

# Índice

<b>Presentación</b> .....	7
<b>La emigración española en tiempos de crisis (2008-2017): análisis comparado de los flujos a América Latina y Europa</b> .....	11
<i>Antía Pérez-Caramés, Enrique Ortega-Rivera, Diego López de Lera, Josefina Domínguez-Mujica</i>	
<b>Patrones de coresidencia con familiares en el Brasil, 1960-2010</b> .....	41
<i>Mariana de Araújo Cunha, Simone Wajnman, Cassio M. Turra</i>	
<b>Brecha de participación económica entre hombres y mujeres y dividendo de género: factores determinantes no tradicionales captados en una muestra de países</b> .....	71
<i>Jorge A. Paz</i>	
<b>Demanda demográfica de viviendas: proyección de los arreglos residenciales hasta 2030 a partir de la población destinataria de un programa de vivienda social de la Compañía de Desarrollo Habitacional y Urbano (CDHU) en el estado de São Paulo</b> .....	103
<i>Cimar Alejandro Prieto Aparicio, Gustavo Pedroso de Lima Brusse</i>	
<b>Trayectorias conyugales y reproductivas después de disolverse la primera unión: un estudio sobre las mujeres de Montevideo</b> .....	131
<i>Mariana Fernández Soto</i>	
<b>Mortalidad diferencial por accidentes de transporte terrestre en la República Bolivariana de Venezuela (1950-2017)</b> .....	165
<i>Gustavo Alejandro Páez Silva</i>	
<b>Revisión de los niveles de fecundidad estimados mediante la técnica P/F de Brass en el Brasil y sus macrorregiones, 1980, 1991 y 2000</b> .....	193
<i>Denise Helena França Marques, José Alberto Magno de Carvalho</i>	
<b>Análisis de la calidad de la edad declarada en los censos de población del Uruguay</b> .....	207
<i>Mathías Nathan, Martín Koolhaas</i>	
<b>La organización social de la movilidad poblacional Sur-Sur en el espacio urbano: ensayo sobre la franja de frontera amazónica</b> .....	227
<i>Juliana Mota de Siqueira</i>	
<b>Linajes maternos en el Uruguay vulnerable: procesos demográficos y su correlato biográfico</b> .....	247
<i>Mateo Berri</i>	



# Presentación

El número 107 de *Notas de Población* ofrece al lector diez artículos que abarcan una variedad de temas de investigación, desde aquellos con un perfil metodológico, como el uso de técnicas para la corrección de datos, hasta temas referentes a fronteras, migración internacional, nupcialidad y fecundidad. Los temas clásicos de los estudios de población están bien representados.

En el primer artículo, elaborado por Antía Pérez-Caramés, Enrique Ortega-Rivera, Diego López de Lera y Josefina Domínguez-Mujica, se presenta un estudio de la relación migratoria entre España y América Latina. A través de elementos históricos, sociales y económicos, los autores abordan la reciente emigración de españoles autóctonos a diversos países de América Latina a raíz de la crisis económica de mediados de la primera década del siglo XXI, que afectó a España al igual que a muchos otros países del mundo. El estudio se refiere al período comprendido entre 2006 y 2017. El análisis se centra en la intensidad y la magnitud de los flujos de emigración a América Latina, así como en los principales países de destino en esa región y la composición por sexo y edad de esta reciente emigración. Se comparan los patrones emigratorios desde España hacia Europa con los dirigidos a América Latina, con el fin de poner al descubierto semejanzas y diferencias entre quienes eligen un destino latinoamericano y quienes optan por uno europeo. La metodología se fundamenta en la explotación sociodemográfica de la estadística de variaciones residenciales (EVR), producida por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de España.

