplo, las poblaciones con disoluciones tempranas y con fuerte presencia de segundas uniones producen más nacimientos en hogares ensamblados que las poblaciones en las que estos procesos ocurren a edades más tardías (Thomson et al., 2012). Esta conclusión también se expone en el trabajo de Leone y Hinde (2007) sobre las historias conyugales y reproductivas de las mujeres brasileñas; encuentran un efecto positivo de las separaciones en la fecundidad producto de los hijos que nacen de las segundas uniones. También se ha demostrado que los principales determinantes en la probabilidad de tener un hijo luego de una ruptura son la edad a la disolución, la edad de formación de la segunda unión y los hijos de la primera unión. Estos factores serían los que llevarían a que se produjera un efecto positivo o negativo en la fecundidad (van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Beaujouan y Wiles 2011; Jansen, Wijckmans, y Bavel 2008; Jefferies et al. 2000).

10.2. Antecedentes empíricos en América Latina sobre la relación entre las disoluciones y la fecundidad

Si bien se ha comprobado que hubo un aumento generalizado de las separaciones y divorcios en la región, son escasas las investigaciones que aborden tanto el proceso de disolución de las uniones en América Latina como su efecto en la fecundidad (Rosero Bixby 1978; García y Rojas 2002; Cerrutti y Binstock 2009).¹⁹ La escasa disponibilidad de información en la región es una de las principales limitantes para estudiar las tendencias de la nupcialidad y de las disoluciones, y por tanto, su relación con la fecundidad (Rosero Bixby 1978; García y Rojas 2002; Quilodrán 2008; Cerrutti y Binstock 2009). Los censos de población permiten estudiar el fenómeno de manera superficial y los registros administrativos dejan por fuera las uniones libres. Solamente las encuestas específicas con información retrospectiva o las encuestas prospectivas (de visita repetida) que indaguen sobre la historia conyugal y reproductiva permiten estudiar esta relación de manera cabal (Rosero Bixby 1978). Este tipo de encuestas son poco usuales en Latinoamérica, lo que produce que haya escasez en la acumulación de conocimiento en la temática.²⁰

Uno de los primeros estudios que aborda el tema es el elaborado por Rosero Bixby (1978) que analiza la influencia de la nupcialidad sobre la fecundidad, pero en el marco de bajos niveles de disoluciones conyugales. Identifica que las mujeres con varios matrimonios y/o uniones consensuales tienen una paridez media acumulada más alta en comparación con las nunca unidas y las que tienen un solo matrimonio o solo una unión libre. (Rosero Bixby 1978). No obstante, al estudiar las tasas de fecundidad por situación conyugal, llega a conclusión de que hay una reducción de 0,8 de la fecundidad por el tiempo “perdido” entre uniones (Rosero Bixby 1978). El trabajo busca estudiar el impacto de la nupcialidad y la fecundidad en una etapa de la región previa al contexto del aumento sistemático de las disoluciones observado desde mediados de la década del ochenta. De acuerdo a la revisión bibliográfica realizada para este trabajo, no se registran

¹⁹ Cerrutti y Binstock (2009) demuestran, para diez países latinoamericanos, que el porcentaje de mujeres separadas y divorciadas aumentó entre 1995 y 2005. No obstante, plantean que los datos sobre trayectorias conyugales son difíciles de obtener en la región y se requiere información específica que las encuestas continuas de hogares y censos no proveen.

²⁰ Colombia, México, Uruguay cuentan con encuestas específicas con información retrospectiva de la historia conyugal y reproductiva.

investigaciones que analicen la relación entre las rupturas y la fecundidad para Latinoamérica en el período actual.

Otra investigación, que indaga sobre el efecto de los determinantes próximos de la fecundidad en Latinoamérica, plantea que el porcentaje de mujeres unidas y la edad a la primera unión son los dos factores intermedios que no han variado en las últimas décadas, por lo que no incidieron en el descenso de la fecundidad de la región (Bay y Popolo 2003). Si bien se constata una tendencia al aumento de las disoluciones conyugales, aclaran también que la información en la región es limitada, por lo que no han podido comprobar su efecto en el nivel de la fecundidad. Sostienen que el tiempo que las mujeres están en una unión tiene un efecto directo sobre el nivel de la fecundidad y que son necesarias investigaciones que profundicen en el tema para América Latina (Bay y Popolo 2003).

Los estudios sobre el tema por país son también escasos y muestran resultados en distintas direcciones. Un estudio realizado en Brasil que investiga el impacto de las disoluciones conyugales en la fecundidad femenina acumulada, muestra que las mujeres con más de una unión declaran mayor fecundidad acumulada (Leone 2002; Leone y Hinde 2007). Otro estudio, de corte cualitativo sobre segundas nupcias también en Brasil, muestra que la existencia de hijos de uniones anteriores y el tipo de contacto con ellos interfiere en el deseo de tener hijos en la nueva pareja (Dos Santos 2009).

11. Objetivos e hipótesis

El objetivo de este capítulo es estudiar las consecuencias de la disolución de la primera unión en el comportamiento reproductivo en Uruguay. Para ello, se analiza la relación entre la ruptura de la primera unión y la fecundidad acumulada, y el riesgo de tener un primer hijo luego de la separación/divorcio de la primera unión en mujeres entre 25 y 67 años, con al menos una unión y residentes en Montevideo y su área metropolitana. Específicamente, se estudian los factores asociados al riesgo de tener un primer hijo luego de la disolución de la primera unión y la relación de la ruptura con la fecundidad acumulada

Las hipótesis que guían el trabajo son las siguientes. 1) No hay un efecto depresor en el número de hijos que acumulan las mujeres producto de la disolución de la primera unión. Esto se debe a que la fecundidad “perdida” por efecto de la ruptura es compensada con los hijos que se tienen en uniones posteriores. 2) Los factores asociados con la

probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión están más relacionados con el calendario primo-nupcial y reproductivo que con las características sociodemográficas de las mujeres. La edad a la disolución de la primera unión y la edad al primer hijo son los factores de *tempo* que más inciden sobre la probabilidad de tener un hijo posdisolución. 3) Haber tenido hijos de la primera unión (o no haberlos tenido) tiene un efecto variable en la probabilidad de tener un hijo posdisolución. Esto se debe principalmente al efecto “estatus de progenitor” y al efecto “hermanos”. Se espera que el efecto de esta variable sea positivo solo cuando no hay hijos o si hay un solo hijo de la primera unión. A medida que aumenta el número de hijos de la primera unión, disminuye la probabilidad de tener otro luego de la separación y el efecto pasa a ser negativo.

12. Datos y métodos

La fuente de datos que se utilizó para este trabajo proviene de la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF). La muestra total es de 1229 mujeres entre 25 y 67 años en 2008, residentes en hogares de Montevideo y su área metropolitana. El cuestionario recogió información sobre la historia conyugal (desde su pareja actual hasta tres parejas precedentes) y la reproductiva, registrando las fechas de inicio y disolución de las uniones y en las fechas de nacimiento de los hijos. Por tanto, se cuenta con información sobre los contextos conyugales en que las mujeres tuvieron sus hijos.²¹ 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.²² La categoría “al menos una disolución conyugal” incluye a todas las mujeres que disolvieron su primera unión, contemplando tanto a mujeres que han conformado o no una segunda unión.²³ 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 para las que la disolvieron antes de los 45 años.²⁴ Se deja por fuera del análisis a 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

²¹ En la sección “Abordaje metodológico” de este trabajo se describió pormenorizadamente esta fuente de información (ver página 2).

²² A menos que sea necesario especificarlo, de aquí en adelante, se nombra a este grupo como “mujeres separadas” para facilitar a lectura del trabajo.

²³ Se considera disolución de una unión solamente por separación de hecho o divorcio y se deja por fuera del análisis la disolución por migración o viudez.

²⁴ Este tipo de abordaje fue utilizado en estudios para Italia (Meggiolaro y Ongaro, 2010) y para Inglaterra (Jefferies et al. 2000).

4) las que disolvieron su primera unión por viudez o migración.²⁵ Por lo tanto, de la muestra total de la encuesta (1.229), sólo 1.040 casos fueron considerados para el análisis.

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, utilizando el método *Kaplan-Meier*.²⁶ En segundo lugar, se realiza 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 del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión. Las variables independientes que se consideran se dividen en tres grupos: 1) variables de control: edad al momento de la encuesta,²⁷ nivel educativo alcanzado y número de años fértiles dentro de una unión; 2) variables relacionadas con la historia conyugal: edad a la primera unión, tipo de primera unión, edad a la disolución de la primera unión, si hubo segunda unión y 3) variables relacionadas con la historia reproductiva: cantidad de hijos tenidos, edad a la que tuvieron su primer hijo, número de hijos en la primera unión (0, 1 y 2 y más hijos).

Se construyeron dos variables dependientes para los modelos multivariados: 1) el número de hijos acumulados hasta el momento de la encuesta y 2) el momento del tiempo en que nace el primer hijo después de la ruptura 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 el momento

²⁵ Se eliminaron de la muestra 189 casos: 115 de mujeres que nunca se unieron, 7 casos de mujeres se unieron después de los 45 años, 19 casos disolvieron la primera unión después de los 45 años y, 48 que se separaron de su primera unión por viudez o migración. En total, estos casos representan el 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 el vínculo por migración o viudez.

²⁶ Supone el cálculo del riesgo de tener un primer 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 tiene un primer hijo después de la ruptura de la primera unión. Esta técnica permite estimar de manera más exacta una estimación de la intensidad del nacimiento de un hijo después de la separación/divorcio que si se usaran cálculos simples de probabilidad.

²⁷ Se incluye también la edad al cuadrado porque permite modelar con mayor precisión el efecto de la edad, que puede tener una relación no lineal con la variable dependiente.

de la encuesta.²⁸ Variables tales como el número de hijos tenidos, de matrimonios, en períodos de separación, etc. son variables de conteo y asumen valores enteros no negativos. Los modelos de Poisson son las regresiones que mejor se ajustan a este tipo de variables demográficas y permiten identificar cómo varía la variable de conteo de acuerdo a las características de los individuos (Winkelmann y Zimmermann 1994). No obstante, estos modelos asumen que cada valor de conteo observado en las observaciones tiene la forma de una distribución de Poisson y que la media y la varianza son iguales (Winkelmann y Zimmermann 1994; Long y Freese 2006). En muchos casos, este supuesto no se cumple, cuando la relación varianza-media no es equitativa y hay una sub o sobre dispersión de los datos. Cuando la media y la varianza no son iguales, los datos están sobredispersos cuando la varianza es mayor a la media y subdispersos cuando la varianza es menor a la media (Winkelmann y Zimmermann 1994; Long y Freese 2006). La subdispersión es muy común en los datos de fecundidad, principalmente debido a la concentración en el valor 2 (Winkelmann y Zimmermann 1994). La utilización de modelos que no toman en cuenta esta característica de los datos puede producir una sobreestimación de los errores estándar y llevar a inferencias equivocadas (Harris & Yang, 2012). Para la sobredispersión de datos existe un conjunto bastante amplio de modelos alternativos al modelo de Poisson, en cambio para la subdispersión son escasos (Winkelmann y Zimmermann 1994; Harris y Yang 2012). Los modelos de regresión de Poisson generalizados propuestos por Winkelmann & Zimmermann (1994) sirven tanto para cuando hay equi, sobre o subdispersión en los datos. Cuando hay subdispersión se recomienda utilizar el modelo de regresión de Poisson generalizado, en lugar del modelo de regresión binomial negativo que es generalmente utilizado cuando hay sobredispersión (Long y Freese 2006; Harris y Yang 2012). Por este motivo se decidió estimar modelos de regresión de Poisson generalizados para identificar el efecto de la disolución de la

²⁸ Los modelos de Poisson son las regresiones que mejor se ajustan a las variables demográficas de conteo y permite identificar cómo varían de acuerdo a las características de los individuos (Winkelmann & Zimmermann, 1994). Estos modelos asumen que cada valor de conteo observado en las observaciones tiene la forma de una distribución de Poisson y que la media y la varianza son iguales ($V(\mu)=\mu$) (Winkelmann y Zimmermann 1994; Long y Freese 2006). Los modelos de regresión de Poisson generalizados propuestos por Winkelmann & Zimmermann (1994) sirven tanto para cuando hay equi, sobre o subdispersión en los datos. Cuando hay subdispersión se recomienda utilizar el modelo de regresión de Poisson generalizado, en lugar del modelo de regresión binomial negativo que es generalmente utilizado cuando hay sobredispersión (Long y Freese 2006; Harris y Yang 2012). Por este motivo se decidió estimar modelos de regresión de Poisson generalizados para identificar el efecto de la disolución de la primera unión en el número de hijos que acumulan las mujeres. Para poder evidenciar la subdispersión también se corrieron modelos de regresión Poisson en donde el test *the goodness-of-fit chi-squared* es significativo, esto implica que los datos no se ajustan a un modelo de regresión de Poisson. Si δ fuese mayor que cero habría sobredispersión y si fuese igual a cero habría equidispersión. Ver δ en Tabla 4.

primera unión sobre la cantidad de hijos que acumulan las mujeres. Al correr estos modelos se observa que δ (Delta) –parámetro que testea la dispersión de los datos para los modelos de regresión de Poisson generalizados- es menor que cero, por lo que se evidencia que hay subdispersión (Harris y Yang 2012).

Del conjunto de variables independientes señaladas anteriormente, se consideraron las siguientes para este modelo: 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. La parametrización del modelo de Poisson generalizado que proponen (Wang y Felix 1997) es más sencilla que las de Winkelmann y Zimmermann (1994) y de Yang (2012). En esta parametrización, la función de densidad de probabilidad $f(y_i)$ y la media μ_i se presentan así:^{29 30}

$$P(Y_i = y_i) = f(y_i) = \left(\frac{\mu_i}{1 + \alpha\mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \alpha y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left(- \frac{\mu_i(1 + \alpha y_i)}{1 + \alpha\mu_i} \right)$$

y

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$$

Donde,

y_i es número de hijos acumulados hasta el momento de la encuesta,

\mathbf{x}_i es el vector de los valores de las variables independientes de la mujer i ,

$\boldsymbol{\beta}$ es el vector de los coeficientes de las variables independientes

μ_i es el número predicho de hijos y

α es el parámetro que permite que la varianza sea distinta de la media.

Por otro lado, para controlar el tiempo de exposición al evento se utilizaron tres variables:³¹ edad al momento de la primera unión, edad al momento de la encuesta y cantidad de años reproductivos que pasó dentro de una unión. La edad a la primera unión

²⁹ La estimación de la regresión de Poisson generalizada se obtuvo a través del comando de Stata *gpoisson* que utiliza una parametrización distinta pero con una interpretación similar de los coeficientes de las variables independientes.

³⁰ La varianza es una función de la media: $V(Y_i | \mathbf{x}_i) = \mu_i(1 + \alpha\mu_i)^2$.

³¹ Esta manera de controlar el tiempo de exposición fue tomada del trabajo de Meggiolaro y Ongaro (2010).

y la edad al momento de la encuesta permiten estimar el tiempo que estuvieron expuestas para experimentar los eventos bajo estudio. Por lo que se construyó una variable que mide el tiempo entre estas dos variables y se incluyó en los modelos como variables de exposición. 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 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. Esta variable y la edad al momento de la encuesta se incluyen como variables de control de los modelos de Poisson.

Para estudiar los determinantes del riesgo de tener un primer hijo después de la disolución de la primera unión se utilizan modelos de regresión logística de tiempo discreto. Para ello se adaptó la información conyugal y reproductiva de las mujeres bajo el 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 y de esta manera controlar el tiempo de exposición al evento. Estos modelos permiten 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. (Allison 1982, 1984). También permiten analizar tiempos discretos agregados y permite analizar atributos que varían en el tiempo y considerar la probabilidad condicional de que suceda un evento, tal como el evento tener un hijo luego de la disolución (Cox 1972). 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

censurados por derecha.³² Si las mujeres tenían más de 49 años al momento de la entrevista y no tuvo hijos, se computa 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 49 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 0 si no tuvo un hijo y el valor 1 si tuvo hijo, y se computa este valor en la edad que lo tuvo luego de la disolución saliendo del riesgo de exposición.³³ Del conjunto de variables independientes seleccionadas para el estudio se consideraron las siguientes para la estimación de los modelos: edad al momento de la encuesta, nivel educativo alcanzado al momento de la encuesta, edad a la primera unión, tipo de unión de la primera unión, edad a la disolución de la primera unión, si hubo segunda unión, edad al primer hijo, presencia de hijo(s) en la primera unión y número de hijo(s) de la primera unión.

El modelo de regresión logística de tiempo discreto formalizado adquiere la siguiente formulación:

$$\log\left(\frac{P_t}{1 - P_t}\right) = \alpha_t + \beta X_1 + \gamma Z_t$$

Donde,

P_t es la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión en el año t ,

α es el intercepto,

X_t es el tiempo desde la disolución de la primera unión,

³² 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 que se les realizó la encuesta.

³³ 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). Para los casos en que las mujeres no hayan tenido hijos, es decir casos truncados, se le adjudicó la edad al momento de la entrevista. Para crear la variable dependiente utilizada en estos modelos fue necesario detectar en qué situación conyugal 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 tanto, para cada uno de los hijos que tienen las mujeres entrevistadas se cuenta con información sobre la qué situación conyugal en que nació.

Z_t es el vector de covariables

β e γ son los vectores de los coeficientes estimados de la regresión.

13. Resultados

13.1. Perfil sociodemográfico de las mujeres según su historia conyugal y reproductiva

En este apartado se describen las principales características los dos grupos de mujeres analizadas: 1) las que están en su primera unión no disuelta y 2) las que pasaron al menos por una disolución conyugal. Primero se analizan indicadores relacionados con la trayectoria reproductiva y conyugal y luego se describe el riesgo de experimentar el evento “tener un hijo pos-disolución”, en función de ciertos atributos de las mujeres con al menos una ruptura.³⁴

Aproximadamente un tercio de las mujeres de 25 a 67 años unidas experimentaron la disolución del primer vínculo, y eventualmente la disolución de otras uniones. Respecto a la trayectoria conyugal, se identifican diferencias importantes entre los grupos de mujeres según el tipo de vínculo de la primera unión. Las mujeres que tienen una primera unión mediante una unión libre presentan una proporción de separadas cuatro veces mayor que las que lo hicieron en un matrimonio (63,0% vs. 14,5%).

Cerca de la mitad de las mujeres que rompieron la primera unión tuvo un vínculo con una duración de entre 0 y 5 años. Si a este porcentaje le sumamos la categoría 6 a 10 años se obtiene que, aproximadamente el 75% disolvió su primera unión antes de los 10 años. En cuanto al calendario conyugal, la edad mediana a la primera unión es más temprana entre las mujeres que tuvieron una separación/divorcio.³⁵ Casi la mitad de éstas tuvo al menos una segunda unión (48,6%). No obstante, la gran mayoría solamente tiene hijos en la primera unión (63,5%). El resto de las mujeres de este grupo se divide en dos proporciones relativamente similares: 20,0% las que tienen hijos de la primera y segunda unión y 16,6% las que tienen solamente de la segunda unión. Finalmente, el 75% de las

³⁴ En el apéndice del capítulo II se presentan las principales características sociodemográficas de los dos grupos de mujeres y del total de la muestra (Tabla 8).

³⁵ Las diferencias en la edad mediana a la primera unión son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,00 % (ver en apéndice del capítulo la Tabla 11).

mujeres que se separaron lo hicieron antes de los 35 años y la edad mediana de la disolución de la primera unión se ubica en los 28 años (Tabla 2).

Tabla 1. Caracterización sociodemográfica según si han vivido o no episodios de disolución conyugal.³⁶
Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Una única unión	Al menos una separación
%	66,9	33,1
Grupo de edad		
25 a 34 años	68,1	31,9
34 a 44 años	68,5	31,5
45 a 54 años	65,1	34,9
55 a 67 años	64,9	35,1
Nivel educativo		
Bajo (Hasta ciclo básico completo)	62,2	37,8
Medio (bachillerato incompleto y completo)	70,9	29,1
Alto (estudios terciarios)	70,6	29,4
Paridez media acumulada		
0	7,5	12,3
1	22,1	23,5
2	38,1	31,3
3 y más	32,3	32,9
Hijos y uniones		
% hijos solamente fuera de una unión	3,3	13,7
% hijos solamente en una unión	91,2	55,2
% hijos en varias uniones y fuera de unión	5,6	31,1

N=1040

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

³⁶ 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 y que tuvieron su primera unión antes de los 45 y para las que la disolvieron antes de los 45 años.

Tabla 2. Caracterización de las trayectorias reproductivas y conyugales de las mujeres según si han vivido o no episodios de disolución conyugal.³⁷ Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Una única unión	Al menos una separación
Indicadores de la trayectoria conyugal		
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:		
0-5 años	11,1	48,8
6-10 años	15,8	24,5
11-15 años	14,9	11,7
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
Indicadores de la trayectoria reproductiva		
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
Proporción de personas con dos o más uniones con hijos solo primera unión		63,5
Proporción de 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

N=1040

Estimaciones ponderadas.

Desvíos estándar entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

En relación a la historia reproductiva, en primer lugar, se observa que las mujeres que se separaron 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 separadas presentan una proporción algo más mayor de mujeres sin hijos. Tampoco se

³⁷ 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 y que tuvieron su primera unión antes de los 45 y para las que la disolvieron antes de los 45 años.

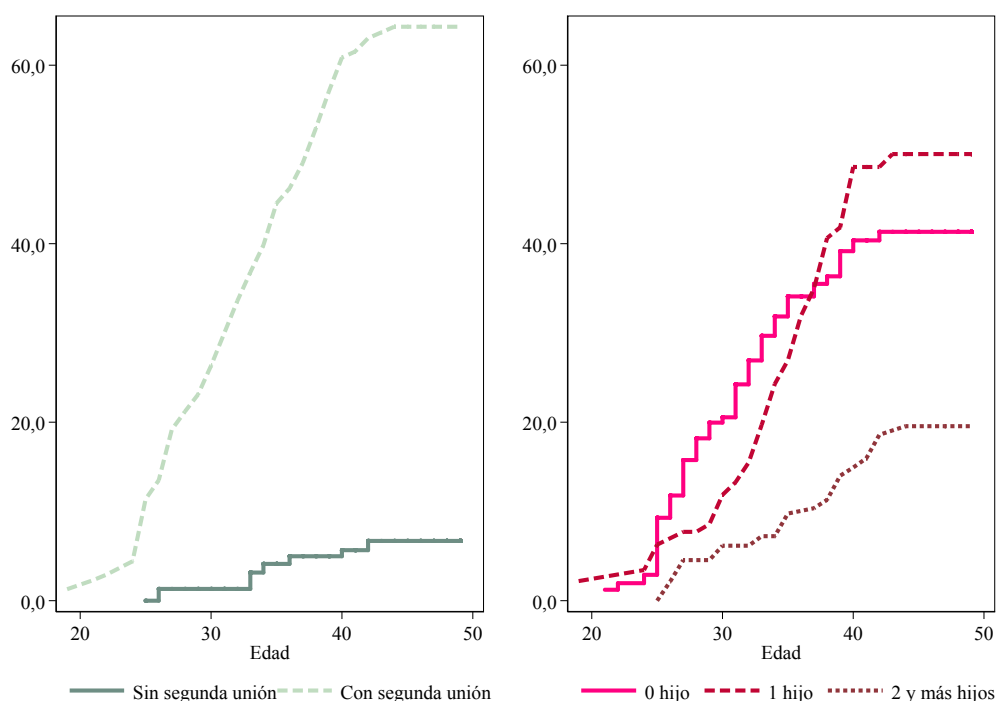
observan diferencias significativas en los intervalos temporales entre la primera unión y el primer hijo, y entre el primer y segundo hijo (Tabla 2).³⁸

Finalmente, al examinar el riesgo de tener un hijo después de la disolución conyugal se identifican diferencias muy importantes en la intensidad según si formó una segunda unión. Al final del período reproductivo, solo un 8% de las mujeres que no se unieron luego de la disolución de la primera unión tuvieron un hijo después de la ruptura. Mientras que el porcentaje acumulado a esa edad alcanza el 71% entre las mujeres que sí tuvieron una segunda unión (Gráfico 7). La conformación de una nueva unión posruptura parecería ser uno de los aspectos decisivos para tener (más) hijos. Si esta información se la relaciona con la edad promedio a la disolución de la primera unión, que alcanza 38,8 años, probablemente la mayoría de las mujeres que tienen un hijo después de la disolución de la primera unión sean aquellas que se separan a edades relativamente tempranas.

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 primera unión (Gráfico 7). 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 quienes tuvieron 2 y más hijos. La diferencia entre los porcentajes acumulados en todas las edades se triplica. Esto podría estar reflejando el denominado “efecto estatus de progenitor” cuando se observa diferencias entre las que tuvieron 0 y 1 hijo y “efecto hermanos” entre las que tuvieron un hijo y la que tuvieron 2 o más hijos (Beaujouan y Solaz 2008; Thomson et al. 2002; Buber y Prskawetz 2000). También algunos estudios han mostrado que las parejas que ya tienen hijos de uniones anteriores son más propensas a tener un hijo de la nueva unión, a menudo considerado como un efecto de compromiso de la unión (Vikat, Thomson, y Hoem 1999; Buber y Prskawetz 2000; Prskawetz et al. 2003). No obstante, otros estudios han mostrado que tener hijos de la primera unión disminuye la probabilidad de tenerlos después de la disolución conyugal (Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011).

³⁸ Las diferencias no son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,01% (ver en apéndice del capítulo las Tabla 14 y Tabla 15).

Gráfico 7. Proporción acumulada de las mujeres que tuvieron hijos después de la disolución de la primera unión según si tuvieron una segunda unión y según número de hijos en la primera unión. Mujeres 25 a 67 años. Montevideo-Uruguay, 2008³⁹



Estimaciones ponderadas.

N=322

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

13.2. La relación entre la disolución de la primera unión y el número de hijos

En este apartado se analiza la relación de la disolución de la primera unión con la fecundidad acumulada por las mujeres. Para ello se considerará a todas a las mujeres con al menos una unión, unidas por primera vez antes de los 45 años.⁴⁰ Primero se presentan resultados descriptivos de la fecundidad alcanzada de acuerdo a la trayectoria conyugal. Luego, se muestran los resultados de los modelos de regresión de Poisson generalizados, para evaluar si la disolución de la primera unión afecta la fecundidad acumulada, controlando por las variables independientes.⁴¹

³⁹ 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 test *log-rank*.

⁴⁰ El 83,8% de las mujeres de la muestra se unieron por primera vez antes de los 45 años (N=1.040).

⁴¹ En este apartado se toma como referencia el trabajo realizado por Meggiolaro & Ongaro (2010), Beaujouan y Solaz (2008) y Beaujouan & Wiles (2011).

Tabla 3. Número promedio de hijos tenidos según historia conyugal y orden de unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Hijos en primera unión		Hijos en segunda unión o más		Hijos fuera unión		Total	
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)

Estimaciones ponderadas.

Desvío estándar entre paréntesis.

N=1016

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

En relación al número promedio de hijos tenidos según historia conyugal, se observa que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los promedios totales comparando los dos grupos de mujeres.⁴² Si bien, el promedio de la cantidad de hijos en la primera unión es menor entre las mujeres que disolvieron dicho vínculo respecto a quienes no se separaron, el promedio es compensado ya sea por los hijos tenidos en una segunda unión o por fuera de una unión conyugal (Tabla 3).⁴³ El número promedio de hijos que acumulan las mujeres con al menos una disolución fuera de una unión es similar a la que acumulan en una segunda unión (o posterior).

Tabla 4. Coeficientes exponenciados sobre la probabilidad del número de hijos acumulados. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 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. matr.)				0,0981 (0,0523)	0,103 (0,0539)

⁴² 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 % (ver apéndice Tabla 17).

⁴³ Las diferencias son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,01 % (ver apéndice Tabla 18)

Edad al primer hijo				-0,0732*** (0,00669)	-0,0726*** (0,00660)
Años fértiles en unión: 10 a 19 años (ref. <10)					-0,0579 (0,0607)
Años fértiles en unión: > 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
δ	-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

Estimaciones ponderadas.

Errores estándar entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

La Tabla 4 muestra que las mujeres separadas tienen igual probabilidad de acumular el mismo número de hijos que aquellas que no han disuelto la primera unión.⁴⁴ Esto se observa en los seis modelos estimados: la variable “haber tenido al menos una disolución” -si bien muestra un efecto negativo- no es estadísticamente significativa cualquiera sea el modelo utilizado. Se puede observar también que el tiempo fértil dentro de una unión tampoco tiene un efecto significativo en la cantidad de hijos que acumulan las mujeres (Tabla 4). Si bien la edad a la primera unión y al primer hijo tienen un efecto propio (que canaliza otras características sociodemográficas), es posible plantear que el número de hijos que las mujeres tienen no parece estar afectado por el tiempo fértil dentro de una unión conyugal debido a la relación que existe entre esta variable y la edad a dichos eventos. Cuando se estima el número de hijos promedio predichos según si ha vivido un episodio de disolución conyugal a través del modelo número 6, se corrobora lo que se mostraba en el análisis descriptivo: no hay diferencias significativas en la cantidad

⁴⁴ La Tabla 4 muestra los cinco modelos de regresión de Poisson generalizados 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 del 4 al 6 incorporan variables relacionadas con la historia conyugal y reproductiva (años fértiles 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 las mujeres tienen.

promedio de hijos que acumulan (Tabla 5). La disolución de la primera unión no parece implicar que haya una “pérdida” en la fecundidad que acumulan las mujeres.⁴⁵

Tabla 5. Número promedio de hijos estimados según si tuvo al menos una disolución. Modelo de regresión de Poisson generalizado. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 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

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

13.3. Los factores asociados con el riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión

En este apartado se analizan los principales factores asociados al riesgo⁴⁶ de tener un hijo posdisolución de la primera unión, considerando únicamente a las mujeres que al menos experimentaron este evento. El análisis multivariado corrobora parte de lo que muestran los resultados descriptivos (ver Tabla 2 y 3). Los factores que tienen mayor efecto sobre el riesgo son: la edad, conformar una segunda unión, la edad a la que se produce la disolución de la primera unión y haber tenido (o no) hijos de la primera unión (Tabla 6).⁴⁷

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. Existe una influencia importante del calendario conyugal en el riesgo de tener un hijo después de romper con la primera unión, dado que para disolver una unión a una edad joven y aumentar la probabilidad de tener un hijo luego de este evento, es necesario formar la primera unión también a edades jóvenes. Por otra parte,

⁴⁵ Es importante plantear qué otras variables demográficas tienen significatividad en el número de hijos que acumulan las mujeres: la edad al primer hijo y la edad a la primera unión. A medida que aumentan estas variables se reduce la probabilidad de incrementar el número de hijos que tienen las mujeres. Si bien estas variables no se relacionan directamente con el problema de investigación y por tanto se incorporan como variables de control, es importante notar su importancia y su relación con la probabilidad de ruptura de la primera unión.

⁴⁶ Se utiliza riesgo o probabilidad condicional como sinónimos.

⁴⁷ 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 a 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 que tienen las mujeres.

como se observó antes, 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 que no ocurra la segunda unión. Estas dos covariables son significativas en todos los modelos que se las incluyó (modelo 2, 5 y 6).

Tabla 6. Coeficientes exponenciados sobre la probabilidad de tener al menos un hijo después de la disolución conyugal. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Variables independientes		Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
	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)	0,828 (0,0838)
	Edad ²	1,002* (0,00116)	1,002 (0,00113)	1,002 (0,00119)	1,002* (0,00121)	1,002 (0,00113)	1,002 (0,00114)
Variables de control	Nivel educativo medio	0,974 (0,208)	1,021 (0,218)	1,101 (0,242)	1,051 (0,237)	1,056 (0,234)	1,036 (0,235)
	(ref. nivel educativo bajo)						
	Nivel educativo alto	0,812 (0,211)	0,847 (0,207)	0,845 (0,210)	0,783 (0,206)	0,812 (0,199)	0,786 (0,197)
	(ref. nivel educativo bajo)						
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		1,280 (0,389)			1,276 (0,392)	1,307 (0,405)
	(ref. matrimonio)						
	Edad a la disolución de la primera unión		0,914*** (0,0237)			0,918** (0,0258)	0,913** (0,0283)
	Hubo segunda unión		4,230*** (1,640)			4,125*** (1,593)	4,221*** (1,616)
	(ref. no hubo segunda unión)						
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			0,544** (0,117)		0,974 (0,212)	
	(ref. no)						

Número de hijos en la primera unión: 0 hijo				2,551**		0,869
(ref. 2 o más hijos)				(0,798)		(0,288)
Número de hijos en la primera unión: 1 hijo				2,084*		1,012
(ref. 2 o más hijos)				(0,602)		(0,300)
Constante	113,3*	3,049	57,80	25,53	2,402	2,636
	(239,8)	(6,382)	(125,5)	(57,52)	(5,043)	(5,701)
LI	-112640,6	-106410,3	-111392,5	-110923,0	-106305,1	-106262,3
AIC	225291,1	212838,6	222799,0	221862,1	212632,2	212548,7
BIC	225318,4	212887,8	222837,3	221905,8	212692,3	212614,2
Pseudo R ²	0,0605	0,112	0,0709	0,0748	0,113	0,114
N	1744	1744	1744	1744	1744	1744

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Errores estándar entre paréntesis.

Base en años persona.

Estimaciones ponderadas.

N= 228.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

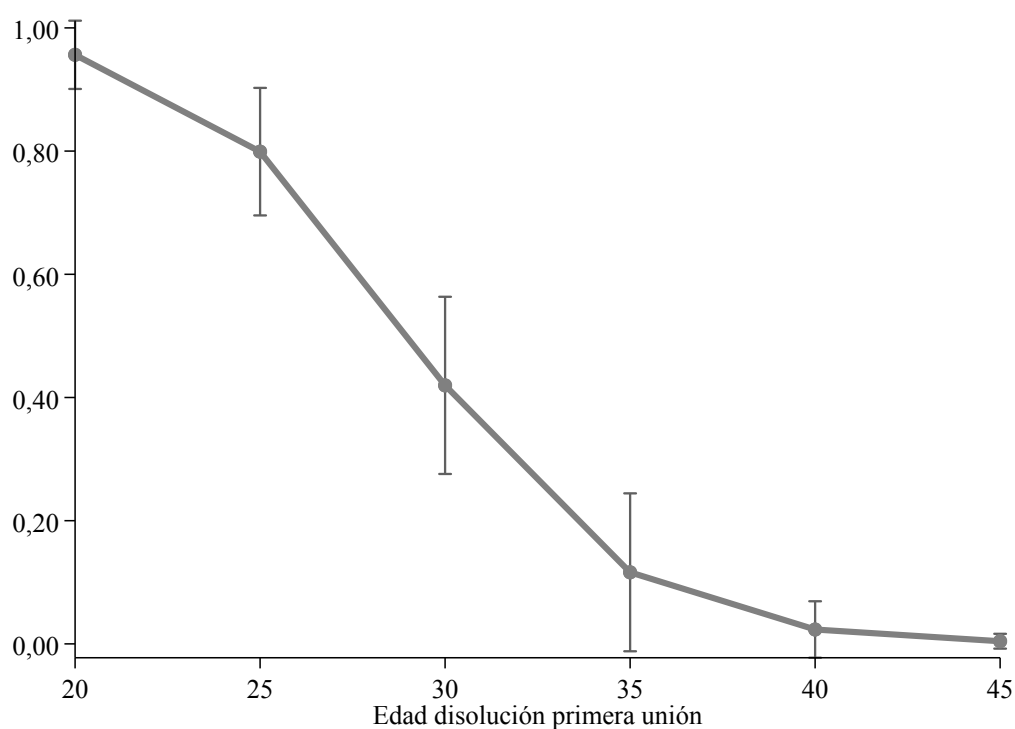
Finalmente, el haber tenido hijos de la primera unión tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad condicional de tener hijos después del divorcio/separación (modelo 3), esto si no se controla por las variables relacionadas con la historia conyugal. Cuando se considera el número de hijos de la primera unión se identifica un efecto positivo cuando no hay hijos o hay uno solo, respecto a los que tienen 2 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 el número de hijos pierden significación en el riesgo de tener un hijo posdisolución.

La probabilidad condicional de tener un hijo posdisolución conyugal -manteniendo constantes en el valor medio al resto de las covariables- alcanza 0,80 cuando la disolución se produce a los 25 años, se reduce a más de la mitad cuando sucede a los 30 años (0,40) y es muy baja a edades superiores (Gráfico 8).⁴⁸ La importancia del efecto de la edad a la

⁴⁸ El riesgo estimado es 0,12 a los 35 años, 0,02 a los 40 y 0,004 a los 45 años. Los valores de la probabilidad predicha y sus intervalos de confianza se detallan en la Tabla 19 en el apéndice del capítulo.

disolución también ha sido demostrado para varios países europeos (Beaujouan & Wiles, 2011; Spijker, Simó, & Solsona, 2012).

Gráfico 8. Riesgo estimado de tener un hijo posdisolución de la primera unión según edad a la que se disolvió la primera unión. Modelo logístico de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008⁴⁹



Nota: para estas estimaciones se decidió mantener fijas las variables independientes en su valor medio.

Estimaciones ponderadas.

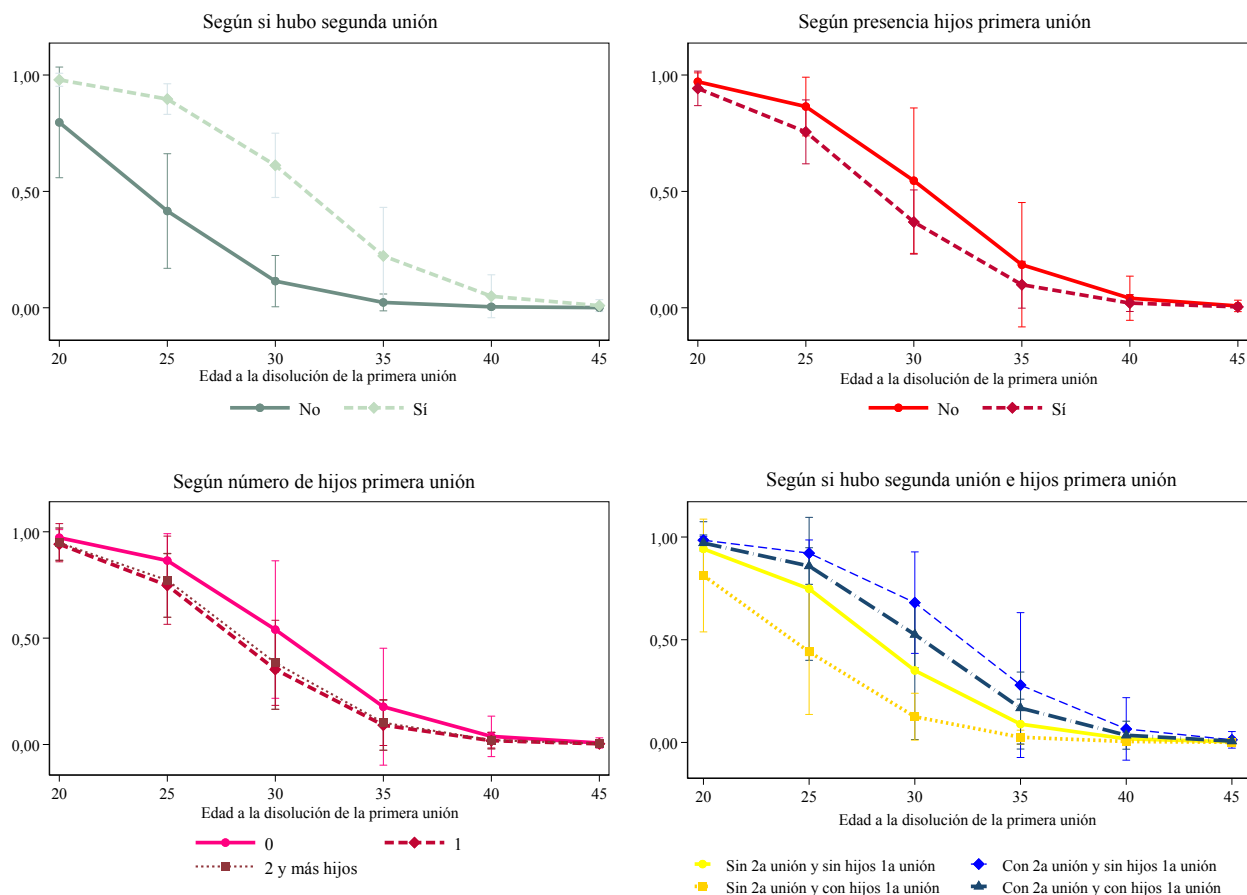
Base en años-persona.

N=228

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

⁴⁹ Los valores del riesgo estimado y sus intervalos de confianza se detallan en la Tabla 19 del apéndice del capítulo.

Gráfico 9. Riesgo estimado de tener un hijo posdisolución de la primera unión según edad a la que se disolvió la primera unión y si hubo segunda unión e hijos de la primera unión. Modelo logístico de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ⁵⁰



Nota: para estas estimaciones se decidió mantener fijas las variables independientes en su valor medio.

Estimaciones ponderadas.

Base en años-persona.

N=228

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

El Gráfico 9 permite analizar el riesgo 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 condicional 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 a 0,22 a los 35 años (Gráfico 9). Si no se produce una segunda unión también se reduce drásticamente el riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión. A partir de los 30 años, el riesgo se reduce a niveles muy bajos, por debajo de 0,1 (Gráfico 9). Respecto a la variación del riesgo según la presencia o no de hijos de la primera unión, no se observan

⁵⁰ Ver en apéndice del capítulo Tablas 21 y 22 los valores de las estimaciones puntuales e intervalos de confianza.

diferencias estadísticamente significativas en todas las edades a la disolución. Lo mismo sucede cuando se estima la probabilidad predicha según el número de hijos de la primera unión (Gráfico 9). Otros estudios también llegan a resultados similares respecto a la escasa incidencia que tienen los hijos previos en la fecundidad después de disolver la primera unión (Beaujouan y Wiles, 2011; Vikat et al., 1999). Finalmente, cuando se grafica el riesgo según las dos variables (tener hijos de la primera unión y haber conformado una segunda unión) se identifican diferencias significativas solamente entre las mujeres que no conforman una nueva unión y tienen hijos de la primera unión y las que sí tienen una segunda unión y no tienen hijos de la unión previa (Gráfico 9).

En suma, la edad a la disolución de la primera unión y la formación de una segunda unión son dos determinantes que más influyen en el riesgo de tener al menos un hijo después de la ruptura. Cabella (2014) plantea para Uruguay, la edad a la ruptura es uno de los determinantes más importantes para la conformación de una nueva pareja y que tener hijos de una unión previa no interviene de forma negativa en la formación de nuevas uniones. Por tal motivo es necesario también entender con más detalle los factores asociados a la edad a la que se disuelve la primera unión, para estudiar con más exhaustividad la fecundidad posdisolución.

Tabla 7. Características reproductivas y conyugales de las mujeres que disolvieron su primera unión y tuvieron una segunda unión según si disolvieron la primera unión antes o después de los 30 años. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Disolvieron su primera unión antes de los 30 años	Disolvieron su primera unión después de los 30 años
Promedio hijos	2,15	1,99
Promedio hijos primera unión	0,65	1,43
Promedio hijos segunda unión	1,20	0,38
Promedio hijos fuera de una unión	0,29	0,18
% mujeres nivel educativo alto	19,6	27,0
% mujeres primera unión cohabitación	88,2	65,5
Edad mediana la primera unión*	19	24
Edad mediana al primer hijo*	23	25
Edad mediana a la segunda unión*	27	39
N	89	60

* Estimaciones realizadas a través del método *Kaplan-Meier*.

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Por último, se presenta una breve descripción de las mujeres que conformaron una segunda unión según si disolvieron su primera unión a edades tempranas (antes de los 30 años) o a edades tardías (después de los 30 años) (Tabla 7). Con esta descripción se busca identificar si existe un perfil específico de mujeres –que cumplen con los dos determinantes- que serían quienes estarían compensando la fecundidad “perdida” por la disolución del primer vínculo conyugal. Las mujeres que experimentan la primera ruptura antes de los treinta años, en comparación con quienes lo hicieron después de esta edad, poseen menor nivel educativo, entraron en mayor medida a la primera unión a través de la cohabitación y tienen un calendario de formación familiar más temprano, por debajo de la mediana.⁵¹ También se identifica que estas mujeres tienen en promedio más hijos en la segunda unión que en la primera. En cambio, las mujeres que disuelven el primer vínculo conyugal después de los treinta años tienen en promedio más hijos en la primera que en la segunda unión. Dichas mujeres tienen un perfil algo diferente a las primeras: un mayor porcentaje se casa en la primera unión, tienen un nivel educativo más alto y el calendario de formación familiar es cercano a las edades medianas de la población. A estos indicadores se suma que la edad mediana a la segunda unión es sustantivamente más tardía que la del primer grupo de mujeres (39 años vs. 27 años, respectivamente).

14. Discusión

La disolución de la primera unión no necesariamente implica el fin de la vida reproductiva de las mujeres, 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. La media del número de hijos acumulados entre las mujeres con y sin disolución de la primera unión son similares y el efecto de la disolución de la primera unión se atenúa con los hijos provenientes de segundas o más uniones y/o fuera de la unión. Si bien se comprueba que el promedio de hijos de la primera unión es menor entre las mujeres que disuelven la primera unión, se demuestra también que existe un efecto compensatorio con los hijos tenidos en las segundas o posteriores uniones e incluso con los hijos fuera de una unión. En otros términos, se compensa la

⁵¹ La edad mediana para el total de las mujeres es 23 años a la primera unión y 24 años al primer hijo/a. La edad mediana a la primera unión fue estimada a través del método *Kaplan-Meier* para el año 2008 a partir de la ESF (Fernández Soto 2010). La edad mediana al primer hijo/a fue estimada a través de una tabla de vida de decremento según datos del Censo 2011 (Nathan, 2015).

fecundidad “perdida” por efecto de la disolución de la primera unión y se diluye su efecto en la fecundidad acumulada.

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. 2009). La variable explicativa que tiene mayor peso como determinante de 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 (Sweeney 1997; Jefferies et al. 2000; De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2010).

La importancia de la edad a la disolución de la primera unión en el riesgo de tener un hijo luego de la ruptura también ha sido comprobado en diversos estudios (Spijker, Simó, y Solsona 2012a; Buber y Prskawetz 2000; Jansen et al. 2009; Meggiolaro y Ongaro 2010; Beaujouan y Wiles 2011; Thomson et al. 2012). Spijker y cols. (2012), comparando diez países europeos, concluyen 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 (Spijker, Simó, y Solsona 2012a). 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 de una nueva unión (Buber y 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 a tener un hijo posdisolución.

Respecto a la incidencia de los hijos de la primera unión se comprueba que su efecto es de menor magnitud y es dependiente de la conformación (o no) de una segunda unión. El estudio muestra 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 hijo de la unión anterior en comparación con aquellas que tienen dos o más hijos de dicha unión. Además, se comprueba que el efecto disminuye cuando se

pasa de 0 a 1 hijo en la primera unión. Este impacto se puede relacionar con el denominado efecto “*estatus de progenitor*”, es decir el deseo de las personas en convertirse en padres/madres (Thomson et al. 2002). Este estudio también muestra un efecto positivo cuando hay solo un hijo de la unión anterior, lo que puede relacionarse con el denominado “*efecto hermanos*”, que también podría estar operando en la decisión de tener hijos después de romper la primera unión (Thomson 2004). Quizás este efecto también podría ser llamado “*aversión al 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 (Vikat, Thomson, y Hoem 1999; Buber y Prskawetz 2000; Prskawetz et al. 2003). Sin embargo, otros han mostrado que tener de hijos de la primera unión disminuye la probabilidad procrear después de la disolución conyugal (Guzzo 2014; Holland y Thomson 2011). A la ambivalencia del efecto de esta variable, se suma que depende simultáneamente de las características de los hijos, principalmente de la edad de los hijos y si corresiden o no en el hogar (De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2010; Beaujouan y Wiles 2011; Mortelmans y Pasteels 2015). Para poder comprobar de manera más fehaciente estos efectos (compromiso, estatus del progenitor y “aversión al hijo único”) sería necesario recurrir a estudios de tipo cualitativo, o bien incluir preguntas en encuestas que indaguen en las motivaciones y preferencias reproductivas en las segundas uniones.

Pero, ¿quiénes son las mujeres que compensan parte de la fecundidad “perdida”? ¿Quiénes son las mujeres que tienen este tipo de trayectorias conyugales y reproductivas que promueven la compensación? Las mujeres que permiten compensar la fecundidad “perdida” parecen ser las que se separan a edades tempranas y conforman una segunda unión. Estas mujeres muestran un perfil sociodemográfico específico, se caracterizan por: alcanzar un nivel educativo bajo, entrar a la vida conyugal a través de la cohabitación y tener un calendario de formación familiar temprano (primera unión y primer hijo). Un estudio reciente sobre la recomposición de la pareja en Uruguay demuestra que el determinante más importante es la edad a la disolución de la primera unión, principalmente para las mujeres (Cabella 2014). A partir de los treinta años decrece de

manera significativa la probabilidad de conformar una segunda unión, y, por tanto, de tener un hijo posdisolución. También, en consonancia con este estudio, se demuestra que la presencia de hijos de la primera unión no es un obstáculo para la conformación de una nueva unión. Como ya se ha visto, los hijos de uniones anteriores no afectan directamente la probabilidad de tener un (nuevo) hijo en tanto se produzca una nueva unión, tal como se ha demostrado en otros estudios (Vikat, Thomson, y Hoem 1999; Jefferies et al. 2000; Beaujouan y Wiles 2011).

15. Apéndice del capítulo II

Tabla 8. Caracterización sociodemográfica de las mujeres según historia conyugal. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 (%)

	Nunca unidos	Una única unión	Separadas/divorciadas	En segunda unión o más
Historia conyugal	10,9	58,6	18,3	12,2
Grupo de edad				
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
55 a 67 años	--	55,0	26,8	10,1
Nivel educativo alcanzado				
Bajo (hasta ciclo básico completo)	9,2	55,2	21,6	14,1
Medio (bachillerato incompleto y completo)	8,1	64,2	15,5	12,3
Alto (estudios terciarios)	16,3	58,7	16,0	9,0
Proporción que tuvo hijos	39,2	92,5	85,6	92,5
Paridez media acumulada				
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
Edad mediana al primer hijo/a**	35	25	25	23
Edad mediana a la primera unión***	--	23	22	20
N=1229				

Estimaciones ponderadas

** 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.

Tabla 9. Descripción de las variables principales de la Encuesta de Situaciones Familiares. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	N	%
Trayectoria conyugal		
Una única unión	708	66,9
Separados/divorciados o en 2 o más uniones	332	33,1
Total	1.040	100,0
Hijos y uniones		
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
Grupos de edad		
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
Nivel educativo alcanzado		
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

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 10. Test *Kolmogorov-Smirnov* test de diferencia de distribución de la cantidad de hijos tenidos entre grupos. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Grupo	D	Valor p	Exact
Una única unión	0,0038	0,993	
Al menos una separación	-0,0752	0,078	
Combinado K-S:	0,0752	0,155	0,146

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 11. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la edad a la primera unión. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ⁵²

Mediana	Una única unión	Al menos una separación	Total
No	330	192	522
Sí	370	126	496
Total	700	318	1.018
Pearson chi ² =15,3298	chi2(1)		P=0,0000

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 12. Prueba de hipótesis de diferencia de medias de la edad media al primer hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Grupo	Observaciones	Media	Error estándar	Desvío estándar	[99% Intervalo de confianza]	
Una única unión	686	26,10058	0,2552676	6,685867	25,44122	26,75995
Al menos una separación	331	25,84592	0,4377702	7,964532	24,71174	26,9801
Combinado	1017	26,0177	0,2233991	7,124296	25,44118	26,59422
Diferencia		0,2546616	0,476957		-0,9762126	1,485536
Dif. = media (en una única unión) - media (al menos una disolución)					t = 0,5339	
Ho: dif. = 0 Grados de libertad = 1015						
Ha: dif. < 0 Ha: dif. != 0 Ha: dif. > 0						
Pr (T < t) = 0,7032 Pr (T > t) = 0,5935 Pr (T > t) = 0,2968						

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 13. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la edad al primer hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Mediana	Una única unión	Al menos una separación	Total
No	350	193	543
Sí	336	138	474
Total	686	331	1017
Pearson chi2(1) = 4,7652 Pr = 0,029			
Continuity corrected: Pearson chi2(1) = 4,4768 Pr = 0,034			

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 14. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la distancia en tiempo entre el primera unión y primer hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Mediana	Una única unión	Al menos una separación	Total
No	422	176	598
Sí	262	137	399
Total	684	313	997
Pearson chi2(1) = 2,6726 Pr = 0,102			
Continuity corrected: Pearson chi2(1) = 2,4498 Pr = 0,118			

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

⁵² Este test examina si dos subgrupos de una misma muestra tienen la misma mediana respecto a determinada variable, en este caso la edad a la primera unión. La hipótesis nula es que ambas medianas son iguales.

Tabla 15. Prueba de hipótesis de diferencia de medianas sobre la distancia en tiempo entre el primer y segundo hijo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Mediana	Una única unión	Al menos una separación	Total
No	381	153	534
Sí	257	134	391
Total	638	287	925

Pearson $\chi^2(1) = 3,3307$ Pr = 0,068

Continuity corrected: Pearson $\chi^2(1) = 3,0733$ Pr = 0,080

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 16. Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Hijos después disolución primera unión	Edad al momento encuesta	Nivel educativo	Edad a la primera unión	Tipo de unión de la primera unión	Edad a la disolución de la primera unión	Tener una segunda unión	Edad al primer hijo	Número de hijos de la primera unión
Hijos después disolución primera unión	1								
Edad al momento encuesta	0,0117	1							
Nivel educativo alcanzado	-0,1036	-0,0007	1						
Edad a la primera unión	-0,1875	0,0927	0,295	1					
Tipo de unión de la primera unión	0,1244	0,1351	-0,0971	-0,1742	1				
Edad a la disolución de la primera unión	-0,2681	0,0821	0,0693	0,3819	-0,2875	1			
Hubo segunda unión	0,2403	-0,1263	-0,0084	-0,1619	-0,0151	-0,373	1		
Edad al primer hijo	-0,0006	0,1145	0,4308	0,5523	-0,1732	0,1451	-0,0321	1	
Número de hijos de la primera unión	-0,1548	0,1977	-0,105	-0,1065	-0,2993	0,1731	-0,3355	-0,8100	1

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 17. Prueba de hipótesis de diferencia de medias sobre el número de hijos acumulados. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Grupo	Observaciones	Media	Error estándar	Desvío estándar	[99% Intervalo de confianza]
Una única unión	686	2,198251	0,0504715	1,321931	2,067881 2,32862
Al menos una separación	330	2,090909	0,0865492	1,572245	1,866673 2,315146
Combinado	1016	2,163386	0,0441803	1,408237	2,04937 2,277401
Diferencia		0,1073416	0,094328		-0,1360893 0,3507725
dif. = media(una única unión) - media(Al menos una separación) t = 1,138					
Ho: dif. = 0				Grados de libertad= 1014	
Ha: dif. < 0		Ha: dif. != 0		Ha: dif. > 0	
Pr(T < t) = 0,8723		Pr(T > t) = 0,2554		Pr(T > t) = 0,1277	

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 18. Prueba de hipótesis de diferencia de medias sobre el número de hijos acumulados en la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo, 2008

Grupo	Observaciones	Media	Error estándar	Desvío estándar	[99% Intervalo de confianza]	
Una única unión	686	2,068513	0,0495082	1,2967	1,940632	2,196394
Al menos una separación	330	1,154545	0,0717624	1,303629	0,9686195	1,340471
Combinado	1016	1,771654	0,04289	1,36711	1,660968	1,882339
Diferencia		0,9139677	0,0870204		0,6893954	1,13854
dif. = media(una única unión) - media(Al menos una separación) t = 10,5029						
Ho: dif. = 0				Grados de libertad = 1014		
Ha: dif. < 0		Ha: dif. != 0		Ha: dif. > 0		
Pr (T < t) = 1,0000		Pr (T > t) = 0,0000		Pr (T > t) = 0,0000		

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 19. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión por edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008⁵³

Edad a la disolución	Estimación	Intervalo de confianza	
20	0,96	0,90	1,01
25	0,80	0,70	0,90
30	0,42	0,28	0,56
35	0,12	-0,01	0,24
40	0,02	-0,02	0,06
45	0,004	-0,01	0,01

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

⁵³ Estimaciones realizadas a través modelos de regresión logística de tiempo discreto y manteniendo constantes en la media al resto de las variables independientes.

Tabla 20. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión según número de hijos de la primera unión y edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ⁵⁴

Edad a la disolución de la primera unión	0 hijos			1 hijo			2 o más hijos		
		Intervalo de confianza			Intervalo de confianza			Intervalo de confianza	
20	0,97	0,93	1,01	0,94	0,87	1,02	0,95	0,86	1,00
25	0,86	0,74	0,99	0,75	0,60	0,90	0,77	0,56	0,98
30	0,54	0,22	0,86	0,35	0,17	0,54	0,38	0,18	0,58
35	0,18	-0,09	0,45	0,09	-0,03	0,21	0,10	-0,01	0,21
40	0,04	-0,0	0,13	0,01	-0,02	0,06	0,02	-0,02	0,06
45	0,01	-0,02	0,03	0,01	-0,01	0,01	0,00	-0,01	0,01

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 21. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión según si hubo segunda unión y edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ⁵⁵

Edad a la disolución de la primera unión	No hubo segunda unión			Hubo segunda unión		
		Intervalo de confianza			Intervalo de confianza	
20	0,80	0,56	1,03	0,98	0,95	1,01
25	0,42	0,17	0,66	0,90	0,83	0,96
30	0,11	0,00	0,22	0,61	0,47	0,75
35	0,02	-0,01	0,06	0,22	0,01	0,43
40	0,00	-0,01	0,01	0,05	-0,04	0,14
45	0,00	0,00	0,00	0,01	-0,02	0,03

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

⁵⁴ Estimaciones realizadas a través modelos de regresión logística de tiempo discreto y manteniendo constantes en la media al resto de las variables independientes.

⁵⁵ Estimaciones realizadas a través modelos de regresión logística de tiempo discreto y manteniendo constantes en la media al resto de las variables independientes.

Tabla 22. Estimaciones del riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión según número de hijos de la primera unión, si hubo segunda unión y edad a la disolución. Modelos de regresión logística de tiempo discreto. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ⁵⁶

Edad a la disolución	Sin hijos primera unión y sin segunda unión		Sin hijos de la primera unión y con segunda unión		Con hijos primera unión y sin segunda unión		Con hijos primera unión y con segunda unión	
	Estimación	Intervalo de confianza	Estimación	Intervalo de confianza	Estimación	Intervalo de confianza	Estimación	Intervalo de confianza
20	0,94	0,81 1,08	0,99	0,97 1,00	0,81	0,54 1,09	0,97	0,93 1,01
25	0,75	0,40 1,10	0,92	0,86 0,99	0,44	0,14 0,75	0,86	0,77 0,95
30	0,35	0,01 0,69	0,68	0,43 0,93	0,13	0,01 0,24	0,53	0,36 0,69
35	0,09	-0,03 0,21	0,28	-0,07 0,63	0,03	-0,01 0,06	0,17	-0,01 0,34
40	0,02	-0,02 0,05	0,07	-0,09 0,22	0,01	-0,01 0,01	0,04	-0,03 0,10
45	0,00	-0,01 0,01	0,01	-0,03 0,05	0,00	0,00 0,00	0,01	-0,01 0,02

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

⁵⁶ Estimaciones realizadas a través modelos de regresión logística de tiempo discreto y manteniendo constantes en la media al resto de las variables independientes.

Capítulo III. Trayectorias conyugales y reproductivas luego de la disolución de la primera unión

Resumen

El objetivo de este capítulo es estudiar los eventos de la vida reproductiva y conyugal de las mujeres montevideanas luego de la disolución de la primera unión. El análisis combina dos técnicas de análisis estadístico. La primera consiste en una descripción de los episodios conyugales y reproductivos que tuvieron lugar luego de la primera disolución, utilizando para ello el análisis de secuencia. Con esta técnica se pretende identificar tipos de trayectorias. La segunda se basa en la estimación de modelos multivariados para detectar los factores asociados con los tipos de trayectorias e identificar qué trayectoria acumula mayor fecundidad.

Se encuentran tres diferentes tipos de trayectorias posruptura. La primera, se caracteriza por la permanencia fuera de una unión conyugal luego de la ruptura. La segunda trayectoria está determinada por la formación de una nueva pareja en la que se inicia la vida reproductiva. La tercera se caracteriza por una mayor rapidez en la formación de la segunda unión y por incluir hijos ya sea solo de la primera unión o de las dos uniones. Las tres trayectorias están asociadas con el nivel educativo alcanzado, la cohorte de nacimiento y el calendario de formación familiar, pero la trayectoria que incluye más de una pareja e hijos de distintas uniones es la que acumula más fecundidad.

Palabras clave: 1) disolución primera unión, 2) trayectorias conyugales y reproductivas, 3) fecundidad posdisolución, 4) Montevideo-Uruguay.

16. Introducción

La disolución de la primera unión y las separaciones en general son eventos cada vez más frecuentes en los países occidentales. En consecuencia, las trayectorias conyugales y reproductivas son cada vez más complejas en la medida que las separaciones, implican mayores probabilidades de formar nuevas uniones y tener hijos en ellas.

Si bien los cambios en los patrones de formación y disolución de las uniones y del comportamiento reproductivo han sido extensamente documentados en Uruguay (Peri 1994; Filgueira 1996; Cabella 1998, 2007, 2008, 2009, 2010, 2014; Kaztman y Filgueira 2001; Paredes 2003; Varela 2005; Varela, Pollero, y Fostik 2008; Fernández Soto 2010; Amarante y Perazzo 2011; Varela, Fostik, y Fernández Soto 2012; Nathan 2013, 2015a, 2015b; Fostik 2014; Varela et al. 2014; Nathan, Pardo, y Cabella 2016; Doyenart y Varela Petito 2017), aún es escasa la información que permite conocer la vida conyugal y reproductiva después de las rupturas, en un país que se caracteriza por sus altos niveles de divorcio

Este capítulo analiza cuáles son los recorridos familiares luego de la ruptura de la primera unión, con el fin de contribuir a una mejor comprensión de la complejidad de la vida familiar actual.⁵⁷ Para ello, se presta particular atención a dos transiciones del curso de vida posdisolución: la formación de la segunda unión y el nacimiento de hijos en dicha unión. La perspectiva del curso de vida permite relacionar eventos del pasado tomando en cuenta su calendario, la duración de los individuos en los distintos estados y la secuencia de roles. Se considera este abordaje para describir los patrones conyugales y reproductivos después de la disolución de la primera unión.