Mariana de Araújo Cunha, Simone Wajnman y Cassio M. Turra buscan estimar los cambios en la duración de la coresidencia con diferentes tipos de familiares en el Brasil entre 1960 y 2010. Para ello, los autores combinan los datos de los censos con las tablas de vida, con el fin de establecer en qué medida las ganancias de sobrevivencia se relacionan con los patrones de coresidencia a lo largo del tiempo. Los autores encuentran un aumento del tiempo de coresidencia para todos los tipos de arreglos familiares, atribuible a la prolongación del tiempo de vida y no tanto a los cambios en los perfiles de coresidencia según edad y sexo. Además, encontraron diferencias importantes en los patrones de coresidencia por sexo. En comparación con los hombres, las mujeres pasan menos tiempo en coresidencia con los padres, pero mucho más con los hijos. A pesar de que las mujeres se casan antes que los hombres, pasan menos tiempo viviendo con el cónyuge, puesto que tienden a sobrevivir a los esposos o bien a permanecer divorciadas por períodos más prolongados. Finalmente, los autores destacan que los efectos de la transición demográfica en los patrones de coresidencia deben seguir siendo observados y estudiados.

A continuación, Jorge Paz analiza la relación entre la participación en el mercado laboral de las personas con pareja y las percepciones de la población acerca de los roles de género. El autor sostiene la hipótesis de que existe una relación entre la participación laboral de hombres

y mujeres, y las ideas y creencias que ambos grupos tienen y manifiestan acerca del papel de la mujer en el mercado laboral y, en consecuencia, de la especialización de tareas y de la distribución del tiempo entre los sexos. Según la teoría económica neoclásica, la especialización efectiva se produce si existen ventajas comparativas absolutas o relativas del intercambio, o si la gente piensa que esos arreglos son verdaderamente convenientes y beneficiosos. Para alcanzar el objetivo, el autor utiliza datos de 46 países, de la última ronda de la *Family and Changing Gender Roles survey* (encuesta sobre la familia y el cambio de los roles de género), recolectados entre 2011 y 2015. Para identificar el efecto de las percepciones relativas a los roles de género sobre la participación de hombres y mujeres en el mercado de trabajo aplica el método de variables instrumentales. Analiza así la causalidad teniendo en cuenta la disonancia cognitiva o acomodamiento de las creencias a una situación concreta de las personas en cuanto a su participación laboral, aportando de ese modo al debate tradicional de agencia y estructura. Los resultados revelan un impacto considerable de los indicadores subjetivos (percepción de los roles de género) y objetivos (tipo de unión) de la especialización dentro del hogar sobre la participación de la mujer en el mercado de trabajo y un impacto nulo en el caso de la participación masculina.

Los autores Cimar Alejandro Prieto Aparicio y Gustavo Pedroso de Lima Brusse, en su trabajo acerca de la política de vivienda en el estado de São Paulo (Brasil), se proponen elaborar escenarios sobre el número y la composición de los arreglos domiciliarios que permitan aportar insumos sobre la demanda habitacional. Este tema se enmarca en la discusión más amplia sobre población y políticas de vivienda social en áreas urbanas, por lo que comprende no solo el análisis de la dinámica de la población, sino también la dinámica de los hogares y sus tendencias. La continuidad de una tasa positiva de crecimiento del número de hogares en las próximas décadas plantea grandes desafíos a la planificación urbana y a la política habitacional, a nivel nacional y subnacional, en vista de que actualmente existe un considerable déficit habitacional en las ciudades brasileñas. Los autores concluyen que en el diseño de una política de vivienda social se debería tener en cuenta la evolución diferencial de los diversos tipos de arreglos domiciliarios y la demanda asociada por nuevas viviendas, lo que permitiría optimizar los recursos, siempre escasos. Un efecto positivo adicional de la utilización de estos datos es la minimización del fenómeno de la recomercialización de las unidades habitacionales.

En el siguiente artículo, elaborado por Mariana Fernández, se busca indagar qué eventos de la vida reproductiva y conyugal conforman la trayectoria de las mujeres de Montevideo después de la disolución de la primera unión. Para tal fin, se combinan dos estrategias metodológicas del enfoque de curso de vida. La primera consiste en una descripción de los episodios que tuvieron lugar después de la primera disolución conyugal, mediante la utilización de la técnica de análisis de secuencia para encontrar tipos de trayectorias. La segunda se basa en la estimación de modelos multivariados para detectar los factores asociados a los tipos de trayectorias e inferir qué trayectoria permite acumular una mayor fecundidad. Los resultados de los análisis de investigación permitieron encontrar tres tipos de trayectorias diferentes. La trayectoria tipo A se caracteriza por la permanencia fuera de una unión. La trayectoria tipo

---

B se caracteriza por una primera unión de corta duración y sin hijos, y una segunda unión en la que sí se tienen hijos. Finalmente, la trayectoria tipo C se caracteriza por el hecho de que se tienen hijos en la primera y en la segunda unión y, en consecuencia, acumula mayor fecundidad. Los factores asociados a cada una de las trayectorias se relacionan con el nivel educativo alcanzado, la cohorte de nacimiento y el calendario de formación familiar.