17. Antecedentes

El incremento de la inestabilidad conyugal conduce a un aumento de personas que reingresan al llamado mercado matrimonial y eventualmente vuelven a formar una unión y a tener hijo(s), inclusive cuando ya son madres/padres. El estudio de la formación de uniones posdisolución y de los hogares ensamblados permite entrar en el corazón de la complejidad de las familias del siglo XXI (Cherlin 1978, 2016; Sweeney 2010).

⁵⁷ De aquí en más cuando haya una referencia sobre trayectorias o recorridos familiares debe ser entendido por el conjunto de eventos conyugales y reproductivos que experimentan las mujeres. Es decir, formación o disolución de uniones y tener hijos.

Toulemon & Knudsen (2006) plantean que una de las características más recientes de la Segunda Transición Demográfica (STD) es el desarrollo de patrones familiares que consisten en una serie de parejas duraderas a lo largo del curso de vida -con o sin hijos- y separadas por episodios de soltería (Toulemon y Knudsen 2006; Sobotka y Toulemon 2008).

La emergencia de nuevas formas familiares después de la disolución de la primera unión ha estimulado la investigación en torno a los factores que se asocian a la diversidad de trayectorias posruptura, un aspecto que recibe particular atención refiere a sus potenciales efectos sobre la fecundidad (Goldscheider y Sassler 2006; Sweeney 2010; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). La literatura identifica que el estatus parental, la ocupación, los recursos socioeconómicos y la edad a la separación son los factores que tienen mayor influencia tanto en la probabilidad de conformar una nueva pareja como en procrear en dicha unión (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Goldscheider y Sassler 2006; Sweeney 2010; Meggiolaro y Ongaro 2015; Vanassche et al. 2015).

En Montevideo, un tercio de las mujeres entre 25 y 67 años, pasó al menos por una disolución y el 48% de estas conformó una segunda unión (ESF 2008). La mayoría de las mujeres con al menos una disolución tuvo hijos solamente en la primera unión (64%), pero más de la tercera parte (36%) volvió a tener hijos en otra unión (un 20% tuvo hijos en la primera y en la segunda unión o más y un 16% tuvo en la segunda y/o siguientes). En cuanto a los hogares ensamblados, las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) muestran que su peso en el total de hogares pasó de 5% en 2001 a 7% en 2015. La proporción de hogares con hijos solo de la unión previa (de cualquiera de los cónyuges) aglutina casi la mitad de estos hogares. La otra mitad está compuesta por hijos de uniones previas y de la nueva unión. La literatura señala que en un contexto de altos niveles de disoluciones conyugales, la segunda unión o de mayor orden debería considerarse un evento tan importante como la primera, porque tiene implicancias similares en el curso de vida y bienestar de las personas (Bumpass, Sweet, y Castro-Martin 1990a).

17.1. La incidencia de los hijos de la primera unión en la conformación de una segunda unión

Los antecedentes teóricos señalan que existen tres componentes centrales para entender la variabilidad del riesgo de conformar una nueva unión luego de la disolución de la primera: 1) necesidad, 2) atractivo y 3) oportunidad (De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015). Por un lado, la *necesidad* de una segunda unión depende en parte de la fecundidad previa. Estos autores plantean que las mujeres sin hijos tendrían mayores expectativas de formar una nueva pareja con el objetivo de tener hijos (De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015). Las mujeres que ya son madres podrían tener una menor preferencia por volver a entrar en unión, ya que sus intenciones reproductivas pueden haberse completado en la primera. No obstante, los requerimientos económicos y de cuidado pueden motivar la búsqueda de una nueva pareja. A esto se suma que se ha demostrado que las mujeres separadas pierden bienestar económico con la ruptura de la unión (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Seltzer 1994; Lampard y Peggs 1999; Bartfeld 2000; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015; Pasteels y Mortelmans 2017). Por otro lado, en términos de *atractivo*, las mujeres con hijos suelen considerarse "menos atractivas", dado que una nueva unión supone enfrentar la complejidad de conformar un hogar ensamblado. Mientras que las mujeres sin hijos resultan "más atractivas" por la ausencia de dicha complejidad (De Graaf y Kalmijn 2003a; Ivanova, Kalmijn, y Uunk 2013; Vanassche et al. 2015; Gałężewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). Finalmente, en términos de *oportunidades*, las personas que residen con hijos de la primera unión tienen menores chances de tener una vida social activa que les permita conocer una potencial pareja y por eso tendrían menos oportunidades de conformar una nueva unión (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; Vanassche et al. 2015). Si bien la probabilidad es baja, puede incrementarse cuando se conocen potenciales parejas que también tienen hijos de la primera unión. Esto se debe principalmente a que suelen concurrir a lugares en donde este perfil de personas es más frecuente. De todas maneras, las mujeres con hijos tienen menos oportunidades de conformar una nueva unión, si se las compara con las que no tienen hijos (Sweeney 1997, 2010; Lampard y Peggs 1999; De Graaf y Kalmijn 2003a; Vanassche et al. 2015). También se ha evidenciado que las mujeres con hijos tienen menor probabilidad de formar una nueva unión en relación con los varones con hijos. Cuanto mayor es el número de

hijos de la primera unión menor es la probabilidad de volver a unirse. (Lampard y Peggs 1999; De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Sweeney 2010; Beaujouan 2012; Spijker, Simó, y Solsona 2012a). No obstante, existe cierta variabilidad en función de la edad de los hijos y del tipo de arreglo de residencia de los progenitores (Griffith, Koo, y Suchindran 1985; Sweeney 1997; De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2015; Mortelmans y Pasteels 2015). Vanassche et al. (2015) demuestran que, el estatus parental junto con el arreglo de convivencia de los hijos entre los progenitores, son factores que inciden conjuntamente en las chances de formar una unión después de la ruptura de la primera unión. Para los varones, la coresidencia con sus hijos incrementa la probabilidad de formar una unión con una mujer que ya es madre (Goldscheider y Sassler 2006). En cambio, para las mujeres, tener hijos coresidentes disminuye dicha probabilidad, aunque se incrementa algo la posibilidad de formarla con varones que ya son padres (Goldscheider y Sassler 2006). También se ha evidenciado que el arreglo de residencia de los hijos entre progenitores tiene un mayor impacto en la probabilidad de formar una nueva unión que el estatus parental. Los padres y madres que corresiden con hijos a tiempo completo tienen una probabilidad más baja de formar una nueva unión, mientras que los que tienen un arreglo de residencia compartido tienen una probabilidad mayor (Beaujouan 2012; Mortelmans y Pasteels 2015; Vanassche et al. 2015). Esto podría ser explicado porque las personas separadas que residen con hijos a tiempo completo pierden atractivo en el mercado matrimonial y tienen menos oportunidades de conocer a otras personas por la escasez de tiempo libre (De Graaf y Kalmijn 2003a; Beaujouan 2012; Vanassche et al. 2015). No obstante, las personas que residen con hijos de la primera unión también tienen necesidades financieras y de cuidados que pueden llegar a incidir en la probabilidad de conformar una nueva unión (Sweeney 1997, 2010; Lampard y Peggs 1999; Vanassche et al. 2015). Como se ha señalado, la disolución conyugal tiende a empeorar el bienestar de mujeres, por lo que la conformación de un nuevo hogar podría ser una estrategia para salir de dicha situación (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Sweeney 1997; Lampard y Peggs 1999; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015; Pasteels y Mortelmans 2017). Finalmente, si bien muchos estudios han demostrado la relación negativa entre la presencia de hijos de la primera unión con la conformación de una segunda, también han mostrado que esa relación es cambiante en función de otros atributos como edad, nivel socioeconómico, ascendencia racial, etc. (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Goldscheider y Sassler 2006).

17.2. La incidencia de la edad a la disolución, la duración de la primera unión y la edad a la segunda unión

La literatura muestra que, en promedio, existe una relación negativa entre la edad a la disolución y la probabilidad de conformar una nueva unión y que es uno de los predictores más fuertes de entrada en unión posdisolución (Sweeney 1997; Lampard y Peggs 1999; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). A medida que aumenta la edad a la disolución decrecen las chances de formar una nueva unión porque los varones tienden a formar uniones con mujeres más jóvenes (Lampard y Peggs 1999; Brown 2000; De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; Spijker, Simó, y Solsona 2012a; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Vanassche et al. 2015; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). También se ha demostrado que el efecto de la edad a la separación es más fuerte para las mujeres que para los varones (Ganong, Coleman, y Hans 2006; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012). Finalmente, una edad a la disolución más tardía también supone una mayor probabilidad de haber tenido hijos en la primera unión, por lo que los dos factores combinados hacen que disminuyan las chances de tener una nueva pareja (Brown 2000; Prskawetz et al. 2003; Wu y Schimmele 2005; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012).

En el mismo sentido, la duración de la primera unión puede facilitar u obstaculizar la conformación de una segunda unión. Las mujeres que han tenido una relación larga: tienen más habilidades para la vida en pareja y el haber pasado una parte importante de su vida en pareja les puede generar dificultades para acostumbrarse a la vida en soltería (Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). Esto puede llevar a que sean más propensas a conformar una nueva unión. Pero, al mismo tiempo, estar en una relación por mucho tiempo puede generar que no tengan experiencia en la búsqueda de un nuevo cónyuge y que les sea más difícil encontrar candidatos y conformar una nueva unión (Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). La evidencia al respecto no es concluyente. En algunos países europeos como Holanda y Rusia se identifica un efecto positivo, sin embargo, en Francia, Inglaterra, Alemania, Noruega y Rumania que no tiene efecto en la probabilidad de conformar una nueva unión (De Graaf y Kalmijn 2003a; Ivanova, Kalmijn, y Uunk 2013; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017).

La edad a la que se conforma la segunda unión está obviamente relacionada con la edad a la disolución e inversamente relacionada con la probabilidad de tener un hijo post-separación (Brown 2000; De Graaf y Kalmijn 2003a; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012).

Finalmente, es importante notar que no se ha encontrado literatura que incorpore la voluntad o preferencias conyugales de las mujeres después de la disolución de la primera unión.

17.3.La fecundidad en las uniones de segundo orden o superior

En Europa, en el nivel agregado, se ha encontrado en las últimas décadas una correlación positiva entre las disoluciones y la fecundidad. No obstante, también se han identificado dificultades para determinar si las separaciones realmente tienen un efecto neto positivo en la fecundidad (Thomson et al. 2009; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012). En el nivel individual, algunos atributos afectan el riesgo de tener hijos en una nueva unión: la edad a la primera unión, la presencia de hijos de uniones previas y la edad a la separación. van Bavel et al. (2012) demuestran para varios países europeos que en el nivel micro no es posible establecer un efecto positivo de las disoluciones en la fecundidad acumulada de las mujeres. Entrar en una nueva unión aumenta las chances de incrementar el número de hijos que acumulan las mujeres, pero ese predictor está antecedido por atributos individuales del curso de vida (van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012).

El estatus parental y los arreglos de residencia con los hijos de uniones previas también afectan la probabilidad de tener hijos en una nueva unión. En la literatura se recogen tres principales hipótesis o motivaciones: 1) querer ser padres; 2) el compromiso de la nueva unión y 3) brindar hermanos (Thomson et al. 2002). La evidencia empírica no es clara respecto a qué motivación pesa más en la decisión de tener hijos en una unión después de la disolución de la primera. Se ha demostrado que las parejas sin hijos o con un solo hijo de la unión anterior, tienen mayor probabilidad de tener hijos en la nueva unión en comparación con aquellos que o bien tienen dos o más hijos o que los dos cónyuges son padres de al menos un hijo (Beaujouan y Wiles 2011; Thomson et al. 2002). Otros estudios muestran que los hijos de las uniones previas no afectan esta probabilidad, consolidando la idea de que prevalece la hipótesis de la búsqueda de un hijo de la nueva

unión como señal de compromiso afectivo (Griffith, Koo, y Suchindran 1985; Vikat, Thomson, y Hoem 1999; Jefferies et al. 2000). Otras investigaciones señalan que, más que la presencia de los hijos de la unión anterior, lo que tiene más incidencia es la edad del hijo más pequeño: cuanto menor es la edad decrece la probabilidad de un nacimiento en la nueva unión (Griffith et al. 1985), pero la evidencia al respecto tampoco es concluyente.

17.4. Estudios sobre trayectorias después de la disolución de la primera unión

Son escasos los estudios desde la perspectiva del curso de vida que analicen las trayectorias luego de la disolución de la primera unión. En América Latina no existen estudios al respecto. Los antecedentes más directos de este estudio son dos trabajos específicos sobre las trayectorias conyugales y reproductivas después de la separación (Mortelmans y Pasteels 2015; Vanassche et al. 2015). Uno describe las trayectorias familiares posdivorcio de mujeres y varones en Bélgica (Vanassche, Corijn, y Matthijs 2015) donde se evidencia que una de cada tres personas se mantiene fuera de una unión durante los primeros siete años luego de la disolución de la primera unión, los autores señalan que esta es la trayectoria estándar más frecuente. Sin embargo, también demuestran que otra parte importante de la población conforma una nueva unión de manera bastante rápida, en la que, eventualmente, puede haber nuevos hijos. También muestran que existe una importante heterogeneidad en las trayectorias que conforman mujeres y varones en cuanto a la duración en los distintos estados y el momento en que sucede la segunda unión y que de eso depende el nacimiento de un hijo en esta nueva relación (Vanassche, Corijn, y Matthijs 2015). Mortelmans & Pasteels (2015) ,también en Bélgica, encuentran que la presencia de hijos de la primera unión determina el tipo de trayectoria que se desarrolla después de la ruptura conyugal y, que, esta relación es más fuerte en las mujeres que en los varones. Las mujeres con hijos son menos propensas a formar nuevas uniones y tienden a preferir arreglos de tipo no coresidencial (LAT)⁵⁸ cuando tienen hijos con los que conviven. También demuestran que cuando existen arreglos de residencia compartida entre los padres de los hijos de la primera unión, las

⁵⁸ Por sus siglas en inglés: *Living Apart together*.

madres tienen una mayor probabilidad de conformar una segunda unión (Mortelmans y Pasteels, 2015).

18. Datos y métodos

Los datos utilizados provienen de la Encuesta sobre Situaciones Familiares (ESF).⁵⁹ El estudio se enfoca solo en mujeres de 25 a 67 años que tuvieron al menos una disolución.⁶⁰ La muestra está definida 333 casos, que representan el 28% del total de la muestra final.⁶¹

Para comparar la secuencia, se utilizaron las mediciones de distancia a través de la matriz de distancia del método "*Optimal Matching*" (OM). Este método se basa en modelos no estocásticos y utiliza técnicas de alineación de secuencias que miden la semejanza entre el encadenamiento de eventos (Abbott 1990, 1995). Para medir la semejanza entre dos secuencias, se cuenta el número de cambios (inserción, sustitución y eliminación) que hay que hacer para transformar una en la otra y se le asocia un costo a cada cambio.⁶² El OM produce una matriz de distancia entre las secuencias a partir de estos costos. En resumen, este método se basa en la idea de similitud o disimilitud entre secuencias y mide el nivel de similitud/disimilitud, considerando el costo necesario para transformar una secuencia en otra. Cada operación tiene un costo asignado por el investigador y la suma final de estos costos es el costo de haber aplicado una serie de operaciones. La distancia entre dos secuencias es el "costo" mínimo final de transformar una secuencia en otra (Abbott 1990, 1995). Una vez que se determinan las secuencias, se agrupan las similares utilizando la matriz de distancia obtenida por el OM y usando métodos de clasificación

⁵⁹ En la sección "Abordaje metodológico" de este trabajo se describió pormenorizadamente esta fuente de información (ver página 2).

⁶⁰ Son excluidas del análisis aquellas que nunca se unieron, las que se unieron por primera vez después de la edad de 45 años, las que terminaron su unión conyugal antes de la edad de 45 años, las que terminaron su primera unión debido a viudez o migración y las que nunca disolvieron la primera unión.

⁶¹ Sería recomendable contar con una muestra más grande que permita trabajar con más observaciones y confirmar los resultados de este trabajo. Para Uruguay la información sobre la historia conyugal y reproductiva solo está disponible en esta encuesta, la ESF. Lo óptimo sería trabajar con una muestra de mujeres de al menos 40 años o más. Sin embargo, debido al tamaño de la muestra, se trabajó con todas las mujeres que disolvieron su primera unión, minimizando los sesgos del truncamiento mediante el control del tiempo de exposición en las estimaciones y aumentando la cantidad de observaciones.

⁶² El "indel cost" que se utiliza es el que está por defecto en Stata, que es 1. Para la sustitución se utiliza el doble del "indel cost". También se utiliza la opción "full" del comando "sqom". Esta opción implica comparar todas las secuencias contra todas y a partir de allí obtener la matriz de distancia para conformar los grupos de secuencias. También se seleccionó la opción "standard longer", que permite estandarizar los resultados de la distancia entre las secuencias, dividiendo todas las distancias por la longitud de la secuencia más larga.

de análisis de conglomerados (*Cluster Analysis*). Esto permitió obtener grupos con secuencias similares. Identificados los grupos de secuencias, se elige una secuencia como el tipo ideal de cada grupo (el más frecuente en general) que permite representar al grupo (Brzinsky-Fay, Kohler, y Luniak 2006). En este estudio, en el análisis de conglomerados jerárquico se aplicó el algoritmo de Ward para agrupar y se seleccionaron tres grupos de tipos de trayectorias posdisolución de la primera unión.

La segunda técnica es el análisis multivariado para detectar los factores asociados con los tipos de trayectorias e identificar qué trayectoria permite acumular más fecundidad a las mujeres. En primer lugar, se estimaron regresiones multinomiales para identificar los factores relacionados con cada tipo de trayectoria. La variable dependiente son los tres tipos de trayectorias provenientes del análisis de secuencia. Las variables independientes incluidas en los modelos se dividen en dos grupos. El primero, incluye como variables de control la cohorte de nacimiento (1960-82 y 1950-59) y el nivel educativo alcanzado. El segundo grupo, incluye variables relacionadas con el calendario de formación familiar: edad a la primera unión, edad a la primera disolución y edad al primer nacimiento. Las categorías de la variable dependiente son la trayectoria tipo A, B y C. La categoría A es la que se usa como categoría de referencia. Formalmente, la regresión logística multinomial es la siguiente:

$$\ln \left[\frac{\Pr(Y = m|\mathbf{x})}{\Pr(Y = b|\mathbf{x})} \right] = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_{m|b}, \text{ para } m = 1 \text{ a } j$$

Donde,

m , son las categorías de la variable dependiente que no son la referencia ($m=1$ a j)

b , es la categoría de referencia de la variable dependiente

\mathbf{x} , son las variables independientes

$\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_{m|b}$, es el vector de variables independientes por el vector de los coeficientes de la regresión comparando la categoría m con la categoría de referencia b de la variable dependiente (Hosmer y Lemeshow 2000; Long y Freese 2006).

En segundo lugar, se estimaron regresiones de Poisson generalizados, considerando como variable dependiente el número de hijos acumulado al momento de la encuesta. Se utilizó el tipo de trayectoria posdisolución como una variable independiente y se controló por

edad y nivel educativo alcanzado. El tiempo de exposición se controló a través de una variable que mide el tiempo entre la edad actual y la edad a la disolución de la primera unión. La función de densidad de probabilidad $f(y_i)$ y la media μ_i se presentan así: ^{63 64 65}

$$P(Y_i = y_i) = f(y_i) = \left(\frac{\mu_i}{1 + \alpha\mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \alpha y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left(- \frac{\mu_i(1 + \alpha y_i)}{1 + \alpha\mu_i} \right)$$

y

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$$

Donde,

y_i es número de hijos acumulados hasta el momento de la encuesta,

\mathbf{x}_i es el vector de los valores de las variables independientes de la mujer i ,

$\boldsymbol{\beta}$ es el vector de los coeficientes de las variables independientes

μ_i es el numero predicho de hijos y

α es el parámetro que permite que la varianza sea distinta de la media.

19. Objetivos e hipótesis

El objetivo general consiste en estudiar la vida conyugal y reproductiva de las mujeres una vez que disuelven su primera unión. Los objetivos específicos son: 1) Identificar los tipos de trayectorias posteriores al divorcio o separación, en términos de duración, y la secuencia de estados; 2) Conocer los factores asociados con cada trayectoria; 3) Detectar en qué tipo de trayectoria las mujeres acumulan más fecundidad.

Las hipótesis que guían el trabajo son las siguientes. a) Las trayectorias presentan perfiles demográficos específicos, asociados principalmente con el calendario de formación familiar. En la medida que el calendario es más temprano, los estados fuera de unión -

⁶³ La parametrización del modelo de Poisson generalizado que proponen (Wang y Felix 1997) es más sencilla que las de Winkelmann y Zimmermann (1994) y de Yang (2012).

⁶⁴ La estimación de la regresión de Poisson generalizada se obtuvo a través del comando de Stata *gpoisson* que utiliza una parametrización distinta, pero con interpretación similar de los coeficientes de las variables independientes.

⁶⁵ La varianza es una función de la media: $V(Y_i | \mathbf{x}_i) = \mu_i(1 + \alpha\mu_i)^2$.

posteriores a la primera -tienden a ser de menor duración. Asimismo, los episodios de segundas nupcias y de orden mayor están más presentes, en comparación con las que tienen un inicio tardío. Además, las disoluciones que se produjeron a edades más tempranas generan una mayor probabilidad de tener hijos en diferentes uniones (MPF). b) El factor decisivo en la probabilidad de una segunda unión y un posterior nacimiento, viene dado por el momento en que se disuelve la primera unión. Lo que a su vez se asocia con un calendario temprano de la primera unión. c) Las mujeres con trayectorias conyugales que incluyen varias parejas, tienden a acumular mayor fecundidad que aquellas que disuelven su primera unión y no conforman otra.

20. Resultados⁶⁶

20.1. Tipos de trayectorias posdisolución y sus características

El análisis de secuencia confirmó la existencia de diferentes trayectorias posdisolución de la primera unión.⁶⁷ Sin embargo, el nivel de concentración de secuencias alcanza un valor de 18,8%, lo que supone un alto nivel de secuencias similares. Se distingue la existencia de dos grandes grupos de trayectorias: a) la de mujeres que no vuelven a entrar en unión (56,4%) y b) la de mujeres que atraviesan distintos estados posdisolución (43,6%) (Tabla 23 y Gráfico 10. *Index plot* de la secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008).

Tabla 23. Distribución porcentual de las secuencias según estados posdisolución. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008

Fuera de unión	56,4
En unión con hijos de la primera unión	15,2
En una unión sin hijos	11,8
En unión con hijos de la primera unión y de la segunda (o de orden mayor)	8,8
En unión con hijos solo segunda unión (o de orden mayor)	7,9
Total	100,0

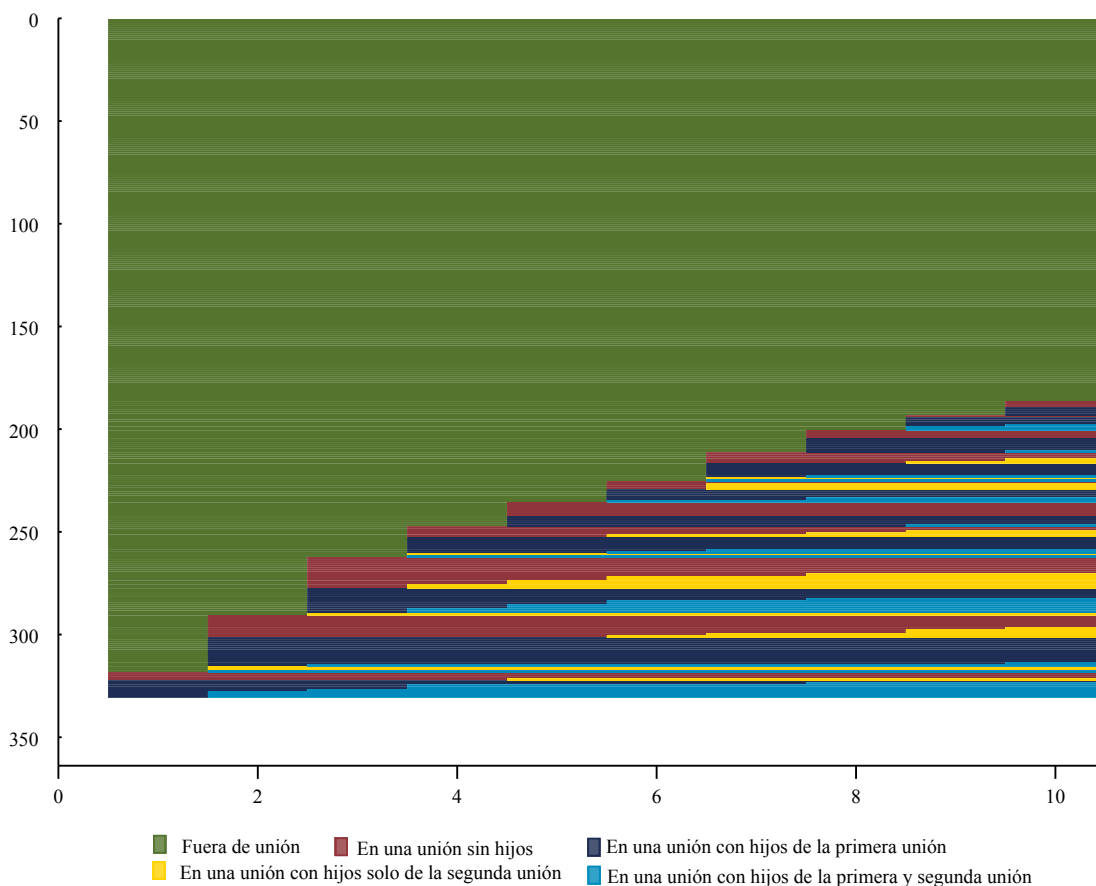
⁶⁶ A efectos de aligerar la lectura, para referirse a la disolución de la primera unión se usará la palabra disolución o sus sinónimos sin hacer referencia al orden de la unión. Solo cuando la frase o el contexto lo amerite se agregará que se trata de la disolución de la primera unión.

⁶⁷ Secuencia y trayectoria se utilizan como sinónimos.

N=333
 Base ponderada y en años persona.
 Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

En el Gráfico 10 se identifica una gran área verde que representa a las mujeres que se mantienen fuera de una unión. Luego, se observa el otro grupo de mujeres que presenta una mayor variabilidad en los estados que atraviesan después de la ruptura de la primera unión. Dentro de este último grupo, la secuencia más frecuente es la de mujeres que se unen después de la disolución de la primera unión con hijos solo de esa unión (15,2%). La segunda secuencia más frecuente es la que reúne a las mujeres que se unen nuevamente sin hijos de ninguna unión (11,8%). Le sigue la de mujeres que tienen una segunda unión con hijos de una unión previa y tienen también hijos con la nueva pareja (8,8%). En último lugar, están las trayectorias que solo tienen hijos en la unión posdisolución (7,9%) (Gráfico 10).

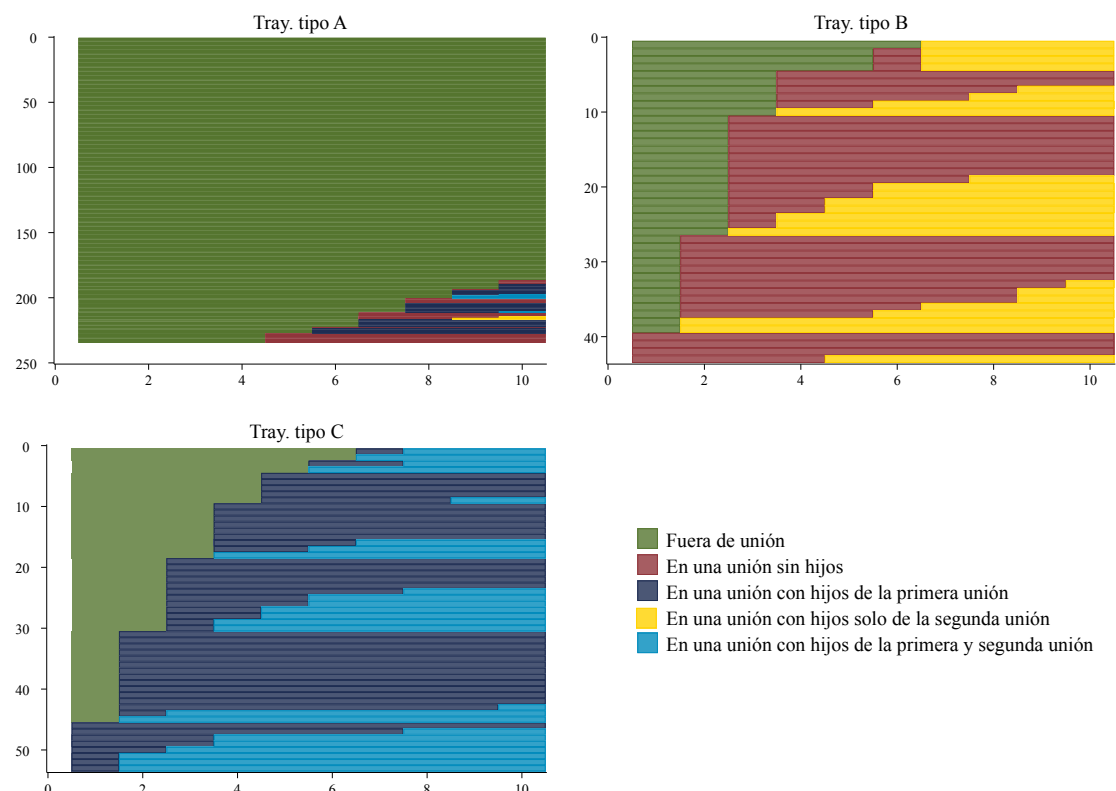
Gráfico 10. *Index plot* de la secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008



N=333
 Base ponderada y en años persona.
 Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Si bien el Gráfico 10 y la Tabla 23 ya permiten una primera clasificación de los tipos de trayectorias. El análisis de conglomerados permitió agrupar con mayor claridad las trayectorias en tres tipos (A, B y C), representadas en el Gráfico 11. La trayectoria tipo A, reúne al 72,4% de las mujeres y las tipo B y C, aglutinan el 12,0 % y 15,6 % respectivamente.

Gráfico 11. *Index plot* de la secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión por tipo de secuencia. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo- Uruguay, 2008



N=333

Base ponderada y en años persona.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Las mujeres que presentan trayectorias de tipo A -estar fuera de la unión conyugal en los 10 años siguientes a la disolución- tienen en promedio 31,6 años al momento de la disolución de la primera unión, la edad más alta de las tres categorías. En consecuencia, la duración de la primera unión es la más extensa, su valor promedio alcanza los nueve años. En cuanto a su historia reproductiva, la mayoría tuvo hijos en su primera unión (65,8 %) y la edad al primer hijo es cercana al promedio nacional (24,1 años) (Nathan 2015b) (Gráfico 11 y Tabla 24).

Las características de las mujeres que conforman una trayectoria de tipo B se pueden resumir en: tienen hijos solamente en la segunda unión, tuvieron una primera unión de corta duración (3,6 en promedio) y una edad temprana a la disolución (25,4) (Gráfico 11 y Tabla 24).

Finalmente, la trayectoria tipo C se caracteriza por: tener una unión relativamente larga, pasar poco tiempo fuera de unión (en promedio dos años) y por tener hijos de la primera unión o de hijos de la primera y la segunda. Las mujeres comprendidas aquí, también presentan transiciones más tempranas de la vida familiar: la edad media a la primera unión es 20,9 y al primer hijo 21,5 años (Gráfico 11 y Tabla 24).