El siguiente artículo, de Gustavo Alejandro Páez, sobre la evolución de la mortalidad diferencial por accidentes de transporte terrestre en la República Bolivariana de Venezuela, tiene como propósito principal estudiar la evolución de la mortalidad diferencial por sexo y edad, particularmente en el caso de decesos por accidentes de transporte terrestre desde 1950 en adelante. Para el análisis, el autor calculó tasas específicas por sexo y edad correspondientes al período 1950-2013, y posteriormente estimó la importancia relativa de las defunciones por esta causa y el índice de sobremortalidad masculina, poniendo énfasis en las variaciones a lo largo del tiempo. Un primer resultado destacado apunta a que la mortalidad por accidentes de transporte terrestre en el país presenta una tendencia creciente, sobre todo a raíz del aumento de las defunciones por accidentes de motocicletas, siendo las principales víctimas los hombres adultos jóvenes de entre 15 y 29 años. Para obtener estos resultados fue necesario un considerable trabajo previo de búsqueda, organización, sistematización y evaluación de diversas fuentes de datos y, en particular, un análisis de su calidad, debido a la falta de publicaciones oportunas de las estadísticas de mortalidad en los últimos años en el país.

Denise Helena França Marques y José Alberto Magno de Carvalho, en su trabajo sobre los niveles de fecundidad estimados para el Brasil en las últimas décadas, buscan ofrecer una alternativa para minimizar el impacto del crecimiento de las tasas específicas de fecundidad de las mujeres de entre 15 y 19 años en el país y sus macrorregiones entre 1970 y 2000 sobre las estimaciones de la función de fecundidad calculadas mediante la técnica tradicional P/F de Brass. Adicionalmente, los autores pretenden estimar los probables errores relativos introducidos en las estimaciones debido al incremento de la fecundidad adolescente. Para ello, utilizaron los datos de los censos demográficos del Brasil de 1980, 1991 y 2000. Los autores destacan que el hecho de que la fecundidad adolescente presentara un crecimiento sostenido entre 1970 y 2000 podría comprometer el uso de la técnica tradicional P/F de Brass para corregir el error de período de referencia de los datos en la declaración de la fecundidad actual. Los resultados muestran que el error por defecto en las estimaciones de las tasas de fecundidad total sería mínimo y obedecería al lento crecimiento de la fecundidad adolescente.

Mathías Nathan y Martín Koolhaas se proponen evaluar la calidad de la edad declarada en los censos del Uruguay de 1963, 1975, 1985, 1996, 2004 (conteo poblacional) y 2011 a partir del supuesto de que la mala declaración de la edad en los censos puede generar distorsiones en la estructura por edades de la población y perturbar el cálculo de indicadores sociodemográficos, de manera que al reducir al mínimo estos errores frecuentes la calidad de la información aumenta considerablemente. A partir de la aplicación de los índices de Whipple, Myers y Naciones Unidas, se observó un progreso en la calidad de los datos hasta 1996, un deterioro en 2004 y una mejora sustancial en el censo de 2011, constatándose a la vez la posición destacada del Uruguay en el contexto regional. Tras la comparación de los

resultados del cuestionario aplicado con dispositivo electrónico (indagatoria sobre edad cumplida y fecha de nacimiento) y el aplicado en operativos de contingencia (en papel y sin registrar la fecha de nacimiento), se afirma que, sin desconocer el efecto de factores exógenos al censo, la inclusión de la fecha de nacimiento constituyó un factor central para los excelentes registros obtenidos con el censo de 2011. Finalmente, los autores destacan que, de cara a la ronda censal de 2020 y a partir de la revisión de la experiencia uruguaya, es importante que las oficinas nacionales de estadística puedan debatir sobre las ventajas y desventajas de estos y otros posibles cambios metodológicos.