Tabla 24. Estadísticos descriptivos de los tipos de trayectoria posterior a la disolución de la primera unión. Mujeres, Montevideo-Uruguay, 2008

	Tipo A		Tipo B		Tipo C	
	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar
Tiempo fuera de unión (años)	9,3	1,6	2,0	1,3	2,0	1,5
Tiempo en una unión sin hijos (años)	0,3	1,2	5,3	3,4	-	-
Tiempo en una unión con hijo(s) de la primera unión (años)	0,3	1,0	-	-	5,3	3,3
Tiempo en una unión con hijo(s) de la segunda unión (años)	0,0	0,1	2,7	2,9	-	-
Tiempo en una unión con hijo(s) de la primera unión y de uniones posteriores (años)	0,0	0,2	-	-	2,7	3,3
Edad a la disolución de la primera unión (años)	31,6	7,3	25,4	5,7	29,0	6,5
Porcentaje con hijo(s) de la primera unión	65,8	0,5	-	-	100,0	-
Edad a la primera unión (años)	22,9	5,5	22,1	5,2	20,9	3,8
Duración de la primera unión (años)	9,0	6,9	3,6	2,8	8,2	5,1
Edad al nacimiento del primer hijo (años)	24,1	4,7	25,0	5,9	21,5	4,0
Años-persona	2.340		430		560	
N	234		43		56	
%	72,4		12,0		15,6	

N=333

Base ponderada y en años persona.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Si bien la mayoría de las mujeres atraviesa la trayectoria de tipo A, se observa una mayor variabilidad trayectorias en las cohortes más jóvenes. Un 83,8 % de las mujeres de la cohorte de 1950-1959 no formaron una nueva unión. Sin embargo, en la cohorte más joven (1960-1982) el 65,7 % transita una trayectoria sin conformar una segunda unión.

Las trayectorias tipo B y C tienen en esta cohorte una incidencia cercana al 17 %, mientras que en la más antigua es el promedio es de cercano al 8% (Tabla 25).

Tabla 25. Distribución porcentual de las mujeres por nivel educativo y cohorte de nacimiento según tipo de trayectoria posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay 2008

		Tipo A	Tipo B	Tipo C	Total
Nivel educativo	Hasta ciclo básico	70,5	9,6	19,9	100,0
	Bachillerato y más	70,2	18,0	11,8	100,0
Cohorte de nacimiento	1960-1982	65,7	18,2	16,1	100,0
	1950-1959	83,8	5,6	10,6	100,0

N=333

Base ponderada y en años persona.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Respecto al nivel educativo, la trayectoria A tiene el mismo peso para las más y menos educadas. Las diferencias entre niveles educativos se observan en la incidencia de las trayectorias B y C. Las mujeres con desempeños educativos bajos transitan en mayor proporción la trayectoria tipo C, es decir, conforman varias uniones con hijos. En cambio, la trayectoria tipo B tiene un peso más importante en las mujeres más educadas.

Por otro lado, las diferencias en los calendarios de formación familiar (edad a la primera unión y al primer hijo) por nivel educativo, ya verificadas en otras investigaciones nacionales, podrían explicar el peso de la trayectoria B en las más educadas y la C en las menos educadas (Fernández Soto 2010; Varela, Fostik, y Fernández Soto 2012; Nathan 2015a, 2015b).

Los resultados de las estimaciones de las regresiones multinomiales sobre la probabilidad de transitar cada tipo de trayectoria muestran que los factores asociados varían con cada una de las categorías y confirman algunos de los resultados descriptivos.⁶⁸

La trayectoria tipo A -no formaron una nueva unión en el tiempo de observación- se asocia a las mujeres pertenecientes a la cohorte más antigua y con menor educación. Respecto a la asociación de los factores del calendario familiar con este tipo de trayectoria, se observa que la edad a la primera unión tiene un efecto negativo y que la edad a la disolución y al nacimiento del primer hijo tienen un efecto positivo. Es decir, que una unión temprana, una disolución tardía, y, por tanto, un vínculo conyugal largo y

⁶⁸ Ver en el apéndice del capítulo III los modelos estimados y distintas mediciones de ajuste (Tablas 32 a 34).

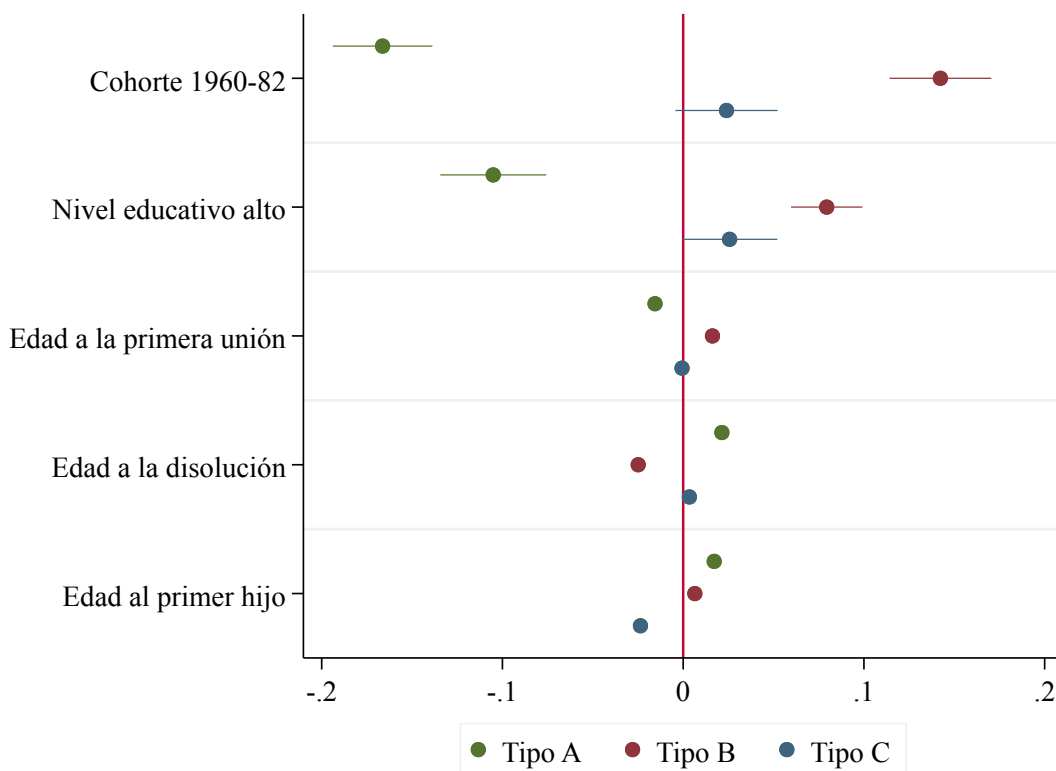
edades avanzadas al primer hijo, aumentan la probabilidad de transitar este tipo de trayectoria conyugal (Gráfico 12). Gałęzewska et al., (2017) plantean que las mujeres que tienen un vínculo de relativa larga duración tienen más dificultades para volver a entrar en unión, posiblemente porque estuvieron mucho tiempo en pareja y tienen menos experiencia en la búsqueda de otra (Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017).⁶⁹ No obstante, también las mujeres pueden no tener el deseo de formar una pareja, a partir de la experiencia de la primera unión. A esto se suma la presencia de hijos que, como se ha demostrado, disminuye la probabilidad de conformar una segunda unión (Lampard y Peggs 1999; De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Beaujouan 2012; Spijker, Simó, y Solsona 2012a; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). De todos modos, una vez más la evidencia no es concluyente. Existen estudios que plantean que la presencia de hijos de la primera unión no tiene incidencia en la posibilidad de volver a entrar en unión, en especial si solo hubo un hijo de la unión anterior (Sweeney 1997; Cabella 2008, 2014). A su vez, también se ha comprobado que si la disolución ocurre a edades tardías se reducen las chances de conformar una segunda unión (Beaujouan 2012; Gałęzewska et al. 2017; Lampard y Peggs 1999; Meggiolaro y Ongaro 2008; Sweeney 1997; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Wu y Schimmele 2005).

Las mujeres pertenecientes a las cohortes más jóvenes tienen mayor probabilidad de conformar una trayectoria de tipo B o C, tienen mayor riesgo de formar una nueva unión luego de la ruptura de la primera, tener hijos de varias uniones y conformar hogares ensamblados. Si bien tienen una alta probabilidad en ambos tipos, la magnitud del efecto es mayor en la trayectoria B que en la C. Es decir, que tienen más chances de formar una primera unión sin hijos y luego una segunda en la que sí tienen hijos (Gráfico 12). Esto concuerda con la literatura al respecto, que plantea que las mujeres que disuelven la primera unión sin hijos son las que tienen más chances de tener una segunda unión y de tener hijos en dicha situación. Los estudios señalan que esto se debe a que podrían tener un mayor deseo de formar una nueva unión para alcanzar sus expectativas reproductivas (Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; Spijker, Simó, y Solsona 2012a; Vanassche et al. 2015). Al mismo tiempo, se identifica que las mujeres de nivel educativo medio y alto tienen más probabilidades de conformar la trayectoria tipo B y C, aunque

⁶⁹ Está hipótesis debe ser considerada cautelosamente porque la evidencia al respecto no es concluyente. En algunos países se ha encontrado que la duración de la primera unión tiene un efecto positivo o nulo para conformar una segunda unión y eventualmente tener hijos en esta (De Graaf y Kalmijn 2003a; Ivanova, Kalmijn, y Uunk 2013; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017).

esta última en menor magnitud (Gráfico 12). Estas dos son las trayectorias que presentan nuevos eventos conyugales y reproductivos después de la disolución de la primera unión.

Gráfico 12. Efectos marginales promedio de la probabilidad de conformar un tipo de trayectoria posterior a la disolución de la primera unión. Modelos de regresión multinomial. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N=330
 Base de datos ponderada y en años personas
 Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Si bien estas trayectorias están más asociadas a las mujeres más jóvenes y con nivel educativo medio y alto, las probabilidades también están influidas por el calendario de formación familiar. Por ejemplo, en la trayectoria del tipo B la edad a la primera unión y al primer hijo tienen un efecto positivo, cuánto mayor es la edad de estos dos eventos crece la probabilidad de recorrer esta trayectoria. Pero al mismo tiempo la edad a la disolución tiene un efecto negativo, por lo que a menor edad a la disolución también es más probable la ocurrencia de esta trayectoria. La conjunción del calendario de estos tres eventos influye en la conformación de este tipo de trayectoria y también en la fecundidad acumulada. Para la trayectoria tipo C, el calendario que tiene mayor influencia es el del nacimiento del primer hijo. Cuánto más temprana es la edad al primer hijo es más probable cursar una trayectoria con una segunda unión e hijos de la primera unión y de la

segunda. La edad a la primera unión y a la disolución tiene una influencia poco significativa en la probabilidad de transitar este tipo de trayectoria (Gráfico 12).

20.1. Fecundidad según tipo de trayectoria

Para identificar la magnitud de la fecundidad acumulada en cada trayectoria se estimaron modelos de regresión de Poisson generalizados, controlando por la edad y el nivel educativo alcanzado y considerando el tipo de trayectoria posterior a la disolución como una variable independiente.

Las mujeres que siguen una trayectoria posterior a la disolución del tipo C, son las que acumulan un mayor número de hijos, 2,8 en promedio. Este tipo de trayectoria acumula más fecundidad que aquellas mujeres que no disolvieron su primera unión (2,38). Luego, le suceden las mujeres que conforman la trayectoria A con dos hijos por mujer, y finalmente, aquellas que conforman una trayectoria de tipo B (Tabla 26).

Tabla 26. Promedio del número de hijos por el tipo de trayectoria y en única unión. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008 ^{70 71}

	Promedio	Error est.	z	P>z	[Intervalo de confianza a 95%]	
Tipo A	2,09	0,19	10,88	0,00	1,72	2,47
Tipo B	1,36	0,16	8,54	0,00	1,05	1,67
Tipo C	2,80	0,25	11,11	0,00	2,30	3,29
Una única unión	2,38	0,06	38,96	0,00	2,26	2,49

N=330

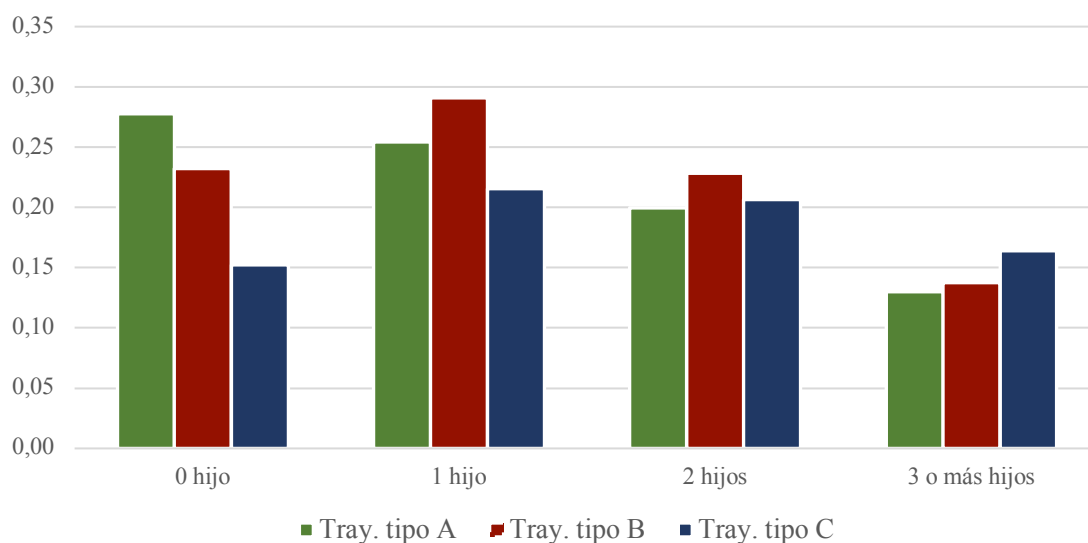
Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Por otro lado, las probabilidades predichas del número acumulados de hijos muestran curvas con diferente forma por tipo de trayectoria (Gráfico 13). La tipo A es la que tiene mayor probabilidad de no tener hijos luego de la disolución. También tiene menor probabilidad de tener un único hijo que el tipo B pero mayor que la tipo C. Además, su trayectoria tiene la misma probabilidad que el tipo C de tener 2 hijos e inferior al tipo B. Por último, tiene una probabilidad baja de tener tres y más hijos (similar a la de B).

⁷⁰ Para estimar el número promedio de hijos para mujeres con y sin la disolución de la primera unión, se estimaron otras regresiones de Poisson con todas las mujeres de la muestra.

⁷¹ En el apéndice del capítulo se presentan los coeficientes de las regresiones estimadas (Tablas 35 y 36).

Gráfico 13. Probabilidad predicha de la cantidad de hijos por tipo de trayectorias posterior a la disolución la primera unión. Modelo de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N=330

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

La trayectoria tipo B tiene la probabilidad más alta de tener un solo hijo. También tiene una probabilidad un poco menor que el tipo A de tener 0 hijo, pero ambos son significativamente más altos que el tipo C. Finalmente, tiene una probabilidad baja de tener tres y más hijos (al igual que el tipo A).

La trayectoria C tiene la menor probabilidad de tener 0 y 1 hijo y tiene una probabilidad cercana a la de A y B en la de tener dos hijos. Pero este tipo tiene la probabilidad más alta (aunque la diferencia es pequeña) de tener 3 o más hijos (Gráfico 13).

21. Discusión

En este estudio se encontraron tres diferentes tipos de trayectorias posteriores a la disolución de la primera unión. La trayectoria tipo A se caracteriza por no volver a formar pareja, es la más frecuente y está asociada a mujeres pertenecientes a las cohortes más antiguas. El alto peso relativo de este tipo de trayectoria también fue evidenciado en otros países (Vanassche, Corijn, y Matthijs 2015). También se trata de una trayectoria caracterizada por una disolución a edades tardía y por tener hijos de la primera unión (en su mayoría), por lo que, tal como la literatura muestra, su probabilidad de conformar una

nueva unión tiende a ser baja y es explicada por la relación negativa tanto con la edad a la disolución como con la presencia de hijos (Sweeney 1997; Lampard y Peggs 1999; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2008; Beaujouan 2012; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). Asimismo, en términos de *atractivo*, estas mujeres podrían considerarse “menos atractivas”, dado que una nueva unión supone enfrentar la complejidad de conformar un hogar ensamblado (De Graaf y Kalmijn 2003a; Ivanova, Kalmijn, y Uunk 2013; Vanassche et al. 2015; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). En términos de *oportunidades*, las mujeres con hijos tendrían menos chances de tener una vida socialmente activa, si se las compara con las que no tienen hijos (Sweeney 1997, 2010; Lampard y Peggs 1999; De Graaf y Kalmijn 2003a; Vanassche et al. 2015).

La trayectoria tipo B se caracteriza por una primera unión de corta duración sin hijos, y una segunda unión en la que sí se tienen hijos. En esta trayectoria, al ser mujeres sin hijos de la primera unión, también pueden estar presentes dos efectos por un lado “el estatus de ser progenitor” (Thomson et al. 2002) y por otro, estas mujeres resultan “más atractivas” por la ausencia de dicha complejidad (De Graaf y Kalmijn 2003a; Ivanova, Kalmijn, y Uunk 2013; Vanassche et al. 2015; Gałęzewska, Perelli-Harris, y Berrington 2017). Este tipo de recorrido podría estar marcado por mujeres con altas expectativas de formar una nueva pareja con el objetivo de tener hijos (De Graaf y Kalmijn 2003a; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015).

Finalmente, la trayectoria tipo C se caracteriza por tener hijos de la primera y de la segunda unión, y por ser la que acumula mayor fecundidad. Esto permite abonar a la hipótesis que tener hijos en varias parejas permite compensar la fecundidad perdida por la disolución (Di Nallo 2016). En esta trayectoria, por un lado, podría estar actuando la *necesidad* en términos de requerimientos económicos y de cuidado que motivarían la entrada en una nueva pareja para recuperar el bienestar perdido con la ruptura de la primera unión (Koo, Suchindran, y Griffith 1984; Seltzer 1994; Lampard y Peggs 1999; Bartfeld 2000; Goldscheider y Sassler 2006; Mortelmans y Pasteels 2015; Pasteels y Mortelmans 2017). Por otra parte, podría estar influyendo el efecto “hermanos” que motiva a las mujeres a tener hijos en la unión posdisolución (Thomson et al. 2002).

No obstante, cabe aclarar que no se cuenta con información que permita medir de manera fehaciente estos efectos en ninguna de las trayectorias, ni tampoco sobre la voluntad o preferencias de las mujeres en formar una nueva unión tras la experiencia de la disolución de la primera.

Los factores asociados con cada una de las trayectorias se relacionan en primer término con el nivel educativo alcanzado y la cohorte de nacimiento. Las mujeres pertenecientes a las cohortes más jóvenes y con mayor nivel educativo (medio y alto) son las que tienen trayectorias más desestandarizadas: experimentan nuevos eventos conyugales y reproductivos tras la disolución de la primera unión (trayectoria B y C). Estas trayectorias implican tener una primera unión de corta duración sin hijos y una segunda en la que ocurre el nacimiento del primer hijo a edades tardías (tipo B), o bien tener hijos en varias uniones.

En segundo término, se evidenció que la probabilidad de cursar una u otra trayectoria también depende del calendario de formación familiar. Si la disolución ocurre a edades jóvenes y el primer hijo llega a edades tardías es más factible que ocurra una trayectoria tipo B. En cambio, si la edad al nacimiento del primer hijo sucede a edades tempranas es más probable la trayectoria C.

En tercer lugar, se comprobó que existen diferencias significativas en la fecundidad que acumulan las mujeres, controlando por nivel educativo, edad y tiempo de exposición después de la disolución de la primera unión. Las mujeres que forman la trayectoria C - las que tienen más de una pareja y tienen hijos en distintas uniones- son las que acumulan más hijos. Es importante destacar que esta trayectoria implica tener un comienzo de la maternidad a edades jóvenes, lo que permite que haya más tiempo fértil para conformar una segunda unión y tener hijos en ella.

El efecto de las disoluciones en la fecundidad acumulada parece estar más relacionado con el calendario de formación familiar que con la disolución en sí misma. Que la disolución de la primera unión ocurra en edades fértiles no necesariamente supone que las mujeres vayan a acumular más o menos fecundidad. Este trabajo demuestra que eso depende, en parte, de la edad a la que se comience la vida familiar y de cuándo se disuelve la primera unión y se conforma la segunda. Varios estudios al respecto han establecido que el efecto depresor o impulsor de la disolución en la fecundidad depende de las edades en que se producen los eventos de la historia conyugal y reproductiva (Jansen,

Wijckmans, y van Bavel 2008; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012). Las trayectorias aquí evidenciadas constituyen un avance en el conocimiento de la particularidad de las situaciones posdivorcio en Uruguay, pero no permiten conocer las motivaciones y circunstancias por las cuales las mujeres vuelven a conformar una unión y a tener hijos en ellas. Para ello, sería necesario recurrir a estudios de tipo cualitativo, o bien incluir preguntas en encuestas específicas que indaguen en las motivaciones y preferencias conyugales y reproductivas.

22. Apéndice del capítulo III

Tabla 27. Frecuencia, porcentaje y porcentaje de secuencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1111111111	186	56,4	56,4
1111111112	3	0,9	57,3
1111111113	4	1,2	58,5
1111111122	1	0,3	58,8
1111111133	3	0,9	59,7
1111111135	1	0,3	60,0
1111111155	2	0,6	60,6
1111111222	4	1,2	61,8
1111111333	6	1,8	63,6
1111111335	1	0,3	63,9
1111112222	3	0,9	64,8
1111112224	1	0,3	65,2
1111112244	1	0,3	65,6
1111113333	6	1,8	67,3
1111113555	1	0,3	67,6
1111114444	1	0,3	67,6
1111115555	1	0,3	68,9
1111122222	1	0,3	68,5
1111124444	3	0,9	69,4
1111133333	4	1,2	70,6
1111133555	1	0,3	70,9
1111155555	1	0,3	71,2
1111222222	7	2,1	73,3
1111333333	4	1,2	74,5
1111333355	1	0,3	74,9
1112222222	2	0,6	75,5
1112222244	1	0,3	75,8
1112222444	1	0,3	76,1
1112244444	1	0,3	76,4
1113333333	6	1,8	78,2
1113335555	1	0,3	78,5
1113355555	1	0,3	78,8
1114444444	1	0,3	79,1
1115555555	1	0,3	79,4
1122222222	8	2,4	81,8
1122222444	1	0,3	82,1
1122244444	2	0,6	82,7
1122444444	2	0,6	83,3
1124444444	2	0,6	83,9
1133333333	5	1,5	85,5
1133333555	1	0,3	85,8
1133355555	2	0,6	86,4
1133555555	2	0,6	87,0
1135555555	2	0,6	87,6
1144444444	1	0,3	87,9
1222222222	6	1,8	89,7
1222222224	1	0,3	90,0
1222222244	2	0,6	90,6
1222224444	1	0,3	90,9
1222244444	1	0,3	91,2
1333333333	12	3,6	94,6
1333333335	1	0,3	95,2
1355555555	1	0,3	95,5

1444444444	2	0,6	96,1
1555555555	1	0,3	96,4
2222222222	3	0,9	97,3
2222444444	1	0,3	97,6
3333333333	1	0,3	97,9
3333333555	1	0,3	98,9
3335555555	2	0,6	98,8
3355555555	1	0,3	99,1
3555555555	3	0,9	100,0
Total	330	100,0	

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 28. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias según la presencia de estados posteriores a la disolución de la primera unión. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1	186	56,4	56,4
12	35	10,6	67,0
124	20	6,1	73,0
13	50	15,2	88,2
135	16	4,9	93,0
14	5	1,5	94,6
15	6	1,8	96,4
2	3	0,9	97,3
24	1	0,3	97,6
3	1	0,3	97,9
35	7	2,1	100,0
Total	330	100,0	

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 29. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de la secuencia de estados de la trayectoria tipo A. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1111222222	7	3,0	3,0
1111133333	4	1,7	4,7
1111122222	1	0,4	5,1
1111113333	6	2,6	7,7
1111112244	1	0,4	8,1
1111112224	1	0,4	8,6
1111112222	3	1,3	9,8
1111111335	1	0,4	10,3
1111111333	6	2,6	12,8
1111111222	4	1,7	14,5
1111111155	2	0,9	15,4
1111111135	1	0,4	15,8
1111111133	3	1,3	17,1
1111111122	1	0,4	17,5
1111111113	4	1,7	19,2
1111111112	3	1,3	20,5
1111111111	186	79,5	100,0
Total	234	100,0	

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 30. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de la secuencia de estados de la trayectoria tipo B. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
2222444444	1	2,3	2,3
2222222222	3	7,0	9,3
1444444444	2	4,7	14,0
1222444444	1	2,3	16,3
1222244444	1	2,3	18,6
1222222444	2	4,7	23,3
1222222224	1	2,3	25,6
1222222222	6	14,0	39,5
1144444444	1	2,3	41,7
1124444444	2	4,7	46,5
1122444444	2	4,7	51,2
1122244444	2	4,7	55,8
1122224444	1	2,3	58,1
1122222222	8	18,6	76,7
1114444444	1	2,3	79,1
1112444444	1	2,3	81,4
1112244444	1	2,3	83,7
1112222444	1	2,3	86,1
1112222222	2	4,7	90,7
1111124444	3	7,0	97,7
1111114444	1	2,3	100,0
Total	43	100,0	

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 31. Frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de la secuencia de estados de la trayectoria tipo C. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
355555555	3	5,7	5,7
335555555	1	1,9	7,6
333555555	2	3,8	11,3
333333555	1	1,9	13,2
333333333	1	1,9	15,1
155555555	1	1,9	17,0
135555555	1	1,9	18,9
133333335	1	1,9	20,8
133333333	12	22,6	43,4
113555555	2	3,8	47,2
113355555	2	3,8	50,9
113335555	2	3,8	54,7
113333555	1	1,9	56,6
113333333	5	9,4	66,0
111555555	1	1,9	67,9
111335555	1	1,9	69,8
111333555	1	1,9	71,7
111333333	6	11,3	83,0
111133335	1	1,9	84,9
111133333	4	7,6	92,5
111115555	1	1,9	94,3
111113355	1	1,9	96,2
111111555	1	1,9	98,1
111111355	1	1,9	100,0
Total	53	100,0	

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 32. Coeficientes exponenciados de la probabilidad de conformar tipos de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia trayectoria “tipo A”). Modelos de regresión multinomial. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Tipo B				
Cohorte 1960-82 (ref. 1950-59)	6,976*** (1,121)	7,454*** (1,434)	6,766*** (1,090)	8,203*** (1,647)
Nivel educativo alto (ref. bajo)	2,391*** (0,304)	3,482*** (0,539)	2,343*** (0,298)	3,400*** (0,527)
Edad a la primera unión		1,255*** (0,0376)		1,254*** (0,0362)
Edad a la disolución de la primera unión		0,717*** (0,0171)		0,714*** (0,0166)
Edad al primer hijo			0,996*** (0,000412)	0,996*** (0,000268)
Constante	0,0300*** (0,00490)	2,154 (0,893)	0,0361*** (0,00589)	2,832** (1,121)
Tipo C				
Cohorte 1960-82 (ref. 1950-59)	2,316*** (0,285)	2,596*** (0,334)	1,990*** (0,251)	2,248*** (0,297)

Nivel educativo alto (ref. bajo)	1,030 (0,112)	1,162 (0,143)	1,922*** (0,243)	1,774*** (0,235)
Edad a la primera unión		0,968* (0,0142)		1,061*** (0,00987)
Edad a la disolución de la primera unión		0,944*** (0,00852)		0,936*** (0,00882)
Edad al primer hijo			0,838*** (0,0127)	0,813*** (0,0137)
Constante	0,135*** (0,0163)	2,161* (0,731)	6,055*** (2,091)	41,58*** (17,41)
LI	-687130,5	-497514,6	-654658,5	-464228,4
AIC	1374273,0	995049,1	1309333,0	928480,8
BIC	1374308,3	995108,1	1309380,2	928551,5
Pseudo R ²	0,0517	0,313	0,0965	0,359
N	2690	2690	2690	2690

Base ponderada y en años persona

Error estándar entre paréntesis

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 33. Promedio efectos marginales de cada tipo de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia trayectoria “tipo A”). Modelos de regresión multinomial. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Tipo A	Tipo B	Tipo C
Cohorte 1960-82 (ref. 1950-59)	-0,166 (0,0141)	0,142 (0,0144)	0,0240 (0,0144)
Nivel educativo alto (ref. bajo)	-0,105 (0,0149)	0,0794 (0,0101)	0,0257 (0,0135)
Edad a la primera unión	-0,0156 (0,00150)	0,0162 (0,00210)	-0,000646 (0,00111)
Edad a la disolución de la primera unión	0,0214 (0,00104)	-0,0249 (0,00128)	0,00345 (0,000910)
Edad al primer hijo	0,0172 (0,00126)	0,00646 (0,000636)	-0,0236 (0,00179)

Base ponderada y en años persona.

Error estándar entre paréntesis

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 34. Coeficientes exponenciados de la probabilidad de conformar cada tipo de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia trayectoria “tipo C”). Modelos de regresión multinomial. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Tipo A				
Cohorte 1960-82 (ref. 1950-59)	0,432*** (0,0531)	0,385*** (0,0495)	0,502*** (0,0635)	0,445*** (0,0588)
Nivel educativo alto (ref. bajo)	0,971 (0,105)	0,860 (0,106)	0,520*** (0,0659)	0,564*** (0,0746)
Edad a la primera unión		1,033*		0,943***

		(0,0152)		(0,00877)
Edad a la disolución de la primera unión		1,059*** (0,00955)		1,068*** (0,0101)
Edad al primer hijo			1,193*** (0,0181)	1,230*** (0,0207)
Constante	7,395*** (0,890)	0,463* (0,157)	0,165*** (0,0570)	0,0240*** (0,0101)
Tipo B				
Cohorte 1970-82 (ref. 1949-59)	3,012*** (0,571)	2,871*** (0,575)	3,399*** (0,649)	3,649*** (0,764)
Nivel educativo alto (ref. bajo)	2,321*** (0,346)	2,995*** (0,474)	1,219 (0,196)	1,916*** (0,298)
Edad a la primera unión		1,297*** (0,0387)		1,182*** (0,0338)
Edad a la disolución de la primera unión		0,760*** (0,0177)		0,763*** (0,0171)
Edad al primer hijo			1,188*** (0,0180)	1,225*** (0,0206)
Constante	0,222*** (0,0424)	0,997 (0,428)	0,00596*** (0,00225)	0,0681*** (0,0323)
LI	-687130,5	-497514,6	-654658,5	-464228,4
AIC	1374273,0	995049,1	1309333,0	928480,8
BIC	1374308,3	995108,1	1309380,2	928551,5
Pseudo R ²	0,0517	0,313	0,0965	0,359
N	2690	2690	2690	2690

Base ponderada y en años persona

Error estándar entre paréntesis

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 35. Coeficientes exponenciados de la probabilidad del número de hijos acumulados. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Trayectoria tipo B (ref.: tipo A)	0,949 (0,144)	0,636** (0,0977)	0,650** (0,0999)
Trayectoria tipo C (ref.: tipo A)	1,483** (0,187)	1,397** (0,162)	1,338* (0,160)
Edad a la encuesta		0,958 (0,0526)	0,971 (0,0557)
Edad ²		1,000 (0,000598)	1,000 (0,000625)
Nivel educativo bajo (Ref: alto)			1,251 (0,157)
Nivel educativo medio (Ref: alto)			1,021 (0,151)
LI	-147414,2	-140040,6	-139466,9
AIC	294836,3	280093,2	278949,8

BIC	294850,1	280113,8	278977,3
N	231	231	231

Estimaciones ponderadas

Error estándar entre paréntesis

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: elaboración propia, ESF 2008.

Tabla 36. Coeficientes exponenciados de la probabilidad del número de hijos acumulados. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	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. matr.)				0,0981 (0,0523)	0,103 (0,0539)
Edad al primer hijo				-0,0732*** (0,00669)	-0,0726*** (0,00660)
Años fértiles en unión: 10 a 19 años (ref. <10)					-0,0579 (0,0607)
Años fértiles en unión: > 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
Deltha	-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

Estimaciones ponderadas.

Errores estándar entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 37. Probabilidades predichas estimadas del número de hijos por tipo de trayectoria posdisolución de la primera unión. Modelos de regresión de Poisson generalizado. Mujeres 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	0 hijo	1 hijo	2 hijos	3 o más hijos
Tipo A	0,28	0,25	0,20	0,13
Tipo B	0,23	0,29	0,23	0,14
Tipo C	0,15	0,22	0,21	0,16
Total	0,24	0,25	0,21	0,14

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Capítulo IV. La contribución de la historia conyugal a la fecundidad y el efecto de la ruptura en la fecundidad en las mujeres de Montevideo

Resumen⁷²

Desde mediados de la década de 1980, las transformaciones familiares en Uruguay han llevado a que las uniones conyugales sean más flexibles y menos estables. La fecundidad se redujo progresivamente desde finales de la década de 1990, alcanzando en la actualidad valores inferiores a la tasa de reposición. Este capítulo se centra en el efecto de la disolución de la unión sobre la fecundidad de las mujeres de Montevideo. Se utilizan datos de una encuesta retrospectiva, la Encuesta de Situaciones familiares (ESF), realizada en Montevideo y su área metropolitana en 2008. La estrategia metodológica se basa en tres tipos de abordajes: 1) la descomposición de las tasas específicas de fecundidad y de la descendencia final (DF) por situación conyugal según cohorte de nacimiento, 2) la estimación de regresión de Poisson para modelar el riesgo de tener un hijo según situación conyugal, cohorte y nivel educativo, y 3) un enfoque hipotético-contrafáctico a partir de dicha regresión. Los resultados muestran que la contribución de la fecundidad luego de finalizada la primera unión, ha aumentado entre cohortes, y que, el efecto depresor de las disoluciones en la fecundidad se observa sólo en las cohortes más antiguas. En la más reciente, las mujeres que disuelven la primera unión tienen una fecundidad acumulada similar a las que se mantienen unidas, para todos los niveles educativos.

Palabras claves: 1) fecundidad posdisolución, 2) disoluciones conyugales, 3) contribución a la fecundidad, 4) Montevideo-Uruguay.

⁷² Este capítulo fue realizado en coautoría con Benoît La plante, codirector de la tesis.

23. Introducción

Los patrones de formación y disolución de las uniones en Uruguay se volvieron más flexibles y menos estables en el tiempo a partir de la década de 1980. Varios estudios han identificado tres grandes áreas de cambio: el calendario conyugal, el tipo de unión y la intensidad de las disoluciones conyugales (Cabella 1998, 2009; Paredes 2003; Fernández Soto 2010; Cabella y Fernández Soto 2017). Entre los principales cambios se destaca el aumento explosivo de las uniones libres en detrimento del matrimonio y el aumento sostenido de los divorcios y separaciones. El cambio en el calendario conyugal ha sido más lento y ha ocurrido solo en los sectores con más educación; las mujeres con nivel educativo alto retrasan más la formación de la unión respecto a las que alcanzan niveles bajos (Fernández Soto 2010). Por otra parte, el nivel de fecundidad ha decrecido desde mediados de la década de 1990, alcanzando en 2004 valores cercanos al límite de reemplazo poblacional.

El objetivo de este capítulo es doble: a) identificar la contribución de la historia conyugal femenina a las tasas específicas de fecundidad por edad y a la descendencia final, y, por otro lado, b) identificar el efecto de la ruptura de la primera unión sobre el riesgo de tener un hijo según la cohorte de nacimiento y el nivel educativo alcanzado.

24. Antecedentes

Tener hijos y formar una unión son eventos que suelen estar interrelacionados, pero, en un escenario de altos niveles de ruptura conyugal, no es claro cuál es el efecto de uno sobre el otro (Leone y Hinde 2007; Guzzo 2014); las disoluciones conyugales pueden tener un efecto positivo o negativo en la fecundidad. Entonces, ¿la inestabilidad conyugal modifica el comportamiento reproductivo? De ser así ¿en qué sentido lo cambia?

La Demografía ha considerado históricamente que las disoluciones conyugales afectan a la baja el nivel de la fecundidad, porque reducen el tiempo de exposición al matrimonio contexto normativo legítimo para la reproducción (Davis y Blake 1956; Bongaarts 1987; Leone y Hinde 2007). No obstante, el incremento y legitimación de las separaciones y los divorcios en las últimas décadas, generaron cuestionamientos sobre la autenticidad de esta relación en la actualidad (Thomson y Li 2002; Leone y Hinde 2007; Jansen, Wijckmans, y van Bavel 2008; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Creighton et al.

2013; Pasterlees y Mortelmans 2015; Cherlin 2016, 2017). Estos cuestionamientos se basan en las siguientes constataciones empíricas. Se incrementaron las disoluciones a edades tempranas y reproductivas, por ende, ha aumentado el tiempo de exposición a segundas uniones (Cherlin 2016, 2017). El tiempo de exposición supuestamente perdido por la disolución de la primera unión puede ser compensado con los hijos de uniones de segundo y mayor orden. Acompañando el aumento de las uniones consensuales, se flexibilizó el contexto en el cual es socialmente aceptado tener y criar hijos y cada vez son más variadas las motivaciones por las que las personas deciden tener hijos en nuevas uniones, hayan tenido o no en la primera (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Thomson et al., 2002; Toulemon & Knudsen, 2006; Leone y Hinde, 2007; Beaujouan y Solaz, 2008; Persson y Tollebrant, 2013; Spijker, Simó y Solsona, 2012).

El aumento de las separaciones durante la década de 1970 en los países desarrollados, promovió la realización de una serie de estudios sobre su efecto en la fecundidad, orientados a comprobar la asociación negativa de las disoluciones con la fecundidad (Lauriat 1969; Cohen y Sweet 1974; Ebanks, George, y Nobbe 1974; Thornton 1978; Downing y Yaukey 1979). Lauriat (1969), por ejemplo, demuestra el efecto negativo en el total de la fecundidad a partir de datos censales de Estados Unidos, principalmente para las mujeres que no se volvieron a unir y para las viudas. Las mujeres que lo volvieron a unirse solamente recuperaban el 79 % de la fecundidad de las mujeres que mantuvieron la primera unión. No obstante, el autor plantea que el efecto varía según raza, edad, edad a la primera unión y tiempo transcurrido desde la primera unión (Lauriat 1969). Thornton (1978), con datos de 1965-75, compara la fecundidad entre las mujeres que rompieron la primera unión y las que no lo hicieron, sostiene que, tanto los conflictos maritales como las disoluciones conyugales afectan el comportamiento reproductivo. El estudio muestra que las mujeres que se separan “pierden” fecundidad en los años inmediatos a la separación y la reducción se mantiene o bien hasta que termina su período fértil o hasta que establece una nueva unión (Thornton 1978). Pero, cuando las mujeres entran en una nueva unión posdisolución recuperan sus niveles de fecundidad. Sin embargo, en el tiempo transcurrido entre la disolución y la nueva unión se reduce la fecundidad que acumulan las mujeres. (Thornton 1978). Cohen y Sweet (1974) estudian el efecto de las disoluciones y de las segundas uniones en la fecundidad para las mujeres en EE. UU. de 25 a 54 años en 1965; encuentran que la fecundidad de las mujeres que se separaron o enviudaron de su primera unión acumulan 0,6 hijos menos que aquellas que conservaron

la primera unión. La diferencia es atribuible a las mujeres separadas o divorciadas que no tuvieron hijos. Finalmente, muestran que si se controla por tiempo de exposición dentro de la unión, las diferencias alcanzan solamente 0,1 hijo (Cohen y Sweet 1974).

A partir de mediados de los 2000, surge una nueva serie de estudios sobre la relación entre las rupturas conyugales y la fecundidad que demuestran que no parece haber una relación unívoca. Las evidencias no son concluyentes ni respecto al signo del vínculo ni sobre la causalidad entre los fenómenos. La preocupación común de estos estudios es demostrar si los hijos de las uniones posdisolución de la primera unión compensan la fecundidad “perdida” producto del tiempo fuera de una unión. Se ha demostrado un cambio de signo en esta relación, principalmente en los países desarrollados con altos niveles de equidad de género en el empleo e ingresos (Thomson et al. 2009; Rijken y Thomson 2011; Creighton et al. 2013). Otros estudios, también en países desarrollados, han encontrado que las disoluciones conyugales hacen caer el nivel de fecundidad acumulada. Por ejemplo, para Italia, se demuestra que las mujeres que disuelven la primera unión tienen un 27 % menor de fecundidad acumulada que las que mantienen su primera unión o tienen una relación de larga duración en las edades reproductivas (Coppola y Di Cesare 2008; Meggiolaro y Ongaro 2010). En un punto intermedio se encuentran las investigaciones que muestran que las disoluciones no tienen demasiada incidencia en el nivel de fecundidad. La fecundidad de las uniones posdisolución tiene niveles similares a la de las mujeres que solo estuvieron en una unión (Beaujouan y Solaz 2007; Spijker, Simó, y Solsona 2012a). Otro grupo de estudios muestra que el efecto depresor o impulsor de la disolución en la fecundidad depende de las edades en que se producen los eventos de la historia conyugal y reproductiva (Jansen, Wijckmans, y van Bavel 2008; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012).

La evidencia para América Latina y el Caribe es escasa, sin embargo, algunos estudios aislados de las décadas de 1960 y 1970 muestran que en algunas poblaciones existe una relación positiva entre disoluciones y fecundidad. Por ejemplo, Ebanks et al. (1974) encuentran una relación positiva entre el número de cónyuges y la cantidad de hijos nacidos vivos en Barbados.⁷³ Esta relación positiva se mantiene aun controlando la edad a la primera unión, al primer hijo y el tiempo perdido entre uniones (Ebanks, George, y

⁷³ Es importante notar que estos estudios de la década del sesenta y setenta en América Latina fueron realizados en contextos de alta fecundidad. Los estudios recientes y este trabajo se enmarcan en un estadio posterior de la transición de la fecundidad, con niveles por debajo del reemplazo.

Nobbe 1974). En esta línea también se inscribe la investigación de Downing & Yaukey (1979) que buscan encontrar el efecto del tiempo perdido por las disoluciones conyugales en la fecundidad en cinco ciudades latinoamericanas.⁷⁴ Evidencian que las uniones después de la disolución de la primera pueden tener un impacto positivo en la fecundidad que acumulan las mujeres. Establecen que el deseo de tener hijos en nuevas uniones aumenta el riesgo de tener nuevos hijos. Señalan que, en las poblaciones con fecundidad baja,⁷⁵ las uniones de segundo orden y más tienen hijos que no hubiesen tenido de no haberse disuelto la primera unión. La intención de tener hijos en una nueva unión motiva el incremento del número de hijos que las mujeres acumulan, señalan estos autores. No obstante, encontraron que esto no sucede necesariamente en todas las poblaciones y que depende en gran medida del nivel y control de la fecundidad. Por ejemplo, en Buenos Aires —que es la ciudad con menor fecundidad de las cinco seleccionadas - las mujeres que se unieron más de una vez, tuvieron menos hijos que aquellas que tuvieron solo una unión en cualquiera de las otras ciudades Downing & Yaukey (1979) concluyen que el efecto impulsor de la fecundidad de las nuevas uniones en estas poblaciones es más débil y que quizás se deba al aplazamiento del primer hijo. En estos casos, el tiempo “perdido” por la disolución de la primera unión sí tiene un efecto negativo en la fecundidad acumulada (Downing y Yaukey 1979). También encuentran diferencias importantes en el efecto impulsor o depresor de las disoluciones en la fecundidad según el nivel educativo que alcanzaron las mujeres. Para las mujeres con más años de educación, el tiempo “perdido” es más determinante que en las que acumulan poca educación. Inclusive la fecundidad de las mujeres con educación baja que tienen más de una unión, es mayor que la de las que se unieron solo una vez (Downing y Yaukey 1979). Rosero Bixby (1978) analiza, también para Latinoamérica, que las mujeres con varios matrimonios o uniones consensuales tienen una paridez media acumulada más alta en comparación con las nunca unidas y las que tienen solo matrimonio o solo unión libre para todos los grupos quinquenales de edad (Rosero Bixby 1978). No obstante, al estudiar las tasas de fecundidad por situación conyugal, concluye que hay una reducción de 0,8 de la fecundidad por el tiempo “perdido” entre uniones (Rosero Bixby 1978).

⁷⁴ Buenos Aires, Bogotá, San José, Ciudad de México y Caracas.

⁷⁵ Consideran poblaciones con fecundidad baja a Buenos Aires y su área metropolitana, que alcanzaba una TGF cercana a 2,0 en 1969 (Rothman 1973).

La evidencia reciente en la región es casi inexistente, solo se registra un estudio en Brasil, llevado a cabo por Leone & Hinde (2007) y Leone (2002), quienes muestran que las mujeres que tienen más de una unión acumulan más fecundidad que aquellas que solo tienen una única unión (Leone 2002; Leone y Hinde 2007).

25. Objetivos e hipótesis

El objetivo de este capítulo es dimensionar el efecto de la ruptura de la primera unión sobre el riesgo de tener un nuevo hijo de acuerdo a la cohorte de nacimiento y el nivel educativo alcanzado. Para ello, se busca tanto identificar la contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad por edad y a la descendencia parcial y final como conocer la variabilidad de dicha contribución entre cohortes de nacimiento.

Las hipótesis que guían este capítulo son las siguientes: 1) la trayectoria conyugal de las mujeres incide en la fecundidad acumulada de las mujeres, dado que las disoluciones o estar fuera de una unión afectan el riesgo de tener un hijo; 2) el efecto de la historia conyugal en la fecundidad acumulada no es similar entre cohortes ni entre mujeres con distinto nivel educativo, sino que depende de los calendarios conyugal y reproductivo de los grupos poblacionales; 3) entre las mujeres pertenecientes a cohortes jóvenes y que alcanzaron nivel educativo alto, el haber experimentado la ruptura de la primera unión tiene un efecto depresor en el número de hijos debido al aplazamiento de la edad del primer hijo. En cambio, en las de nivel educativo bajo, el efecto depresor es menor o nulo, dado que cuentan con mayor tiempo para compensar la “fecundidad perdida” en uniones posteriores. 4) En las cohortes más viejas, el efecto depresor se observa entre todas las mujeres, más y menos educadas. Esto es así porque las diferencias de calendario son menores entre estratos cuanto más antigua la cohorte, la polarización social de los comportamientos familiares ha ido en aumento en las últimas décadas.

26. Datos y métodos

Este estudio utiliza información biográfica sobre la fecundidad y la historia conyugal de 1.201 mujeres entre 25 y 57 años residentes en Montevideo y su área metropolitana en los años 2007-2008. Los datos provienen de la Encuesta de Situaciones Familiares

(ESF).⁷⁶ Esta encuesta brinda información retrospectiva que permite estimar medidas para evaluar la magnitud de la fecundidad después de la ruptura de la primera unión. Las estimaciones se realizan considerando el estado conyugal a cada edad de las mujeres al momento en que estaban en riesgo de tener un próximo hijo:⁷⁷ nunca unida, en primera unión, en primera disolución, en segunda unión, segunda disolución, tercera unión y tercera disolución. Los estados conyugales “primera disolución” y los subsiguientes se recodificaron en una única categoría denominada “Al menos una disolución”. Para ello se trabajó con la base de datos definida a partir de episodios conyugales y reproductivos entre los 20 y 49 años.⁷⁸ ⁷⁹ Esto supone que se genera un episodio adicional cuando sucede alguno de estos eventos: primera unión, primera disolución, segunda unión, segunda disolución, tercera unión y tercera disolución. Luego se generan nuevos episodios empezando en el momento del inicio de la primera unión o al nacimiento del último hijo. Con esta información detallada es posible conocer en qué situación conyugal sucedió cada uno de los nacimientos y estimar el número de nacimientos en cada situación conyugal y la edad y cantidad de mujeres en cada situación conyugal y edad.⁸⁰

Para alcanzar el objetivo se utilizaron tres estrategias:

1) Se adaptó el método de descomposición introducido por Laplante y Fostik (2015) para medidas de período a datos biográficos de cohorte reales. Se estimó la contribución de cada uno de los tres estados de la trayectoria conyugal (nunca en una unión, en la primera unión y haber experimentado al menos una disolución)⁸¹ a las tasas de fecundidad específicas por grupo de edad quinquenal y situación conyugal, así como la contribución de cada uno de estos estados a la descendencia final. También se estimaron las mismas medidas según cohortes de nacimiento (1950-59, 1960-69 y 1970-79) para evaluar su variabilidad a través del tiempo.

⁷⁶ En el apartado “Abordaje metodológico” se describe de manera detallada esta fuente de datos (página 2).

⁷⁷ Ver en la Tabla 39 del apéndice del capítulo la cantidad de observaciones según episodios conyugales.

⁷⁸ En el análisis de historia de eventos se define episodio al período de tiempo t y $t+1$ en el que el atributo que varía en el tiempo es constante. En este caso en particular, cambiar de estado conyugal o tener un hijo son los atributos de las mujeres que varían en el tiempo y generan los episodios.

⁷⁹ Se decidió quitar del análisis la fecundidad adolescente (15-19 años), dado que la muestra no es lo suficientemente representativa del comportamiento reproductivo y conyugal en esas edades.

⁸⁰ Para las mujeres que no alcanzaron los 50 años se adopta como supuesto que se mantienen en el mismo estado conyugal hasta el final de su vida fértil.

⁸¹ De acá en más, para hacer más ágil la lectura, cuando se hace referencia a la categoría de análisis “al menos una disolución” se utilizará también el término “separadas”. Pero es importante notar que esta categoría no implica necesariamente que estén separadas, reúne a todas las mujeres que al menos disolvieron la primera unión.

2) Se utiliza la regresión de Poisson para estimar el efecto de cada uno de los estados de la historia conyugal sobre el riesgo de tener un próximo hijo dentro de los grupos poblacionales definidos por combinaciones de cohortes y niveles educativos.

3) Finalmente, se utiliza un enfoque contrafáctico para estimar cuál habría sido la fecundidad de las mujeres que experimentaron una disolución si hubieran permanecido en su primera unión.

A continuación, se detalla la metodología utilizada en cada uno de los abordajes.

Para el primer punto, se estimaron de manera indirecta tasas específicas de fecundidad según situación conyugal y se descompusieron para evaluar la contribución de la historia conyugal en la fecundidad acumulada.⁸² Se han utilizado abordajes metodológicos similares para estimar la contribución de la fecundidad según tipo de unión (Rodríguez y Cleland 1988; Verdugo Lazo 1994; van Hook y Altman 2013; Laplante y Fostik 2015). Este método permite comparar grupos de mujeres según su trayectoria conyugal utilizando medidas comúnmente utilizadas en el estudio de la fecundidad (van Hook y Altman 2013; Laplante y Fostik 2015). Además, permite mostrar la experiencia reproductiva de las mujeres durante su vida fértil según su historia conyugal (van Hook y Altman 2013). La estimación de la contribución de cada trayectoria conyugal a las tasas específicas de fecundidad de cohorte y a la fecundidad acumulada, puede ser estimada con distintas fuentes de información: biográfica, estadísticas vitales, censos. La información biográfica tiene la ventaja que puede ordenar con precisión los eventos, lo que reduce la probabilidad de clasificar mal los nacimientos y obtener información sobre la situación conyugal en la que ocurrió el nacimiento (Laplante y Fostik, 2015). Para la descomposición, se estimaron tasas específicas de fecundidad condicionales y no condicionales por la situación conyugal a cada edad para las tres cohortes durante su vida reproductiva: las nunca unidas, las que estuvieron solo en la primera unión y las que tuvieron al menos una separación.⁸³ En la construcción de las cohortes se utiliza la información retrospectiva de cada mujer sobre la situación conyugal a cada edad (entre los 20 y 49 años) y si experimentó el nacimiento de un hijo en cada una de esas edades y

⁸² Se estimó la cantidad de nacimientos y las mujeres expuestas al riesgo de tener un hijo en grupos de edad quinquenal en cada una de los estados conyugales.

⁸³ Las estimaciones se elaboraron por edades quinquenales. Se decidió utilizar edades quinquenales debido al tamaño de la muestra. Para poder trabajar con edades simples sería necesario contar con una muestra más amplia.

situaciones conyugales.⁸⁴ En la construcción de las cohortes se utiliza la información retrospectiva de cada mujer sobre la situación conyugal a cada edad (entre los 20 y 49 años) y si experimentó el nacimiento de un hijo en cada una de esas edades y situaciones conyugales.⁸⁵ Para ello, primero, se calcularon tasas específicas de fecundidad condicionadas por edad y situación conyugal ($f_{(x,s)}$). Las tasas condicionales de fecundidad según historia conyugal y edad se interpretan como medidas de probabilidad condicional de tener hijos sin haber tenido una unión, en una primera unión o en una trayectoria conyugal que incluye al menos la disolución de la primera unión (Laplante y Fostik 2015). Estas tasas se obtienen a partir de los nacimientos de mujeres de edad x y situación conyugal s , dividido por la población de mujeres de edad x y situación conyugal s .⁸⁶

$$f_{(x,s)} = \frac{\text{Nacimientos}_{(x,s)}}{\text{Mujeres expuesta}_{(x,s)}}$$

Este tipo de tasas pueden interpretarse como tasas de intensidad de la fecundidad por edad y situación conyugal. Medidas que solamente pueden interpretarse como cuán frecuentes son estas situaciones conyugales para tener hijos. Por ejemplo, si las tasas condicionales son similares en cada una de las situaciones conyugales, esto puede interpretarse como que todas las situaciones conyugales tienen la misma probabilidad de producir un hijo en un determinado intervalo de edad. A partir de estas medidas es posible estimar las tasas de fecundidad no condicionales ajustadas. Estas estimaciones se calculan multiplicando cada tasa condicional por edad y situación conyugal por la proporción de mujeres correspondiente a cada grupo de edad y situación conyugal. Las tasas no condicionales ajustadas se consideran como un indicador de la contribución de las tasas de fecundidad condicional por estado conyugal y grupo de edad ($Cf_{(x,s)}$).

$$Cf_{(x,s)} = f_{(x,s)} * p_{(x,s)}$$

⁸⁴ Se cuenta con información completa de la vida reproductiva de las mujeres de 49 y más años y existe censura por derecha en las cohortes más jóvenes. No obstante, el abordaje biográfico de los datos permite controlar el tiempo de exposición de las mujeres al riesgo de tener un hijo y de esa manera controlar la información incompleta de las cohortes más jóvenes.

⁸⁵ Se cuenta con información completa de la vida reproductiva de las mujeres de 49 y más años y existe censura por derecha en las cohortes más jóvenes. No obstante, el abordaje biográfico de los datos permite controlar el tiempo de exposición de las mujeres al riesgo de tener un hijo y de esa manera controlar la información incompleta de las cohortes más jóvenes.

⁸⁶ Para la nomenclatura utilizada en las fórmulas se tomó como referencia las presentadas en Preston, Heuveline, y Guillot (2001).

Donde,

$f_{(x,s)}$ es la tasa de fecundidad condicional específica al grupo de edad,

x es el grupo de edad,

s es la situación conyugal,

$p_{(x,s)}$ es la proporción de mujeres en la situación conyugal s a al grupo de edad x .

La suma acumulada de estas tasas ajustadas ($Cf_{(x,s)}$) permite obtener la Descendencia Parcial acumulada por historia conyugal s ($DP_{(x,s)}$) y la descendencia acumulada a en el grupo de edad 45 es la DF_s total de la cohorte. La DF_s es el número esperado de hijos para cada mujer perteneciente a una cohorte que ha estado en sus años reproductivos en cada una de las situaciones conyugales s .

$$DF = \sum_{s=1}^3 DF_s$$

Finalmente, se estima la contribución de cada situación conyugal a la descendencia parcial ($CDP_{(x,s)}$) y final (CDF_s), e identificar el peso relativo de cada situación conyugal a la fecundidad general de la cohorte ($Cp_{(x,s)}$).

$$CDP_{(x,s)} = DP_{(x,s)} * p_{(x,s)}$$

$$CDF_s = CDP_{(45,s)}$$

$$Cp_{(x,s)} = \frac{CDP_{(x,s)}}{DF_{(x)}}$$

La contribución puede ser interpretada como la proporción de la fecundidad que puede ser atribuible a las mujeres que experimentaron esa historia conyugal entre sus 20 y 49 años. En otras palabras, las $CDP_{(x,s)}$ y las CDF_s representan la fecundidad promedio de una mujer perteneciente que ha atravesado cierta historia conyugal promedio (sin unión, solo primera unión o al menos la disolución de la primera unión).

Estas estimaciones suponen que el comportamiento reproductivo y conyugal es homogéneo entre las distintas cohortes. Por tal motivo, primero se presenta el análisis agregado sin distinguir por cohorte y en segundo lugar se exploran las diferencias por

cohorte de nacimiento. Para ello se estimaron los mismos indicadores, pero para cada cohorte de nacimiento (1950-59, 1960-69 y 1970-79) para poder identificar su variabilidad en el tiempo.

En el segundo punto de este capítulo, se analiza el efecto de la ruptura de la primera unión según cohorte de nacimiento y nivel educativo sobre el riesgo de tener un hijo. Se parte de la hipótesis de que el efecto de la historia conyugal en la fecundidad acumulada es lineal entre cohortes y entre mujeres con distinto nivel educativo. Los antecedentes en Uruguay respecto al comportamiento reproductivo y conyugal muestran que existe heterogeneidad en los calendarios entre grupos (Fernández Soto 2010; Varela, Fostik, y Fernández Soto 2012; Nathan 2013, 2015a, 2015b; Nathan, Pardo, y Cabella 2016). El análisis por grupos poblacionales permite medir la fecundidad de manera dinámica y considerar las diferencias por desigualdad social (Ortega y Kohler 2007). Para ello, se utilizó el abordaje de historia de eventos, que permite simular medidas de fecundidad para grupos poblacionales definidos tanto por atributos fijos como variables en el tiempo, y permite también emular los efectos del curso de vida en la intensidad de la fecundidad (van Hook y Altman 2013). Los modelos de historia de eventos permiten estimar cómo varía el riesgo de experimentar un evento en cada intervalo de edad entre diferentes grupos poblacionales (van Hook y Altman 2013). En este trabajo se midió la variación del riesgo de tener un hijo según historia conyugal y se consideró la experiencia de tener un hijo como un evento repetible a lo largo del curso de vida. Se estimaron modelos de regresión de Poisson considerando como variable dependiente el número de hijos que nacieron de cada mujer en el intervalo de tiempo x a $x + 1$. Para ello se seleccionaron tres cohortes de nacimiento: 1950-59, 1960-69 y 1970-79 y tres niveles educativos (bajo, medio y alto) contruidos con terciles relativos a la cohorte de nacimiento.^{87 88} Para considerar las diferencias entre grupos poblacionales, primero se estimó un modelo de

⁸⁷ Uruguay incrementó progresivamente la matrícula de educación baja y medio a partir de la mitad del siglo XX y desde la década de 1980 aumentó el ingreso al nivel terciario. Por tanto, el nivel educativo entre cohortes se ha ido incrementando. Por este motivo se decidió construir niveles educativos relativos por cohorte. Para ello se adaptó la categorización desarrollada por Nathan (2015a). En la Tabla 40 se describen los niveles educativos comprendidos en las categorías bajo, medio y alto para cada cohorte.

⁸⁸ En la Tabla 41 y Tabla 42 del apéndice del capítulo se detalla la distribución absoluta y relativa de las observaciones por nivel educativo y cohorte de nacimiento.

regresión de Poisson⁸⁹ considerando el efecto lineal de la historia conyugal.⁹⁰ El modelo formal es el siguiente:

$$\ln(\lambda_{ijk}) = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} C_i N_j + \beta_{ij1} C_i N_j E + \beta_{ij2} C_{ji} N_j E^2 + \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k U_k$$

Donde,

λ_{ijk} es la tasa del riesgo de tener un hijo,

C_j es la serie de variables lógicas variable que indica a qué de las tres cohortes de nacimiento pertenece,

N_j es la serie de variables lógicas que indica el nivel educativo alcanzado,

U_k es la serie de variables lógicas que indica la situación conyugal,

β_{ij} es la ordenada al origen de la relación cuadrática entre la edad y el riesgo en la cohorte de nacimiento i por el nivel educativo j

β_{ij1} es la ordenada al origen de la función del efecto de la edad en la cohorte de nacimiento i por el nivel educativo j ,

β_{ij2} es el doble de la pendiente del efecto,

γ_k es el coeficiente del efecto lineal del estado conyugal k ,

E es la edad de la mujer,

E^2 es la edad al cuadrado de la mujer.⁹¹

Por último, para el tercer punto del abordaje metodológico, se realizó un análisis contrafactual para evaluar con otra técnica el efecto de la ruptura de la primera unión en la fecundidad. ¿Qué hubiese sucedido con el nivel de la fecundidad si las mujeres que tuvieron al menos una separación tuviesen las mismas tasas que las que nunca se

⁸⁹ Se decidió utilizar modelo de regresión de Poisson dado que la distribución de Poisson puede representar la naturaleza estocástica de los recuentos de nacimientos (Rodríguez y Cleland 1988).

⁹⁰ Ver en apéndice del capítulo en la Tabla 57 los resultados de las estimaciones del modelo de regresión de Poisson.

⁹¹ El efecto de la edad sobre (el logaritmo) de la tasa es cuadrático, por eso se incorpora la edad y la edad cuadrada en la ecuación.

separaron? Para ello se realizó el supuesto que las mujeres de la categoría “Al menos una disolución” no disolvieron su primera unión y se realizó el siguiente procedimiento.

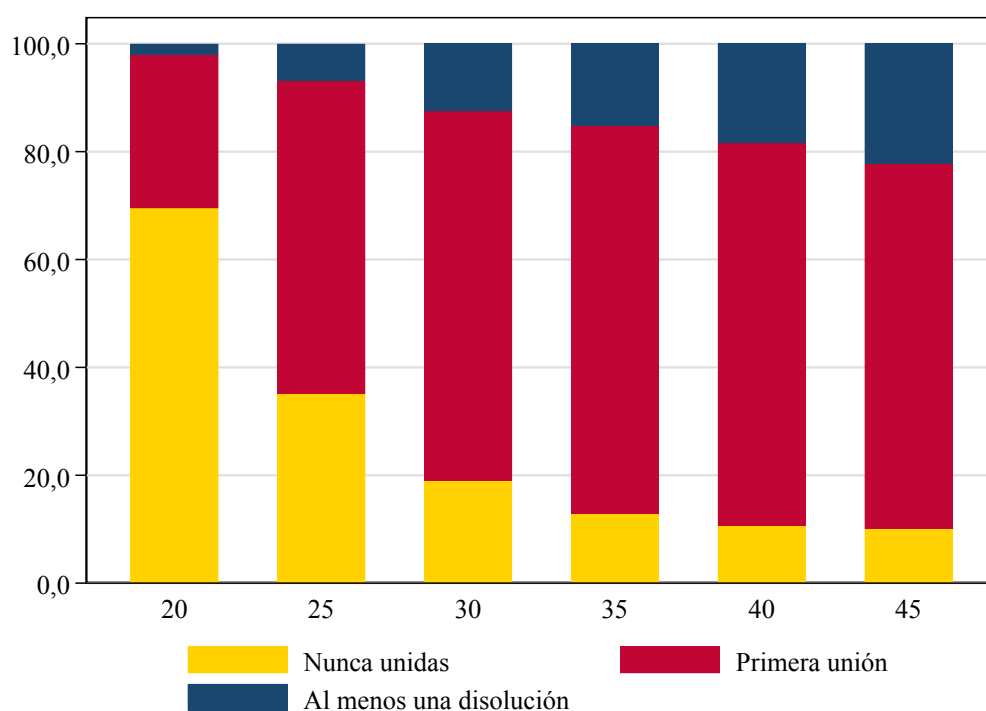
- 1) Se estimó con el modelo de regresión de Poisson el número de hijos predichos para cada mujer en cada situación conyugal y luego se acumuló la fecundidad por edad.
- 2) Luego, se creó la “variable situación conyugal contrafáctica” para imputar a las mujeres que tuvieron al menos una disolución el estado en primera unión a partir de la edad a la que ocurre la primera disolución.
- 3) Se estimó nuevamente el número de hijos predichos y su acumulado con los coeficientes del modelo estimado con los valores reales y con las situaciones conyugales contrafácticas.
- 4) Finalmente, se comparan las curvas de la fecundidad acumulada de las que tuvieron solo una primera unión, las que tuvieron al menos una disolución y las contrafácticas por cohorte y nivel educativo.

27. Resultados

27.1. La contribución de la historia conyugal a la fecundidad

En esta parte del capítulo se presentan los resultados de la descomposición de la fecundidad por estado conyugal a cada una de las edades reproductivas y se analiza la variación de la contribución a la fecundidad de cada estado conyugal por cohorte de nacimiento.

Gráfico 14. Peso relativo de cada estado conyugal por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N=1026

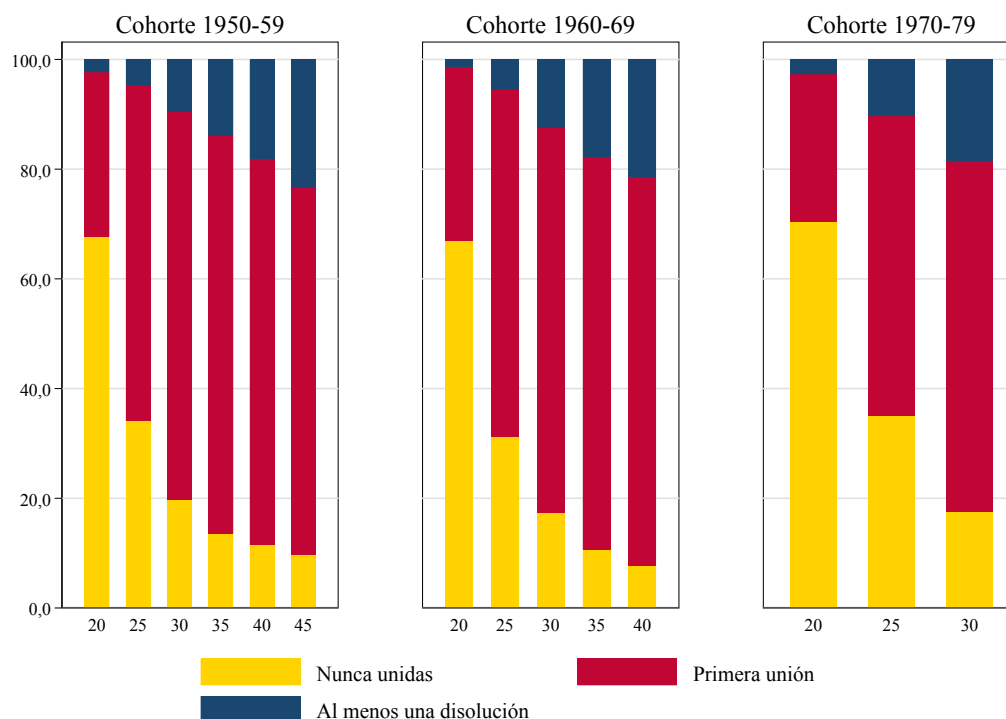
Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

El Gráfico 14 no presenta mayores sorpresas: a medida que avanza la edad la proporción de mujeres nunca unidas disminuye, aumenta la de las que están en su primera unión y la de las que las que tuvieron al menos una disolución (Gráfico 14).⁹² No obstante, al analizar esta distribución según cohorte de nacimiento, existe un incremento progresivo de las proporciones de mujeres con “al menos una disolución” a cada edad,

⁹² En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 43).

particularmente a partir de los 25 años (Gráfico 15),⁹³ acorde al aumento del divorcio y las separaciones conyugales.

Gráfico 15. Peso relativo de cada estado conyugal a cada edad quinquenal según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N coh.1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359
Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

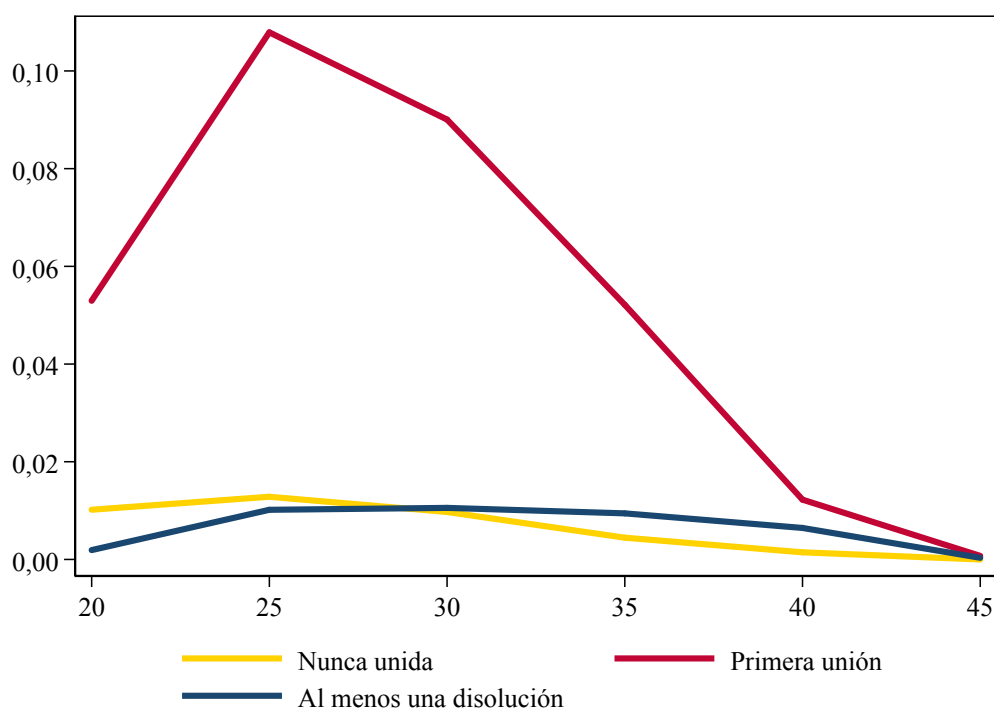
En la cohorte 1970-79, la proporción de mujeres de 25 a 29 años que rompió su primera unión es el doble que la de las cohortes 1950-59 (18,5% versus 9,5%) (Gráfico 15). También es importante marcar que en este grupo de edad ya se observa una diferencia - aunque de menor magnitud- en el peso de las mujeres con al menos una disolución en la cohorte del 60-69 y la de 50-59 (12,4% y 9,5%) (Gráfico 15). A partir de estos resultados es posible concluir que las diferencias en las proporciones entre cohortes se deben tanto a la generalización de las disoluciones, como a su crecimiento a edades tempranas, es decir que el aumento de las rupturas se vincula con duraciones cada vez más cortas de las uniones.

En tal sentido, el Gráfico 16 muestra que las mujeres que tienen hijos en la primera unión son las que realizan la mayor contribución a la fecundidad en todas las edades

⁹³ En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 44).

reproductivas. La contribución de las mujeres nunca unidas y la de las que disolvieron al menos la primera unión es relativamente baja. Es a partir de los 30 años, que se incrementa levemente el aporte a la fecundidad de las que disolvieron su primera unión (Gráfico 16).⁹⁴

Gráfico 16. Contribución de cada historia conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicionales por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N=1026

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

En el análisis por cohorte se identifican diferencias en la contribución de la situación conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicional. Si bien, se mantiene la primacía de la primera unión en todas las edades y para todas las cohortes, a medida que las cohortes son más jóvenes la contribución a las tasas de fecundidad de las mujeres que tuvieron al menos una disolución se intensifica levemente, particularmente a partir de los 20 años (Gráfico 17).⁹⁵ En la cohorte más joven, se observa un claro decremento de la contribución a las tasas de fecundidad de las mujeres en primera unión, en comparación con la de las más antiguas.⁹⁶ En suma, es posible pensar que en las cohortes más jóvenes

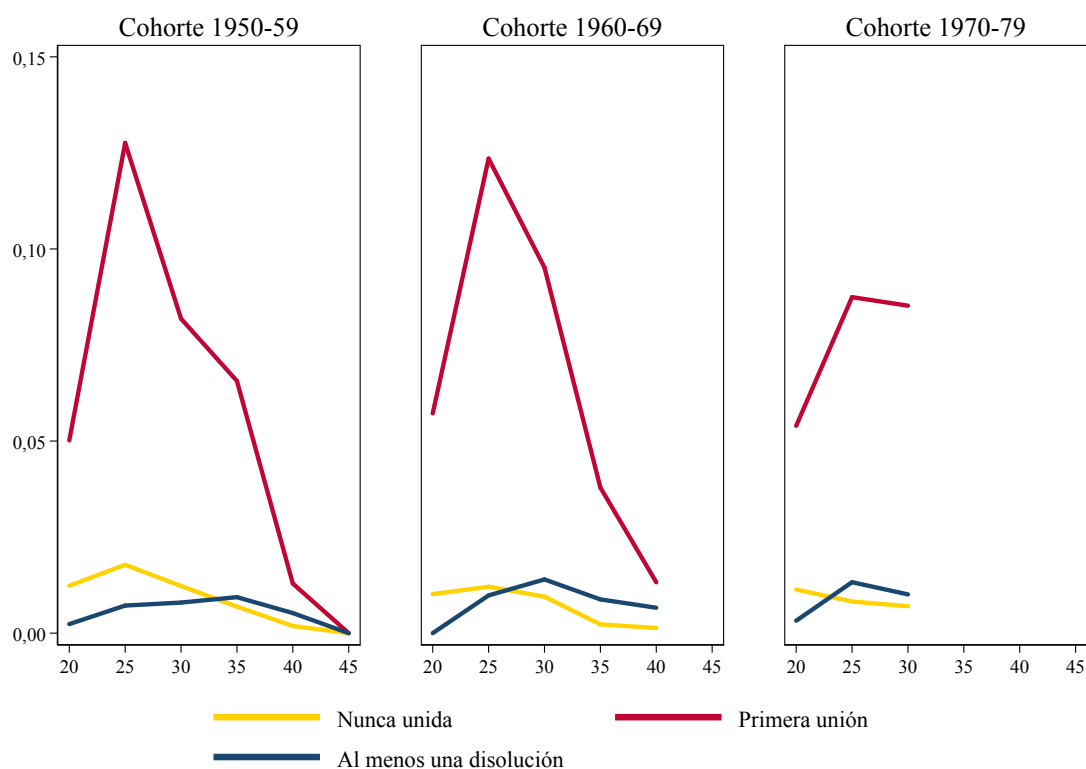
⁹⁴ En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 47).

⁹⁵ En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 54).

⁹⁶ Es importante señalar que la cohorte 1970-79 es una cohorte incompleta, con casos censurados por derecha. Por tanto, la contribución a la fecundidad por situación conyugal podría variar cuando las mujeres pertenecientes a dicha cohorte terminen de completar su vida reproductiva.

el peso de la fecundidad después de la primera unión es menor debido a que la disolución conyugal comienza a ocurrir a edades más tempranas.

Gráfico 17. Contribución de la historia conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicional por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

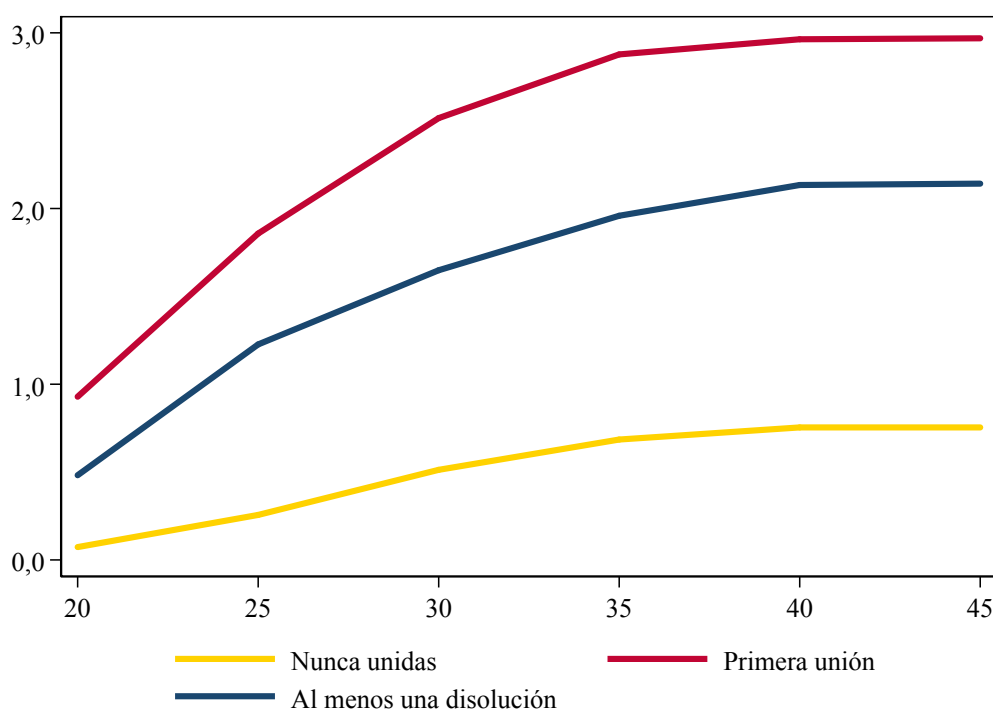


N coh. 1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359
Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Las tasas específicas de fecundidad condicionales acumuladas refieren al número promedio de hijos nacidos de una mujer de cierta edad en cada estado conyugal, es decir su descendencia media parcial ($DP_{(x,s)}$). El Gráfico 18 muestra que, al final del período reproductivo, las mujeres que solo estuvieron en una primera unión acumulan más hijos que las que tuvieron al menos una disolución y las que nunca se unieron (DF).⁹⁷ Al final del período reproductivo, las mujeres que disolvieron su primera unión acumulan 1,12 menos hijos que las que se mantuvieron en la primera unión. No obstante, la información que presenta el gráfico muestra la experiencia de todas las cohortes, y como se mostró anteriormente, existen diferencias en la contribución de cada situación conyugal según cohorte.

⁹⁷ En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 51).

Gráfico 18. Fecundidad acumulada por historia conyugal y edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008⁹⁸



N=1026

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

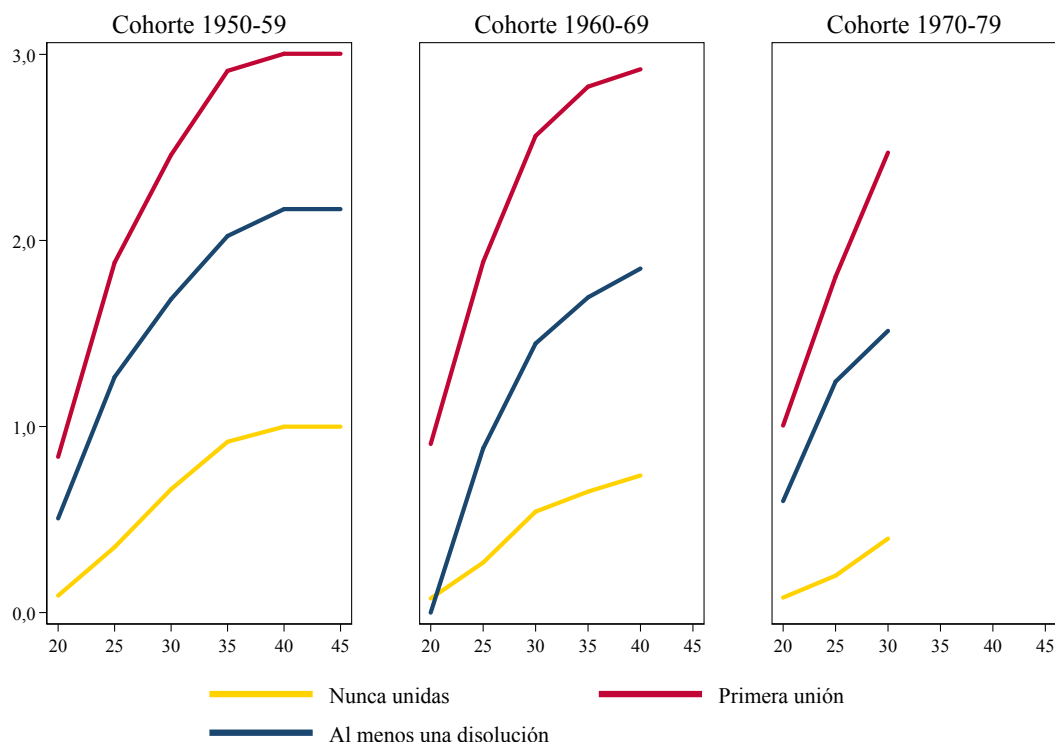
En el Gráfico 19 se identifica cómo varía la acumulación de fecundidad por situación conyugal según cohorte de nacimiento.⁹⁹ Únicamente en la cohorte más joven se identifica una acumulación mayor en el estado “al menos una disolución”, alcanzando un nivel similar al estado “primera unión” hasta los 24 años. Luego de esa edad, la acumulación de las que permanecieron en la primera unión se distancia de las separadas.¹⁰⁰ No obstante, con las cohortes más viejas, se identifica que la contribución de las que disolvieron al menos su primera unión es mayor en la cohorte más joven y el peso de las que mantuvieron su primera unión es algo menor (Gráfico 19). Esto estaría confirmando que las mujeres pertenecientes a las generaciones más jóvenes tienen más hijos en uniones de segundo y más orden que sus predecesoras. En la próxima sección se busca determinar si se comprueba el mismo resultado en el análisis por cohorte y nivel educativo, es decir si el efecto negativo es igual para todos los grupos de mujeres.

⁹⁸ La descendencia media parcial también puede ser nombrada como fecundidad acumulada. En este estudio se utilizan indistintamente ambos términos.

⁹⁹ En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 52).

¹⁰⁰ Nuevamente, es importante resaltar que no contamos con la experiencia reproductiva total de esta cohorte.

Gráfico 19. Fecundidad acumulada por historia conyugal y edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



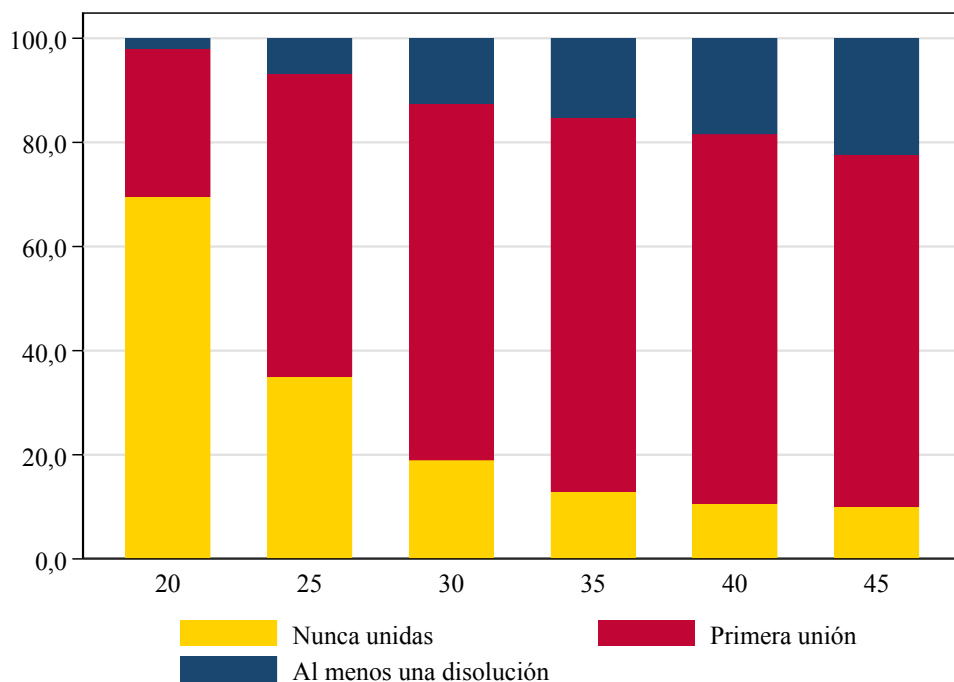
N coh. 1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359
 Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Por último, el Gráfico 20 y Gráfico 21 muestran el peso relativo de la contribución de cada estado conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal y cohorte de nacimientos.¹⁰¹ Los gráficos corroboran los resultados anteriormente descritos: a medida que avanza la edad se incrementa el peso de la fecundidad de las mujeres que disolvieron al menos la primera unión y la contribución tiende a intensificarse a medida que las cohortes son más jóvenes. Por ejemplo, para el grupo de edad 25-29 años el aporte a la fecundidad en la cohorte más antigua es de 8%, la de la intermedia es 9% y la de la más joven 15%. Si bien, la mayoría de las mujeres siguen teniendo sus hijos fundamentalmente en la primera unión, los datos estarían mostrando un incipiente cambio en las generaciones más jóvenes.¹⁰²

¹⁰¹ En el apéndice del capítulo se detallan las estimaciones (Tabla 55 y Tabla 56).

¹⁰² Posiblemente, al final de la vida reproductiva de las mujeres pertenecientes a la cohorte 1970-79 el peso relativo de la fecundidad de las que disolvieron su primera unión sea sumamente significativa.

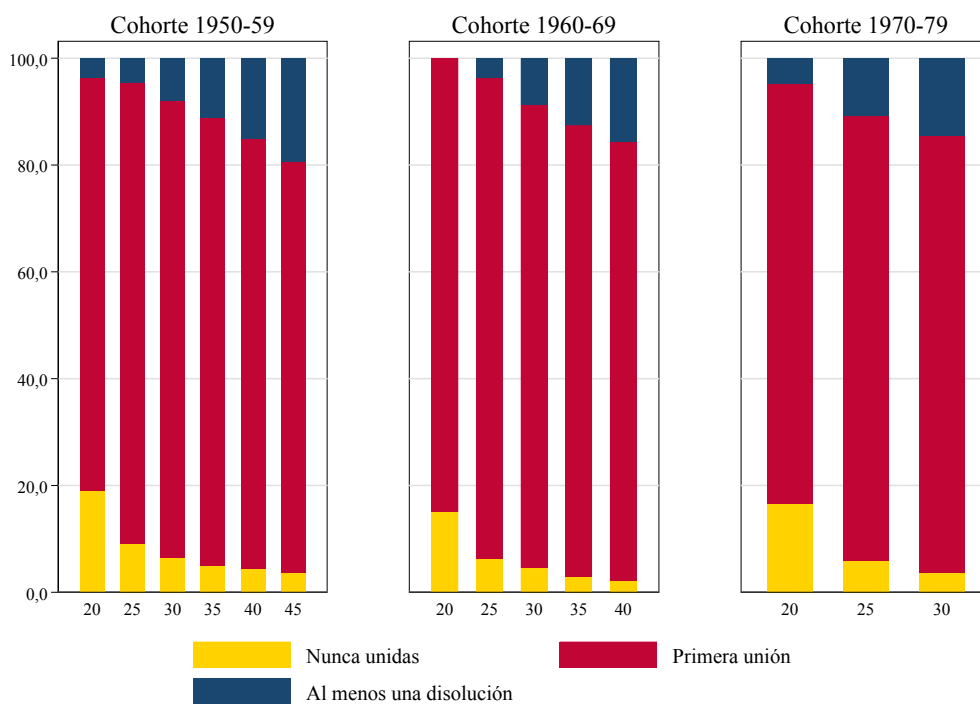
Gráfico 20. Distribución porcentual de la contribución de cada historia conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal. Mujeres 15 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008



N=1.026

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Gráfico 21. Distribución porcentual de la contribución de cada historia conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008



N coh.1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 38. Descendencia final, contribución a la DF y peso relativo en la DP por historia conyugal. Mujeres, Montevideo-Uruguay, 2008

		Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Total
Total	DF	0,19	1,58	0,19	1,97
	Contribución DF	0,10	0,80	0,10	1
	Proporción en DF	0,03	0,78	0,19	1
1970-79	DF	0,15	1,44	0,15	1,75
	Contribución DF	0,09	0,83	0,09	1
	Proporción DP (25-29 años)	0,04	0,82	0,15	1
1960-69	DF	0,18	1,64	0,20	2,01
	Contribución DF	0,09	0,81	0,10	1
	Proporción DP (25-29 años)	0,05	0,87	0,09	1
1950-59	DF	0,26	1,69	0,16	2,11
	Contribución DF	0,12	0,80	0,08	1
	Proporción DP (25-29 años)	0,06	0,86	0,08	1

N coh. 1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359

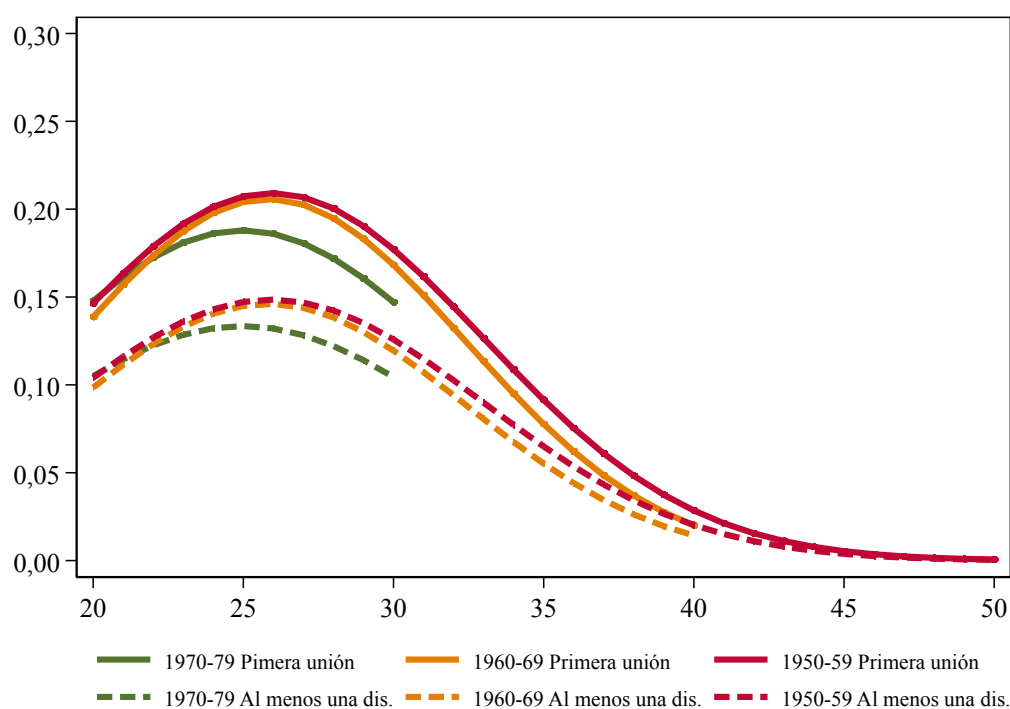
Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

La Tabla 38 resume el aporte de cada estado conyugal a la DF. La mayor parte de la fecundidad de las montevidéas, el 80% de la DF, proviene de la primera unión. La contribución a la DF de las mujeres que vivieron al menos una disolución es 10%. El aporte al total de la fecundidad acumulada del estado nunca unidas es 3%, la primera unión 78 % y 19 % de las que al menos tuvieron una disolución (Tabla 38). El aporte a la DF de las mujeres con al menos una disolución por cohorte de nacimiento es relativamente estable, cercano al 10%. No obstante, tal como se señaló anteriormente, la cohorte 1970-79 no terminó su vida fértil por lo que podría esperarse un aumento del peso en la DF al final de su vida reproductiva. Lo que sí muestra diferencias entre cohortes es en la proporción que ocupan los nacimientos después de la primera unión en la fecundidad acumulada en el grupo de edad 25-29 años. A medida que las cohortes son más jóvenes la proporción crece, pasa de 0,08 a 0,15. Esto estaría demostrando que en la cohorte 1970-1979 el peso de los hijos tenidos luego de la disolución en la DF será significativamente mayor a la de las cohortes precedentes (Tabla 38).

27.2. El efecto de la ruptura de la primera unión sobre el riesgo de tener un hijo

Para poder analizar el efecto de cada uno de los estados de la historia conyugal, particularmente de las que disolvieron al menos la primera unión, se estima una regresión de Poisson sobre el riesgo de tener un hijo por cohorte de nacimiento y nivel educativo. Luego, se utiliza un enfoque contrafáctico con el mismo modelo para estimar cuál habría sido la fecundidad de las mujeres que experimentaron una disolución si hubieran permanecido en su primera unión.

Gráfico 22. Tasa de fecundidad por historia conyugal según cohorte de nacimiento. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N coh. 1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359
Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

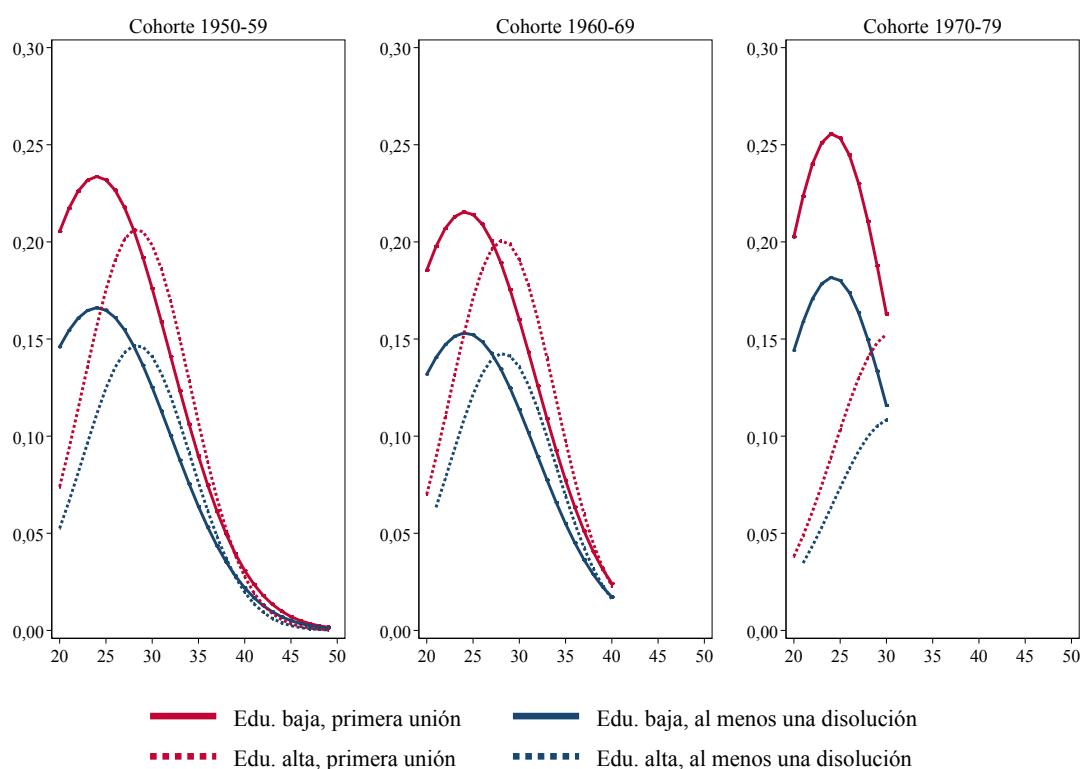
El riesgo de tener un hijo en una primera unión es mayor en todas las edades y cohortes que el riesgo de tenerlo después de la ruptura de la primera unión. No obstante, en la cohorte de 1970-79 se identifica que la brecha en el riesgo de tener un hijo en una unión no disuelta y luego de disolverla es menor, fundamentalmente a partir de los 25-29 años. En las cohortes de 1960-69 y 50-59, la reducción de la brecha comienza a observarse a

partir de los 35 años (Gráfico 22). Esto indica que en las generaciones más jóvenes adquieren mayor importancia los nacimientos que ocurren luego de la disolución de la primera unión. Además de los cambios ocurridos en los contextos conyugales socialmente aceptados para tener y criar hijos, también influye el hecho de que las separaciones en estas cohortes ocurren a edades más tempranas, por lo que aumenta el tiempo reproductivo en uniones de orden superior o fuera de una unión conyugal.

El Gráfico 23 presenta las tasas de fecundidad por edad (TFE) predichas por cohorte y nivel educativo alcanzado con base en los resultados del modelo de regresión de Poisson.¹⁰³ En todas las cohortes, niveles educativos y grupos de edad, las TFEs más altas son las de las mujeres en primera unión no disuelta. Dentro de cada nivel educativo y para cada cohorte se identifican diferencias en la intensidad de la fecundidad entre las dos situaciones conyugales, pero no se observan cambios en el calendario. Si se observa el cambio ocurrido entre las cohortes más antiguas y las más recientes más educadas, se comprueba que el calendario tiende a edades más tardías, principalmente en la cohorte más joven (1970-79), tanto en las que se mantienen en la primera unión como entre las que la disuelven. En las mujeres con menos educación no se observan cambios en el tiempo en el calendario, el valor modal se mantiene relativamente estable en los 25 años para ambos estados conyugales. Las mujeres pertenecientes a la cohorte más joven presentan intensidades en edades tempranas superiores a las cohortes precedentes para las que están en primera unión y las separadas. Este incremento del nivel de la fecundidad ya ha sido comprobado por Nathan (2015b) en las 1974- 1976, 1979-1981 y 1984-1986 con datos censales. En cambio, en las mujeres con mayor educación, y especialmente en la cohorte 1970-79, se identifica un corrimiento de las curvas hacia edades más tardías en las dos situaciones conyugales (Gráfico 23). Este fenómeno está vinculado con la forma bimodal de fecundidad de la población uruguaya reciente: un pico de intensidad en las edades más tempranas y otro en torno a los 30 años (Nathan 2015b; Nathan, Pardo, y Cabella 2016). Este patrón dual expone la polarización social del comportamiento reproductivo, se traslada con los cambios en la historia conyugal. En suma, las brechas en la intensidad y calendario de la fecundidad en el tiempo entre las más educadas y las menos educadas se mantienen más allá de si han disuelto o no la primera unión.

¹⁰³ Para mostrar con mayor claridad la información se seleccionó solo el nivel educativo alto y bajo.

Gráfico 23. Tasas de fecundidad estimadas por historia conyugal y nivel educativo seleccionado según cohorte de nacimiento. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



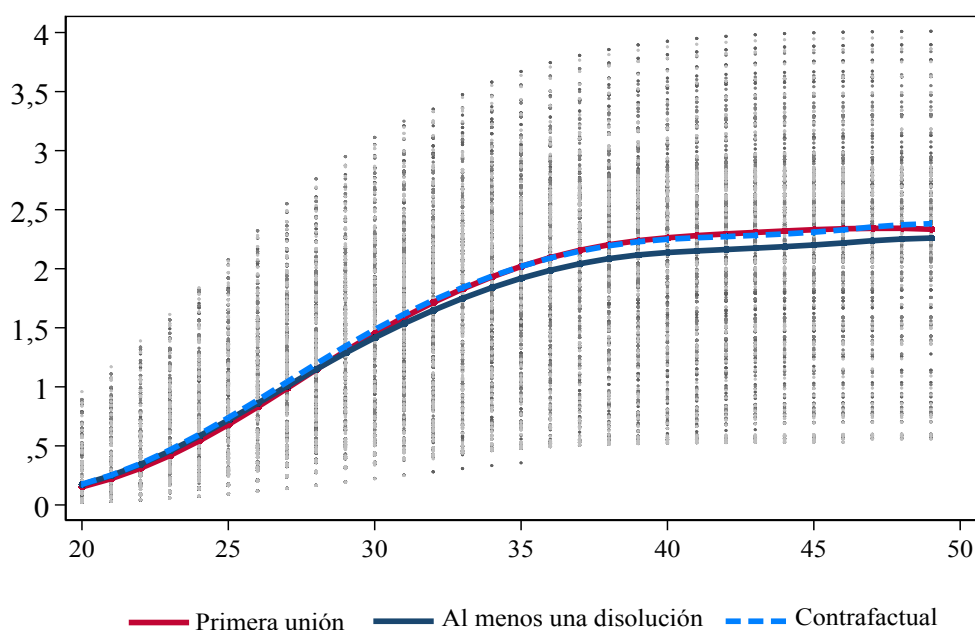
N coh. 1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359.

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

El Gráfico 24 muestra la estimación del número de los hijos acumulados predichos a partir del modelo de regresión de Poisson.¹⁰⁴ En todas las edades Las diferencias en el número de hijos que acumulan las mujeres que conservan la primera unión y quienes la disuelven son leves; las distancias más importantes se observan desde los 30 años. A partir de esta edad, las mujeres separadas comienzan a acumular algo menos de fecundidad: el resultado del análisis contrafactual muestra que, si no hubiese ocurrido la disolución de la primera unión, las mujeres separadas hubiesen alcanzado la misma fecundidad que las que no rompieron la primera unión (Gráfico 24).

¹⁰⁴ En Tabla 57 del apéndice de capítulo se detallan los coeficientes exponenciados y errores estándar del modelo utilizado.

Gráfico 24. Número de hijos promedio predicho real y contrafactual según historia conyugal. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008¹⁰⁵

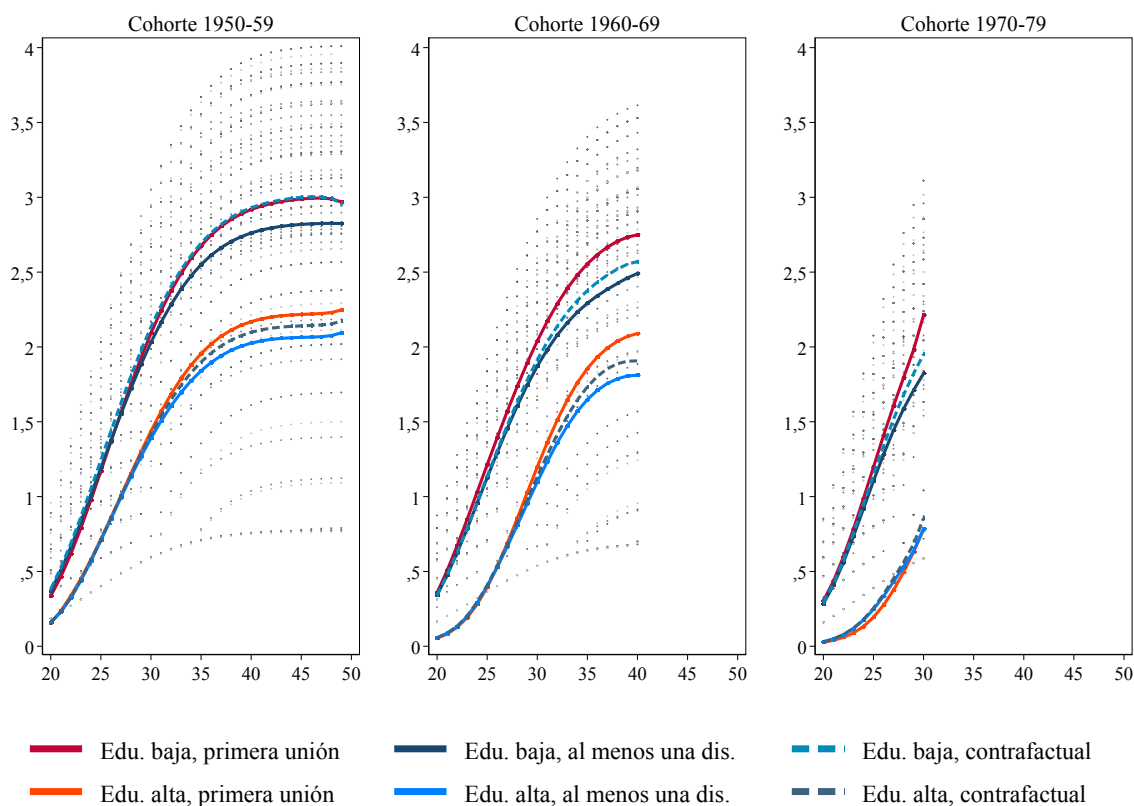


N=1026
Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Cuando se analiza el número de hijos acumulados predichos y el ejercicio contrafactual por cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado, sí se observan diferencias importantes. Existe un claro efecto negativo en el número de hijos que acumulan las mujeres que disolvieron la primera unión en la cohorte más antigua (1950-59) en ambos niveles educativos, aunque más pronunciado en las de estrato bajo. A medida que se suceden las cohortes, las diferencias en el número promedio de hijos que acumulan las mujeres según historia conyugal se reducen y el efecto depresor tiende a desaparecer (Gráfico 25).

¹⁰⁵ Para ajustar las estimaciones puntuales predichas se utilizó una regresión polinómica local ponderada de Kernel, lo que permite obtener una curva suavizada del comportamiento de las estimaciones puntuales. Cada punto de la estimación puntual hace referencia al valor predicho para cada mujer según si vivió solo primera unión o la disolvió. El polinomio se ajusta otorgando más peso a los puntos cercanos al punto cuya respuesta está siendo estimado y menos peso a los puntos más lejos. El “kernel” alude a la dispersión de los puntos dentro de la superficie determinada por los límites de un intervalo de rango fijo, pero “movible” en el sentido que es definido alrededor de cada valor de la variable puesta en abscisa.

Gráfico 25. Número promedio de hijos predichos y contrafactual por historia conyugal según cohorte de nacimiento y niveles educativos seleccionados. Estimaciones modelo de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008



N coh.1970-79=302, N coh. 1960-69=365, N coh. 1950-59=359.
 Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

En la cohorte más reciente no se observan diferencias significativas entre estados conyugales dentro de cada nivel educativo. En la cohorte más antigua, permanecer en la primera unión habría aumentado la fecundidad de todas las mujeres, pero especialmente entre las menos educadas. En la cohorte intermedia, las mujeres de ambos estratos educativos que pasaron por una disolución habrían alcanzado una fecundidad superior a la que efectivamente alcanzaron, pero sin llegar al nivel de la primera unión. En la cohorte de 1960-70, las mujeres de ambos estratos educativos que terminaron su primera unión habrían alcanzado una fecundidad similar si no se hubiesen separado.

28. Discusión

La generalización de las disoluciones conyugales ha llevado a que la fecundidad después de la primera unión aumente progresivamente su contribución a la fecundidad total. En la cohorte más joven (1970-79), la proporción de mujeres de 25 a 29 años que rompió su primera unión es el doble que la de la más antigua (1950-59). Es decir, que hay más mujeres en edades reproductivas expuestas a la potencial formación de una nueva unión y, eventualmente, al nacimiento de un hijo. Por lo que si se incrementan las tasas de unión de segundo orden y más de la cohorte 1970-79, es factible que al final de su vida reproductiva, la contribución a la fecundidad sea sustantivamente mayor que la de las generaciones anteriores. Esto se explicaría porque las mujeres pertenecientes a cohortes jóvenes tienden a separarse a edades reproductivas más tempranas, lo que les permite recuperar fecundidad en otras uniones posdisolución. En las cohortes más antiguas la contribución de las separadas es de una magnitud menor, en principio porque las rupturas ocurren a edades más tardías. No obstante, los nacimientos de las mujeres en la primera unión en todas las cohortes son las que más contribuyen a la fecundidad total. El 80% de la DF proviene de la primera unión y solamente 10% de las separadas y 10% de las nunca unidas.

El trabajo también permitió confirmar que, al final del período reproductivo, las mujeres separadas acumulan 1,12 menos hijos que las que se mantuvieron en la primera unión. Sin embargo, también se observa que a través del tiempo esta tendencia se estaría revirtiendo. A medida que las cohortes son más jóvenes, la contribución a la fecundidad de las mujeres que tuvieron al menos una disolución se intensifica y decrece el aporte de la primera unión. En tal sentido, este capítulo muestra que las mujeres pertenecientes a las generaciones más jóvenes tienen más hijos en uniones de segundo y más orden respecto a sus predecesoras. La fecundidad acumulada en el grupo de edad 25-29 años prácticamente se duplica entre la cohorte más antigua y la más joven. Estos datos estarían demostrando que el peso de los hijos de las mujeres que disuelven la primera unión al final de la vida reproductiva de la cohorte 1970-79 será significativamente mayor a la de las cohortes precedentes.

Los resultados de las regresiones de Poisson y el análisis contrafactual muestran que la pérdida de fecundidad sucede con mayor intensidad en las mujeres que nacieron en la cohorte 1950-59 y de manera más pronunciada en las menos educadas. Las mujeres de

esta cohorte con más educación tendrían, si no se hubiesen separado, una fecundidad mayor pero no alcanzaría a la de sus pares que mantuvieron su primera unión. En la cohorte 1960-70, la cohorte pionera de los cambios familiares en Uruguay (Videgain 2007; Cabella 2008), las mujeres de ambos estratos educativos perdieron algo de fecundidad con la disolución y podrían haber alcanzado un nivel mayor -aunque no similar a las de la primera unión, sino en un nivel intermedio- si no hubiesen disuelto la primera unión. En cambio, en la cohorte más joven, la de 1970-79, la fecundidad sería similar entre las que mantuvieron y las que rompieron la primera unión para ambos estratos educativos.

En suma, en las cohortes más viejas sí habría un efecto depresor de la fecundidad por la disolución al menos de la primera unión. En estas generaciones, se muestra que la consideración de las disoluciones como una variable que afecta negativamente el tiempo de exposición a tener un hijo es cierta, tal como planteaba tradicionalmente la demografía (Davis y Blake 1956; Bongaarts 1987). Sin embargo, en las más jóvenes —posiblemente producto de la difusión de valores que flexibilizan los patrones de formación y disolución de las uniones— las segundas nupcias y los hogares reconstituidos son contextos socialmente legítimos para tener hijos. La baja de la fecundidad en las generaciones recientes no estaría relacionada con la incidencia de las disoluciones conyugales. El incremento y legitimación de las separaciones y los divorcios en las últimas décadas pone en cuestión la relación negativa entre las disoluciones conyugales y la fecundidad, establecida tradicionalmente en la Demografía (Thomson y Li 2002; Leone y Hinde 2007; Jansen, Wijckmans, y van Bavel 2008; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Creighton et al. 2013; Pasterlees y Mortelmans 2015; Cherlin 2016, 2017).

Una parte importante de la explicación se debe al aumento de las disoluciones a edades tempranas y reproductivas en las generaciones más jóvenes, por ende, por el incremento del tiempo de exposición a segundas uniones (Cherlin 2016, 2017). El tiempo de exposición supuestamente perdido por la disolución de la primera unión, parece compensarse con los hijos de uniones de segundo y mayor orden, en un contexto de valores y actitudes flexibles sobre cuándo y cómo tener y criar hijos (Buber y Fürnkranz-Prskawetz 2000; Thomson et al. 2002; Toulemon & Knudsen 2006; Leone y Hinde 2007; Beaujouan y Solaz 2008; Persson y Tollebrant 2013; Spijker, Simó y Solsona 2012). La literatura al respecto ha mostrado que no se verifica una relación unívoca entre

disoluciones y fecundidad. Las evidencias no son concluyentes ni respecto al signo del vínculo ni sobre la causalidad entre los fenómenos.

29. Apéndice del capítulo IV

Tabla 39. Distribución absoluta y relativa de la muestra (sin ponderar) según historia reproductiva. Montevideo. Mujeres, 25 a 67 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Frecuencia	Porcentaje
Nunca unida	1.229	44,0
En primera unión	1.070	38,3
Al menos una disolución	493	17,7
Total	2.792	100

Base en episodios

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008

Tabla 40. Categorías incluidas en cada uno de los niveles educativos relativos según cohorte de nacimiento

	1950-59	1960-69	1970-79
Bajo	Primaria completa	Ciclo básico incompleto	Ciclo básico completo
Medio	Ciclo básico y secundaria incompleta	Ciclo básico completo a secundaria incompleta	Secundaria incompleta y secundaria completa
Alto	Secundaria completa y más	Secundaria completa y más	Terciaria y más

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 41. Distribución absoluta de la muestra según cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	1950-59	1960-69	1970-79	Total
Bajo	87	108	109	304
Medio	114	97	96	307
Alto	158	160	97	415
Total	359	365	302	1026

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 42. Distribución relativa de la muestra según cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	1950-59	1960-69	1970-79	Total
Bajo	32,4	34,9	36,0	34,5
Medio	30,7	25,3	30,0	28,7
Alto	36,9	39,8	34,0	36,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 43. Proporción de cada estado conyugal a cada edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
15	0,97	0,03	0,00
20	0,70	0,29	0,02
25	0,35	0,58	0,07
30	0,19	0,69	0,13
35	0,13	0,72	0,15
40	0,11	0,71	0,18
45	0,10	0,68	0,22

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 44. Proporción de cada estado conyugal a cada edad quinquenal según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	1950-59			1960-69			1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
15	0,98	0,02	0,00	0,97	0,02	0,01	0,97	0,03	0,00
20	0,68	0,30	0,02	0,67	0,32	0,01	0,70	0,27	0,03
25	0,34	0,61	0,05	0,31	0,63	0,06	0,35	0,55	0,10
30	0,20	0,71	0,10	0,17	0,70	0,12	0,18	0,64	0,19
35	0,14	0,73	0,14	0,11	0,72	0,18	--	--	--
40	0,11	0,70	0,18	--	--	--	--	--	--
45	0,10	0,67	0,23	--	--	--	--	--	--

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 45. Tasas específicas de fecundidad condicionales por edad quinquenal y situación conyugal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,08	0,93	0,48
25	0,19	0,93	0,75
30	0,26	0,66	0,42
35	0,18	0,37	0,31
40	0,07	0,09	0,18
45	0,00	0,01	0,01

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 46. Tasas específicas de fecundidad condicionales por edad quinquenal y situación conyugal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Cohorte 1950-59			Cohorte 1960-70			Cohorte 1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,02	0,17	0,10	0,02	0,18	0,00	0,02	0,20	0,12
25	0,05	0,21	0,15	0,04	0,20	0,18	0,02	0,16	0,13
30	0,06	0,12	0,08	0,05	0,14	0,11	0,04	0,13	0,05
35	0,05	0,09	0,07	0,02	0,05	0,05	--	--	--
40	0,02	0,02	0,03	--	--	--	--	--	--
45	0,00	0,00	0,00	--	--	--	--	--	--

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 47. Contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,01	0,05	0,01
25	0,01	0,11	0,01
30	0,01	0,09	0,01
35	0,01	0,05	0,01
40	0,01	0,01	0,01
45	0,00	0,01	0,00

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 48. Contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Cohorte 1950-59			Cohorte 1960-69			Cohorte 1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,06	0,25	0,01	0,05	0,29	0,00	0,06	0,27	0,02
25	0,09	0,64	0,04	0,06	0,62	0,05	0,04	0,44	0,07
30	0,06	0,41	0,04	0,05	0,48	0,07	0,04	0,43	0,05
35	0,03	0,33	0,05	0,01	0,19	0,04	--	--	--
40	0,01	0,06	0,03	--	--	--	--	--	--
45	0,00	0,00	0,00	--	--	--	--	--	--

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 49. Tasas específicas de fecundidad no condicional por edad quinquenal y situación conyugal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,05	0,27	0,01
25	0,07	0,54	0,05
30	0,05	0,45	0,06
35	0,02	0,26	0,05
40	0,01	0,06	0,03
45	0,00	0,01	0,00

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 50. Tasas específicas de fecundidad no condicional acumuladas por edad quinquenal y situación conyugal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Cohorte 1950-59			Cohorte 1960-69			Cohorte 1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,06	0,25	0,01	0,05	0,29	0,00	0,06	0,27	0,02
25	0,09	0,64	0,04	0,06	0,62	0,05	0,04	0,44	0,07
30	0,06	0,41	0,04	0,05	0,48	0,07	0,04	0,43	0,05
35	0,03	0,33	0,05	0,01	0,19	0,04	--	--	--
40	0,01	0,06	0,03	--	--	--	--	--	--
45	0,00	0,00	0,00	--	--	--	--	--	--
Total	0,26	1,69	0,16	0,18	1,64	0,20	0,13	1,13	0,13

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 51. Fecundidad acumulada por edad quinquenal y situación conyugal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,07	0,93	0,48
25	0,26	1,86	1,23
30	0,51	2,51	1,65
35	0,69	2,88	1,96
40	0,75	2,96	2,13
45	0,75	2,97	2,14

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 52. Fecundidad acumulada por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Cohorte 1950-59			Cohorte 1960-69			Cohorte 1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,09	0,84	0,51	0,08	0,91	0,00	0,08	1,01	0,60
25	0,35	1,88	1,27	0,27	1,88	0,88	0,20	1,81	1,24
30	0,66	2,46	1,68	0,54	2,56	1,45	0,40	2,47	1,51
35	0,92	2,91	2,02	0,65	2,83	1,69	--	--	--
40	1,00	3,00	2,17	--	--	--	--	--	--
45	1,00	3,00	2,17	--	--	--	--	--	--

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 53. Contribución de cada estado conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicionales acumuladas por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,05	0,27	0,01
25	0,09	1,08	0,08
30	0,10	1,72	0,21
35	0,09	2,07	0,30
40	0,08	2,10	0,39
45	0,08	2,01	0,48

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 54. Contribución de cada situación conyugal a las tasas específicas de fecundidad condicionales acumuladas por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Cohorte 1950-59			Cohorte 1960-69			Cohorte 1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,06	0,25	0,01	0,05	0,29	0,00	0,06	0,27	0,02
25	0,12	1,15	0,06	0,08	1,19	0,05	0,07	0,99	0,13
30	0,13	1,74	0,16	0,09	1,80	0,18	0,07	1,58	0,28
35	0,12	2,11	0,28	0,07	2,03	0,30	--	--	--
40	0,11	2,11	0,39	--	--	--	--	--	--
45	0,10	2,01	0,51	--	--	--	--	--	--

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 55. Distribución porcentual de la contribución de cada estado conyugal a las tasas de fecundidad condicional acumulada por edad quinquenal. Mujeres 20 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,16	0,81	0,03
25	0,07	0,86	0,07
30	0,05	0,85	0,10
35	0,04	0,84	0,12
40	0,03	0,82	0,15
45	0,03	0,78	0,19

Estimaciones ponderadas

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 56. Distribución porcentual de la contribución de cada estado conyugal a la fecundidad acumulada por edad quinquenal, según cohorte de nacimiento. Mujeres 20 a 49 años. Montevideo-Uruguay, 2008

Edad quinquenal	Cohorte 1950-59			Cohorte 1960-69			Cohorte 1970-79		
	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución	Nunca unida	Primera unión	Al menos una disolución
20	0,19	0,77	0,04	0,15	0,85	0,00	0,17	0,79	0,05
25	0,09	0,86	0,05	0,06	0,90	0,04	0,06	0,83	0,11
30	0,06	0,86	0,08	0,05	0,87	0,09	0,04	0,82	0,15
35	0,05	0,84	0,11	0,03	0,85	0,13	--	--	--
40	0,04	0,81	0,15	--	--	--	--	--	--
45	0,04	0,77	0,19	--	--	--	--	--	--

Estimaciones ponderadas.

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Tabla 57. Coeficientes exponenciados de los modelos de regresión de Poisson. Mujeres 20 a 49 años, Montevideo-Uruguay, 2008

	Coeficientes	Error estándar
Cohorte 1970-79 # nivel edu. bajo	0,001***	(0,000)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. medio	0,001***	(0,000)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. alto	0,001***	(0,000)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. bajo	0,001***	(0,000)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. medio	0,001***	(0,000)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. alto	0,001***	(0,000)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. bajo	0,001***	(0,000)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. medio	0,001***	(0,000)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. alto	0,001***	(0,000)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. bajo # edad	1,904***	(0,303)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. medio # edad	1,783**	(0,316)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. alto # edad	2,115**	(0,562)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. bajo # edad	1,523***	(0,131)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. medio # edad	2,194***	(0,320)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. alto # edad	2,417***	(0,253)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. bajo # edad	1,465***	(0,102)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. medio # edad	1,728***	(0,120)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. alto # edad	2,312***	(0,199)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. Bajo # edad ²	0,987***	(0,003)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. medio # Edad ²	0,988***	(0,003)
Cohorte 1970-79 # nivel edu. alto # edad ²	0,988*	(0,005)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. bajo # edad ²	0,991***	(0,002)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. medio # edad ²	0,985***	(0,003)
Cohorte 1960-69 # nivel edu. alto # edad ²	0,984***	(0,002)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. bajo # edad ²	0,992***	(0,001)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. medio # edad ²	0,990***	(0,001)
Cohorte 1950-59 # nivel edu. alto # edad ²	0,985***	(0,001)
Primera unión	5,307***	(0,515)
Al menos una disolución	3,772***	(0,478)
ll	-1727563,3	
AIC	3455184,6	
BIC	3455420,7	
N	25322	

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Base en episodios y ponderada

Fuente: elaboración propia, con base en ESF 2008.

Conclusiones

El propósito de esta tesis fue estudiar cómo y en qué medida el incremento de las disoluciones conyugales en las últimas décadas en Uruguay ha afectado la fecundidad y el comportamiento reproductivo de las mujeres montevidéanas.

De forma simultánea al aumento de las disoluciones conyugales a edades cada vez más tempranas, el estudio de la vida conyugal y reproductiva posdisolución ha adquirido mayor importancia en la agenda de investigación demográfica. Nuevos contextos de crianza, arreglos diversos de coresidencia con los hijos luego de la ruptura y un cambio en la valoración de la satisfacción de la vida en pareja son algunas de sus principales implicaciones. Estos nuevos patrones familiares, suponen la existencia de una proporción paulatinamente creciente de la población que experimenta una serie de episodios conyugales-familiares a lo largo de sus vidas. El aumento de la inestabilidad conyugal también implica que haya más personas que reingresan al llamado mercado matrimonial y que eventualmente vuelven a formar una unión y a tener nuevos hijos. Estos fenómenos evidencian una mayor tolerancia hacia la maternidad/paternidad en marcos no tradicionales y a patrones conyugales basados en un conjunto de parejas más o menos duraderas a lo largo del curso de vida y divididas por episodios de soltería (Toulemon y Knudsen 2006; Sobotka 2008).

De acuerdo a los resultados de este trabajo, la disolución de la primera unión no implica necesariamente una pérdida de fecundidad para las mujeres de Montevideo, dado que la eventual pérdida es compensada con la fecundidad de las segundas. El efecto de las disoluciones sobre la fecundidad ha ido disminuyendo con el avance de las generaciones. Mientras en las cohortes más antiguas la disolución implicaba una reducción de la fecundidad, en las generaciones más jóvenes ese efecto desaparece.

Los hallazgos de este estudio permiten responder -al menos parcialmente- la interrogante fundamental acerca de los efectos de las disoluciones conyugales en la fecundidad de las mujeres. Los principales hallazgos pueden ser sintetizados en tres puntos. En primer lugar, se descarta una relación negativa entre la disolución de la primera unión y el número de hijos que acumulan las mujeres de Montevideo. La media del número de hijos acumulados no presenta diferencias significativas entre las mujeres con y sin disolución de la primera unión. El efecto de la disolución de la primera unión es compensado con los hijos provenientes de las subsiguientes uniones. El trabajo también permitió constatar que 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. Esto ha sido señalado consistentemente por varios estudios en países europeos (Sweeney 1997; Jefferies et al. 2000; De Graaf y Kalmijn 2003a; Wu y Schimmele 2005; Meggiolaro y Ongaro 2010). Por otra parte, el análisis comprueba que el efecto de la presencia de hijos de la primera unión sobre el riesgo de tener hijos luego de la ruptura es de menor magnitud y depende de la conformación de una segunda unión. La literatura señala que el estatus parental y los arreglos de residencia de los hijos de uniones previas son variables que afectan en menor medida la probabilidad condicional de tener hijos en una nueva unión (Buber y Prskawetz 2000; Thomson y Li 2002; De Graaf y Kalmijn 2003a; Prskawetz et al. 2003; Thomson 2004; Vikat, Thomson, y Prskawetz 2004; Beaujouan y Wiles 2011; van Bavel, Jansen, y Wijckmans 2012; Thomson y Holland 2015; Vanassche et al. 2015).

En segundo lugar, la investigación identificó tres tipos de trayectoria posdisolución de la primera unión. El primer tipo se caracteriza por mujeres que se mantienen fuera de una unión luego de la ruptura y representa la mitad de la población de mujeres de Montevideo que disolvieron su primera unión. El segundo tipo se caracteriza por mujeres que solamente tuvieron hijos de segundas o ulteriores nupcias. Por último, se identificó una trayectoria conformada por mujeres que tuvieron hijos en su primera unión, vuelven a formar pareja y vuelven a tener hijos. Este tipo de trayectoria, definida en la literatura demográfica como *Multiple-partner-fertility*, es la que permite acumular mayor fecundidad; está asociada con un comienzo de la maternidad a edades jóvenes, lo que permite que ocurran potenciales nuevos eventos familiares (nuevas uniones y/o nuevos nacimientos) Los factores asociados con cada una de las trayectorias refieren tanto a la cohorte de nacimiento como al calendario de formación familiar. La asociación con la cohorte evidencia que el efecto de las disoluciones es diferencial en el tiempo y la impronta generacional de los cambios en el comportamiento conyugal. Las mujeres pertenecientes a las cohortes más jóvenes son quienes tienen trayectorias más desestandarizadas y cursan nuevos eventos conyugales y reproductivos tras la disolución de la primera unión.

En tercer y último lugar, la investigación permitió corroborar que para el total de las mujeres estudiadas no hay un efecto depresor de las disoluciones en la fecundidad. No obstante, nuevamente se identifica que el efecto ha ido variando a través de tiempo entre cohortes. Se observa que la fecundidad después de la primera unión presenta una

contribución cada vez más significativa en el tiempo, producto posiblemente de la generalización de las disoluciones conyugales a edades cada vez tempranas y en edades reproductivas. Asimismo, sí se identifica un efecto depresor de las disoluciones en la fecundidad solamente en las cohortes más antiguas (1950.59 y 1960.69). Esta tendencia se revierte cuando se observa el comportamiento reproductivo de las mujeres separadas de las cohortes más jóvenes. Éstas tienen más hijos en uniones de segundo y más orden en comparación con sus predecesoras y, su peso al final de la vida reproductiva será significativamente mayor a la de las cohortes precedentes. En efecto, entre las más jóvenes no se detectan diferencias en las tasas específicas de fecundidad estimadas entre las que disolvieron la primera unión y quienes no. Esto sucede en todos los niveles educativos de la generación de 1970-79. Este incipiente cambio generacional no impide que la mayoría de los nacimientos ocurran en la primera unión, dado que este evento está más generalizado que en la segunda unión. El análisis contrafáctico permitió corroborar que la “fecundidad perdida” producto de la disolución de la primera unión, solo sucedería en las mujeres que nacieron en la cohorte 1950-59 y de manera más pronunciada en las menos educadas. Por su parte, en la cohorte 1960-69, las mujeres de ambos estratos educativos perdieron algo de fecundidad con la disolución. En cambio, en la de 1970-79, la fecundidad de las que conservaron y las que rompieron la primera unión es similar para ambos estratos educativos. Este hallazgo confirma el carácter precursor de la generación nacida en la década del sesenta y setenta en el establecimiento de un nuevo régimen de nupcialidad en Uruguay, ya demostrado con anterioridad /Cabella (2008). De igual modo, concuerda con resultados de estudios realizados en Europa y Estados Unidos, que evidenciaron que una proporción creciente de padres y madres de las cohortes más jóvenes han tenido hijos en múltiples parejas, corroborando la hipótesis de la recuperación de la fecundidad “perdida” (Di Nallo, 2013).

Este trabajo aportó nueva evidencia en un área del cambio familiar y demográfico poco estudiada en Uruguay y en América Latina. Son varios los temas de investigación vinculados con los resultados de este trabajo que deberían recibir atención, entre ello se destacan los siguientes: 1) el comportamiento reproductivo en los hogares reconstituidos y el desempeño y bienestar de los niños y mujeres en estos hogares; 2) el vínculo de las decisiones reproductivas con las preferencias conyugales y con la satisfacción de la vida conyugal; 3) los procesos de selectividad sociodemográfica del mercado matrimonial posdisolución; 4) las especificidades de los roles familiares de los hogares ensamblados;

y 5) el efecto de los arreglos de custodia posdisolución en la fecundidad de las mujeres y en el bienestar de niños y niñas.

Por último, cabe señalar algunas limitaciones de esta investigación. Indudablemente, las principales limitaciones refieren a la pequeñez de la muestra y a la antigüedad de los datos (2008). Esto implica tanto la imposibilidad de integrar al análisis el comportamiento de las mujeres de la cohorte reciente (1980-89) como de realizar análisis con mayor desagregación. Si se contara con información actual se podría incorporar al análisis algo más de tiempo a las trayectorias de la cohorte más joven —que es la que parece mostrar cambios más notables- y observar si el comportamiento se profundiza en la cohorte más reciente. Por otro lado, en la medida en que la ESF solo recoge información de mujeres de Montevideo y su área metropolitana, las mujeres del interior del país no pudieron ser consideradas. Asimismo, por falta de información, no fue posible comprobar el efecto de algunas variables señaladas por la literatura como relevantes para evaluar el riesgo de tener un hijo posdisolución, tales la historia reproductiva de los cónyuges. En tal sentido, sería importante poder contar con información acerca de la historia reproductiva de los cónyuges, para poder evaluar su efecto en la fecundidad de las mujeres.

30. Referencias bibliográficas

- Abbott, Andrew. 1990. "A Primer on Sequence Methods". *Organization Science* 1(4): 375–92.
- . 1995. "Sequence Analysis: New Methods for Old Ideas". *Annual Review of Sociology* 21: 93–113.
- Allison, Paul D. 1982. "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories". *Source: Sociological Methodology* 13: 61–98.
- . 1984. *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*. Sage Publi. California.
- Amarante, Verónica, y Ivone Perazzo. 2009. DT 08/09 Serie documentos de trabajo-Instituto de Economía *Determinantes de la fecundidad en Uruguay, 1996-2006*. Montevideo.
- . 2011. "Cantidad de niños en los hogares uruguayos: un análisis de los determinantes económicos, 1996-2006". *Estudios Económicos* 26(1): 3–34.
- Bartfeld, J. 2000. "Child Support and the Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children". *Demography* 37(2): 203–13.
- van Bavel, Jan, Mieke Jansen, y Belinda Wijckmans. 2012. "Has Divorce Become a Pro-Natal Force in Europe at the Turn of the 21st Century?" *Population Research and Policy Review* 31(5): 751–75.
- Bay, Guiomar, y Fabiana Del Popolo. 2003. "Determinantes próximos de la fecundidad. Una aplicación a países latinoamericanos". *Serie Población y Desarrollo-CELADE-CEPAL* 43.
- Beaujouan, Éva. 2012. "Repartnering in France: The role of gender, age and past fertility". *Advances in Life Course Research* 17: 69–80.
- Beaujouan, Éva, y Anne Solaz. 2007. *Childbearing after separation: Do second unions make up for earlier missing births? Evidence from France*. INED.
- Beaujouan, Éva, y Elizabeth Wiles. 2011. "Second-Union Fertility in France: Partners' Age and Other Factors". *Population (English Edition)* 66(2): 239–73.

- Beck, Ulrich, y Elisabeth Beck-Gernsheim. 1998. *El normal caos del amor : las nuevas formas de la relación amorosa*. Paidós. Barcelona.
- Becker, Gary. 1981. *A treatise on the family*. Enlarged E. London.
- Binstock, Georgina, y Wanda Cabella. 2011. “La nupcialidad en el Cono Sur: evolución reciente en la formación de uniones en Argentina, Chile y Uruguay”. En *Nupcialidad y familia en la América Latina actual*, Río de Janeiro: Serie de investigaciones-Asociación Latinoamericana de Población.
- Binstock, Georgina, Wanda Cabella, Viviana Salinas, y Julián López-colás. 2016. “The Rise of Cohabitation in the Southern Cone”. En *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo-historical Legacies and New Trends*, eds. Albert Esteve y R.J. Lesthaeghe. , 247–68.
- Bongaarts, John. 1987. “Data and Perspectives The Proximate Determinants of Exceptionally Fertility”. *Population and Development Review* 13(1): 133–39.
- . 2015. “Modeling the fertility impact of the proximate determinants: Time for a tune-up”. *Demographic Research* 33(19): 535–60.
- Bongaarts, John, y Robert G. Potter. 1983. Academic Press *Fertility, Biology, and Behavior An Analysis of the Proximate Determinants*.
- Brown, Susan L. 2000. “Fertility following marital dissolution. The role of cohabitation”. *Journal of Family Issues* 21(4): 501–24.
- Brzinsky-Fay, Christian, Ulrich Kohler, y Magdalena Luniak. 2006. “Sequence analysis with Stata Christian”. *The Stata Journal* 6(4): 435–60.
- Buber, Isabella, y Alexia Prskawetz. 2000. “Fertility in second unions in Austria: Findings from the Austrian FFS”. *Demographic Research* 3(17).
- Bucheli, Marisa. 2003. *Transferencias y visitas entre hijos y padres no corresidentes*. DT 02/03, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar.Montevideo.
- Bucheli, Marisa, y Wanda Cabella. 2009. *Fathers and children: alimony and contact after marriage breakdown (Uruguay)*. DT 28/09, Departamento de Economía,

Facultad de Ciencias Sociales, Udelar. Montevideo.

- Bucheli, Marisa, y Andrés Vigna. 2005. “Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay”. *Desarrollo y Sociedad* 56(01): 1–21.
- Bucheli, Marisa, y Andrea Vigorito. 2015. “Después de la ruptura: efectos de la separación en los contactos entre padres e hijos y el bienestar de las mujeres”. En *Cambio familiar y bienestar de las mujeres y niños*, eds. Marisa Bucheli et al. Montevideo: Udelar, UNICEF.
- . 2017. *Separation, child-support and well-being in Uruguay*. DT 05/2017, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Udelar. Montevideo.
- Bumpass, Larry L, James Sweet, y Teresa Castro-Martin. 1990a. “Changing Patterns of Remarriage”. *Journal of Marriage and Family* 52(3): 747–56.
- . 1990b. “Changing Patterns of Remarriage”. *Journal of Marriage and the Family* 52(3): 747.
- Cabella, Wanda. 1998. “La evolución del divorcio en Uruguay (1950-1995)”. *Notas de Población* 26(67–68).
- . 2007. *El cambio familiar en Uruguay: una breve reseña de las tendencias recientes*. Serie divulgación, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- . 2008. “Dissoluções e formação de novas uniões: uma análise demográfica das tendências recentes no Uruguai”. Núcleo de Estudos de População, Unicamp.
- . 2009. “Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya. La convergencia hacia la segunda transición demográfica”. *Estudios demográficos y urbanos* 24(2): 389–427.
- . 2010. “Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay : un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas”. *Revista Latinoamericana de Población* 4(7): 32–56.
- . 2014. “La recomposición de pareja en el Uruguay : un estudio a partir de dos

- encuestas retrospectivas de la década de 2000”. *Revista Latinoamericana de Población* 8(14): 5–30.
- Cabella, Wanda, y Mariana Fernández Soto. 2017. “Evolución recientes de las uniones consensuales entre los jóvenes del Uruguay”. *Notas de Población* 105(XLIIV): 107–32.
- Cabella, Wanda, Mariana Fernández Soto, Mathías Nathan, y Ignacio Pardo. 2017. *Encuesta Nacional de Comportamientos ENCoR Uruguay*. Montevideo: Fondo de Población de Naciones Unidas.
- Cabella, Wanda, Mariana Fernández Soto, y Victoria Prieto. 2015. *Las transformaciones de los hogares uruguayos vista a través de los censos de 1996 y 2011*. Trilce. Montevideo: INE, Programa de Población, Iecon, OPP, MIDES, UNFPA.
- Cardozo, Santiago, y Alejandra Iervolino. 2009. “Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay”. *Revista de Ciencias Sociales-Departamento de Sociología* 25: 60–81.
- Castro-Martin, Teresa, Clara Cortina, Teresa Martin Garcia, y Ignacio Pardo. 2011. “Maternidad sin matrimonio en America Latina: Analisis comparativo a partir de datos censales”. *CEPAL - Notas de Población* (No. 93): 37–76.
- Cerrutti, Marcela, y Georgina Binstock. 2009. “Familias latinoamericanas en transformación: desafíos y demandas para la acción pública Este documento fue preparado por”. *Serie Políticas Sociales-CEPAL* 147.
- Cherlin, Andrew. 1978. “Remarriage as an Incomplete Institution”. *American Journal of Sociology* 84(3): 634–50.
- . 2016. “A Happy Ending to a Half-Century of Family Change?” *Population and Development Review* 42(1).
- . 2017. “Introduction to the Special Collection on Separation, Divorce, Repartnering, and Remarriage around the World”. *Demographic Research* 37(1275): 1275–96.
- Cohen, Sarah Betsy, y James A Sweet. 1974. “The Impact of Marital Disruption and

- Remarriage on Fertility.” *Journal of Marriage & Family* 36(1): 87–96.
- Coleman, Marilyn, Lawrence Ganong, y Mark Fine. 2000. “Reinvestigating remarriage: Another decade of progress”. *Journal of Marriage and Family* 62(4): 1288–1307.
- Coppola, Lucia, y Mariachiara Di Cesare. 2008. “How fertility and union stability interact in shaping new family patterns in Italy and Spain”. *Demographic Research* 18: 117–44.
- Cox, D.R. 1972. “Regression Models and Life-Tables”. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 34(2): 187–220.
- Creighton, Mathew J., Gøsta Esping-Andersen, Roberta Rutigliano, y Maike van Damme. 2013. “¿Influye la inestabilidad de la pareja en la fecundidad?” En *El déficit de la natalidad en Europa. La singularidad del caso español*, Barcelona: Fundación “la Caiza”, 112–31.
- Davis, K, y J Blake. 1956. “Social Structure and Fertility: An Analytical Framework”. *Economic Development and Cultural Change* 4(3): 211–35.
- Downing, Douglas C ., y David Yaukey. 1979. “The Effects of Marital Dissolution and Re-marriage on Fertility in Urban Latin America”. *Population Studies* 33(3): 537–47.
- Doyenart, María José, y Carmen Varela Petito. 2017. “Salteando etapas del curso de vida: Maternidad en la adolescencia”. *Cuadernos del CLAEH* 2(36): 37–56.
- Easterlin, Richard A. 1978. “What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure”. *Demography* 15(4): 397.
- Ebanks, G. Edward, P. M. George, y Charles E. Nobbe. 1974. “Fertility and number of partnerships in Barbados”. *Population Studies* 28(3): 449–61.
- van Eeden-Moorefield, Ban, y B.Kay Pasley. 2013. “Remarriage and stepfamily life”. En *Handbook of Marriage and the family*, ed. Springer Science+Business Media. New York, 517–46.
- Esping-Andersen, Gøsta, y Francesco C. Billari. 2015. “Re-theorizing Family Demographics”. *Population and Development Review* 41(1): 1–31.

- Fernández Soto, Mariana. 2010. “Estudio sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo”. *Revista Latinoamericana de Población* 7: 110.
- Filardo, Verónica. 2010. “Transiciones a la adultez y educación”. *Cuadernos del UNFPA, Serie de Divulgación, Fondo de Población de las Naciones Unidas Uruguay, Montevideo, Trilce Año 4(5): 49.*
- Filgueira, Carlos. 1996. *Sobre revoluciones ocultas: la familia en Uruguay*. ed. CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). Montevideo.
- Fomby, Paula. 2016. “Motherhood in Complex Families”. *Journal of Family Issues* (March 4): 1–26.
- Fostik, Ana Laura. 2014. “La naissance du premier enfant et la transition à la vie adulte en Uruguay”. Université du Québec - Institut National de la Recherche Scientifique.
- Gałęzewska, Paulina, Brienna Perelli-Harris, y Ann Berrington. 2017. “Cross-national differences in women’s repartnering behaviour in Europe: The role of individual demographic characteristics”. *Demographic Research* 37(189): 228–27.
- Ganong, Lawrence, Marilyn Coleman, y Jason Hans. 2006. “Divorce as a prelude to stepfamily living and the consequences of redivorce”. *Handbook of divorce and relationship dissolution*: 409–34.
- García, Brígida, y Olga Lorena Rojas. 2002. “Cambios en la formación y disolución de las uniones en América Latina”. *Papeles de Población* 8(32).
- Giddens, Anthony. 1997. *Modernidad e identidad del yo : el yo y la sociedad en la época contemporánea*. Península. Barcelona.
- Goldscheider, Frances, Eva Bernhardt, y Trude Lappegård. 2015. “The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior”. *Population and Development Review* 41(2): 207–39.
<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1728-4457.2015.00045.x> (15 de marzo de 2017).
- Goldscheider, Frances, y Sharon Sassler. 2006. “Creating stepfamilies: Integrating children into the study of union formation”. *Journal of Marriage and Family* 68(2): 275–91.

- De Graaf, Paul, y Matthijs Kalmijn. 2003a. "Alternative Routes in the Remarriage Market-Competing-Risk Analyses of Union Formation After Divorce". *Social Forces* 81(4): 1459–98.
- Griffith, Janet, Helen P Koo, y C. M. Suchindran. 1985. "Childbearing and Family in Remarriage". *Demography* 22(1): 73–88.
- Guzzo, Karen Benjamin. 2014. "New Partners, More Kids: Multiple-Partner Fertility in the United States". *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 654(1): 66–86.
- Guzzo, Karen Benjamin, y Cassandra Dorius. 2016. "Challenges in Measuring and Studying Multipartnered Fertility in American Survey Data". *Population Research and Policy Review*.
- Harris, Tamara, y Zhao Yang. 2012. "Modeling underdispersed count data with generalized Poisson regression". *The Stata Journal* 12(4): 736–47.
- Henz, Ursula, y Elizabeth Thomson. 2005. "Union stability and stepfamily fertility in Austria, Finland, France & West Germany". *European Journal of Population* 21(1): 3–29.
- Hofferth, Sandra, y Frances Goldscheider. 2016. "Family heterogeneity over the life course". En *Handbook of life course*, Switzerland: Springer International Publishing, 161–200.
- Holland, Jennifer, y Elizabeth Thomson. 2011. "Stepfamily childbearing in Sweden: Quantum and tempo effects, 1950—99". *Source: Population Studies* 65(1): 115–28.
- van Hook, Jennifer, y Claire E. Altman. 2013. "Using Discrete-Time Event History Fertility Models to Simulate Total Fertility Rates and Other Fertility Measures". *Population Research and Policy Review* 32(4): 585–610.
- Hosmer, David, y Stanley Lemeshow. 2000. "Special topics". En *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, Inc., 260–351.
- Ivanova, Katya, Matthijs Kalmijn, y Wilfred Uunk. 2013. "Fertility after repartnering in the Netherlands: Parenthood or commitment?" *Advances in Life Course Research*

21: 101–12.

- Jansen, Mieke, Belinda Wijckmans, y Jan van Bavel. 2008. “The influence of divorce on the cumulated fertility of men and women across Europe”. En *European Population Conference*, Barcelona, 40.
- Jefferies, Julie et al. 2000. “Childbearing following Marital Dissolution in Britain”. *European Journal of Population* 16(3): 193–210.
- van de Kaa, Dirk J. 1987. “Europe ’ s Second Demographic Transition”. *Population Bulletin* 42(1).
- Kaztman, Ruben, y -Fernando Filgueira. 2001. *Panorama de la infancia y la familia en Uruguay*. eds. UCUDAL y . Instituto Interamericano del Niño. Montevideo.
- Koo, Helen P, C. M Suchindran, y Janet D Griffith. 1984. “The effects of children on divorce and re-marriage: a multivariate analysis of life table probabilities”. *Population Studies* 38(3): 451–71.
- Lampard, Richard, y Kay Peggs. 1999. “Repartnering: the relevance of parenthood and gender to cohabitation and remarriage among the formerly married*”. *The British Journal of Sociology* 50(3): 443–65.
- Laplante, Benoît, Teresa Castro-Martín, Clara Cortina, y Ana Laura Fostik. 2016. “Change and Continuity in the Fertility of Unpartnered Women in Latin America, 1980-2010”. *Demographic Research* 34(February): 827–44.
- Laplante, Benoît, Teresa Castro-Martín, Clara Cortina, y Teresa Martín-García. 2015. “Childbearing within Marriage and Consensual Union in Latin America, 1980-2010”. *Population and Development Review* 41(1): 85–108.
- Laplante, Benoît, y Ana Laura Fostik. 2015. “Two period measures for comparing the fertility of marriage and cohabitation”. *Demographic Research* 32(1).
- Lauriat, Patience. 1969. “The Effect of Marital Dissolution on Fertility”. *Journal of Marriage and the Family* 31(3): 484.
- Leone, Tiziana. 2002. Doctor of Department of Social Statistics-Faculty of Social Sciences “Fertility and union dynamics in Brazil”. University of Southampton.

- Leone, Tiziana, y Andrew Hinde. 2007. "Fertility and union dissolution in Brazil: An example of multi-process modelling using the demographic and health survey calendar data". *Demographic Research* 17: 157–80.
- Lesthaeghe, Ron. 1991. Interuniversity Programme in Demography *The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation*. Brussels.
- Lesthaeghe, Ron, y Guy Moors. 1994. *Living Arrangements and Parenthood : Do Values Matter ?* Brussels.
- Lesthaeghe, Ron, y Johan Surkyn. 2008. *When history moves on: The foundations and diffusion of a second demographic transition. Ideational perspectives on international family change*.
- Liefbroer, Aart C. 2005. "The impact of perceived costs and rewards of childbearing on entry into parenthood: Evidence from a panel study". *European Journal of Population* 21(4): 367–91.
- Lillard, Lee A, y Linda J Waite. 1993. "A Joint Model of Marital Childbearing and Marital Disruption". *Demography* 30(4): 653–81.
- Long, J Scott, y Jeremy Freese. 2006. Stata Press books *Regression models for categorical dependent variables using Stata*.
- Manlove, Jennifer et al. 2012. "Union Transitions Following the Birth of a Child to Cohabiting Parents". *Population Research and Policy Review* 31(3): 361–86.
- Manlove, Jennifer, Cassandra Logan, Erum Ikramullah, y Emily Holcombe. 2008. "Factors associated with multiple-partner fertility among fathers". *Journal of Marriage and Family* 70(2): 536–48.
- McDonald, Peter. 2000. "Gender Equity in Theories of Fertility Transition". *Population and Development Review* 26(3): 427–39.
- . 2013. "Societal foundations for explaining low fertility: Gender equity". *Demographic Research* 28(May): 981–94.
- McLanahan, Sara, y Audrey N. Beck. 2010. "Parental relationships in fragile families". *Future of Children* 20(2): 17–37.

- Meggiolaro, Silvia, y Fausta Ongaro. 2008. "Repartnering after marital dissolution: Does context play a role?" *Demographic Research* 19: 1913–34.
- . 2010. "The implications of marital instability for a woman's fertility: Empirical evidence from Italy". *Demographic Research* 23: 936–96.
- . 2015. "Non-resident parent-child contact after marital dissolution and parental repartnering: Evidence from Italy". *Demographic Research* 33(40): 1137–52.
- Mortelmans, Dimitri, y Inge Pasteels. 2015. "Dyadic analysis of repartnering after divorce: do children matter?" En *Family dynamics after separation. A life course perspective on post-divorce families*, eds. Ulrike Zartler, Valerie Heintz-Martin, y Oliver Arránz Becker. Berlin, 143–64.
- Di Nallo, Alessandro. 2016. "Fertility in new couples, the influence of previous children". En *Population Association of America Annual Meeting*, Washington, D.C.
- Nathan, Mathías. 2013. "Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?, ¿polarización?" *Relap* 7(12): 33–58.
- . 2015a. "La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en el Uruguay: un análisis de las cohortes de 1951 a 1990". *Notas de Población* 100: 35–60.
- . 2015b. "La lenta transición hacia un régimen de fecundidad tardía en Uruguay: los cambios en la edad al primer hijo entre 1978 y 2011". *Relap* 9(17): 37–60.
- Nathan, Mathías, Ignacio Pardo, y Wanda Cabella. 2016. "Diverging patterns of fertility decline in Uruguay". *Demographic Research* 34(20): 563–86.
- Oppenheimer, Valerie K. 1988. "A Theory of Marriage Timing". *American Journal of Sociology* 94(3): 563–91.
- . 1997. "Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model". *Annual Review of Sociology* 23(1): 431–53.
- Ortega, José Antonio, y Hans-peter Kohler. 2007. "Medición de la baja fecundidad : repensando los métodos demográficos". *Estudios demográficos y urbanos* 22: 523–81.

- Paredes, Mariana. 2003. "Los cambios en la familia en Uruguay: ¿hacia una segunda transición demográfica?" En *Nuevas formas de familia, perspectivas nacionales e internacionales*, Montevideo.
- Pasteels, Inge, y Dimitri Mortelmans. 2015. "Dyadic analysis of reparenting afterdivorce. Do children matter? A life course perspective on post-divorce families". En *Family dynamics after separation*, eds. Ulrike Zartler, Valerie Heintz-Martin, y Oliver Arránz Becker. Oplalden, Berlin y Toronto, 143–64.
- Pasteels, Inge, y Dimitri Mortelmans. 2017. "The socioeconomic determinants of repartnering after divorce or separation in Belgium". *Demographic Research* 36(June): 1785–1812.
- Pellegrino, Adela. 2010. *La población de Uruguay. Breve caracterización demográfica*. Montevideo: Fondo de Población de Naciones Unidas.
- . 2013. "Uruguay: cien años de transición demográfica". *Migración y desarrollo* 11(20): 186–207.
- Peri, Andrés. 1994. *Las unidades familiares de residencia en Montevideo. Una aproximación bajo sospecha*. Documento de trabajo N°5, Programa de población, Universidad de la República, Montevideo.
- Persson, Lotta, y Johan Tollebrant. 2013. 1 Demographic Reports *Having children in new relationships*. Statistics Sweden.
- Preston, Samuel, Patrick Heuveline, y Michel Guillot. 2001. *Demography. Measuring and modeling population processes*. Oxford: Blackwell Publishers Ltd.
- Prskawetz, Alexia, Andres Vikat, Dimiter Philipov, y Henriette Engelhardt. 2003. "Pathways to stepfamily formation in Europe: Results from the FFS". *Demographic Research* 8: 107–49.
- Quilodrán, Julieta. 2000. "Atisbos de cambios en la formación de las parejas conyugales a fines del milenio". *Papeles de Población* 6(25).
- . 2008. "Los cambios en la familia vistos desde la demografía, una breve reflexión". *Estudios demográficos y urbanos demográficos y urbanos* 23(1): 7–20.

- Rijken, Arieke J., y Aart Liefbroer. 2009. "The influence of partner relationship quality on fertility". *European Journal of Population* 25(1): 27–44.
- Rijken, Arieke J, y Elizabeth Thomson. 2011. "Partners' relationship quality and childbearing". *Social Science Research* 40(2): 485–97.
- Rodríguez, Germán, y John Cleland. 1988. "Modelling marital fertility by age and duration: An empirical appraisal of the page model". *Population Studies* 42(2): 241–57.
- Rosero Bixby, Luis. 1978. "Nupcialidad y fecundidad en cuatro zonas rurales de América Latina". *CELADE* 1008.
- . 1992. "Las tendencias de la nupcialidad y la transición de la fecundidad en América Latina". *Notas de Población* 55: 103–28.
- Rothman, Ana María. 1973. "La fecundidad en Argentina entre 1869 y 1970". *Desarrollo económico* 12(48): 827–47.
- Dos Santos, Glaucia. 2009. "Segundas nupcias: redefinición de los vínculos amorosos y de crianza*". *Estudios Demográficos y Urbanos* 24(271): 323–49.
- Seltzer, Judith A. 1994. "Consequences of Marital Dissolution for Children". *Annual Review of Sociology* 20(1): 235–66.
- Sobotka, Tomáš. 2008. "Overview chapter 6: The diverse faces of the second demographic transition in Europe". *Demographic Research* 19: 171–224.
- Sobotka, Tomáš, y Laurent Toulemon. 2008. "Overview Chapter 4: Changing family and partnership behaviour: Common trends and persistent diversity across Europe". *Demographic Research* 19: 85–138.
- Spijker, J., C. Simó, y M. Solsona. 2012a. "Post first-union repartnering and parenthood patterns in late 20 th century Europe". *Papers de Demografia* 376: 1–42.
- Surkyn, Johan, y Ron Lesthaeghe. 2004. "Value orientation and the Second Demographic Transition (SDT) in northern, western and southern Europe: An update". *Demographic Research* 10(SUPPL. 3): 45–86.
- Sweeney, Megan M. 1997. "Remarriage of Women and Men After Divorce: The Role

- of Socioeconomic Prospects”. *Journal of Family Issues* 18(5): 479–502.
<http://jfi.sagepub.com/cgi/doi/10.1177/019251397018005002> (30 de mayo de 2017).
- . 2010. “Remarriage and Stepfamilies: Strategic Sites for Family Scholarship in the 21st Century”. *Journal of Marriage and Family* 72(3): 667–84.
- Testa, Maria Rita. 2006. “Childbearing Preferences and Family Issues in Europe. Special Eurobarometer 253 / Wave 65.1”. (October).
- Thomson, Elizabeth et al. 2002. “Childbearing in Stepfamilies : How Parity Matter”. En *Dynamics of Fertility and Partnership in Europe : Insights and Lessons from Comparative Research*, ed. Erik. Corijn Klijzing Martine. Department of Sociology, Faculty of Social Sciences, Stockholm University: United Nations. Economic Commission for Europe., 87–99.
- . 2004. “Step-families and childbearing desires in Europe”. *Demographic Research* 10(SUPPL. 3): 117–34.
- . 2013. “The Standard Family Life Course: An Assessment of Variability in Life Course Pathways Through the Family Life Course”. En *Negotiating the Life Course: Stability and Change in Life Pathways*,.
- Thomson, Elizabeth, y Jennifer Holland. 2015. “Union Experience & Stability of Parental Unions in Sweden and Norway”. En *Population Association of America Annual Meeting*,.
- Thomson, Elizabeth, y Jui-chung Allen Li. 2002. *Childbearing Intentions and Births in Stepfamilies*. Madison.
- Thomson, Elizabeth, Maria Winkler-Dworak, Martin Spielauer, y Alexia Prskawetz. 2009. “Union Instability as an Engine of Fertility? A Micro-simulation Model for France”.
- Thornton, Arland. 1978. “Marital Dissolution , Remarriage , and Childbearing”. *Demography* 15(3): 361–80.
- Toulemon, Laurent, y Lisbeth B Knudsen. 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 ?” En *Population Association of American*, Los Angeles.
- Vanassche, Sofie, Martine Corijn, y Koen Matthijs. 2015. “Post-divorce family trajectories of men and women in Flanders”. *Demographic Research* 32(31): 859–72.
- Vanassche, Sofie, Martine Corijn, Koen Matthijs, y Gray Swicegood. 2015. “Repartnering and Childbearing After Divorce: Differences According to Parental Status and Custodial Arrangements”. *Population Research and Policy Review* 34(5): 761–84.
- Varela, Carmen. 2005. *68 La Fecundidad Adolescente : una expresión de cambio del comportamiento reproductivo en el Uruguay*. Montevideo.
- . 2014. *La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo*. Montevideo: UNFPA, INE, Programa de Población, IECON, MIDES, OPP.
- Varela, Carmen, Ana Laura Fostik, y Mariana Fernández Soto. 2012. *Maternidad en la juventud y desigualdad social*. Montevideo: UNFPA.
- Varela, Carmen, Raquel Pollero, y Ana Laura Fostik. 2008. “La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo”. En *Demografía de una sociedad en transición. La población uruguaya a inicios del siglo XXI*, Montevideo.
- Verdugo Lazo, Aida. 1994. “Marital fertility in Brazil: differential by type of union and its importance in the fertility transition, 1976-1991”. *DHS Working papers* (15).
- Videgain, Ana Karina. 2007. “Análisis de los cambios en la transición a la adultez en mujeres de distintas cohortes en contexto de cambios sociales en el Uruguay contemporáneo”. El Colegio de México.
- Vigorito, Andrea. 2011. “El bienestar de las mujeres y la disolución de uniones en Uruguay”. En *Nupcialidad y familia en la América Latina actual*, Montevideo.
- Vikat, Andres, Elizabeth Thomson, y Jan M. Hoem. 1999. “Stepfamily fertility in contemporary Sweden: The impact of childbearing before the current union”.

Population Studies 53(2): 211–25.

Vikat, Andres, Elizabeth Thomson, y Alexia Prskawetz. 2004. “Childrearing responsibility and stepfamily fertility in Finland and Austria”. *European Journal of Population* 20(1): 1–21.

Wang, Weiren, y Famoye Felix. 1997. “Modeling Household Fertility Decisions with Generalized Poisson Regression”. *Journal of Population Economics* 10(3): 273–83.

Winkelmann, Rainer, y Klaus F. Zimmermann. 1994. “Count data models for demographic data”. *Mathematical Population Studies* 4(3): 205–21.
<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/08898489409525374> (21 de febrero de 2017).

Wu, Zheng, y Christoph M. Schimmele. 2005. “Repartnering after first union disruption”. *Journal of Marriage and Family* 67(1): 27–36.