El trabajo de Juliana Mota de Siqueira sobre la franja de frontera amazónica se posiciona en el trinomio frontera, movilidad y urbanización. La autora comienza destacando el desconocimiento que existe sobre las poblaciones locales de este territorio, que se evidencia en que, a pesar de que siete de cada diez de sus habitantes viven en localidades urbanas, con frecuencia la franja de frontera amazónica sigue siendo pensada y proyectada como un territorio de vocación rural y de espacios naturales, lo que no es más que el reflejo de una falta de conocimiento histórica sobre la región, que es percibida como incivilizada, despoblada y carente de medidas de intervención del gobierno central. En este contexto, la movilidad de nacionales y extranjeros en ese territorio contribuye a modelar los centros urbanos, agregando más complejidad. De este modo, surgen los tres componentes clave de este ensayo: frontera, movilidad y urbanización. A partir de su adecuada combinación, ya que no son en ningún caso fenómenos aislados, sino que están conectados en una ecología cognitiva indivisible, la autora se propone llenar los vacíos del debate sobre el desarrollo de esta región del Brasil.

Finalmente, Mateo Berri presenta un trabajo sobre linajes maternos en el Uruguay. El autor busca caracterizar un modo particular de estructurar y concebir la familia, que define como “linajes maternos”. Se trata de familias que integran el Uruguay vulnerado social y económicamente, y que presentan algunas singularidades, en particular indicios de comportamiento matrilineal y matrilocal. Estas familias conciben de manera particular las relaciones de parentesco, la filiación, los roles de género y el tránsito a la vida adulta. Desde el punto de vista metodológico, el trabajo supuso triangular técnicas, mediante el desarrollo de un análisis demográfico centrado en la Encuesta Continua de Hogares y un análisis biográfico de un conjunto de entrevistas en profundidad realizadas a mujeres referentes de hogar. Entre los principales resultados, destaca que el 2,6% de los hogares responden a lo que el autor define como hogares de línea materna, es decir, matrilocales o matrilineales. En términos numéricos, esta proporción corresponde a unos 30.000 hogares y a un 4,2% de la población, es decir, unas 143.000 personas en todo el país.

# Trayectorias conyugales y reproductivas después de disolverse la primera unión: un estudio sobre las mujeres de Montevideo<sup>1</sup>

Mariana Fernández Soto<sup>2</sup>

Recibido: 20/09/2018

Aceptado: 26/10/2018

## Resumen

El objetivo de este trabajo es estudiar qué eventos de la vida reproductiva y conyugal conforman la trayectoria de las mujeres luego de la disolución de la primera unión. El análisis utilizado combina dos estrategias metodológicas del enfoque de curso de vida. La primera consiste en una descripción de los episodios que tuvieron lugar luego de la primera disolución conyugal, para la cual se usa la técnica de análisis de secuencia, destinada a encontrar tipos de trayectorias. La segunda se basa en la estimación de modelos multivariados para detectar los factores asociados con los tipos de trayectorias y definir qué trayectoria hace posible acumular una mayor fecundidad.

La investigación permitió encontrar tres tipos de trayectorias diferentes y determinar que los factores asociados con cada una de ellas se relacionan con el nivel educativo alcanzado, la cohorte de nacimiento y el calendario de formación familiar. Las trayectorias conformadas por más de una pareja y con hijos de distintas uniones son las que presentan más fecundidad.

**Palabras clave:** disolución de la primera unión, trayectorias conyugales y reproductivas, fecundidad posdisolución.

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

<sup>2</sup> Profesora Asistente del Programa de Población, Unidad Multidisciplinaria, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.

## Abstract

This article examines which events in a woman's reproductive and married life shape her trajectory after the dissolution of a first marriage. The analysis combines two methodological strategies that have a life-cycle approach. The first describes events that occurred after the first marital break-up, using the sequential analysis technique to identify types of life trajectory. The second uses multivariate model estimates to detect factors associated with types of life trajectory and to establish which trajectory leads to a higher fertility rate.

The research led to the identification of three different types of trajectory and reveals that the factors associated with each one are related to educational attainment, birth cohort and when the women form a family. Trajectories that include more than one romantic relationship and children of different unions are those that have the highest fertility rates.

**Keywords:** dissolution of the first marriage, marital and reproductive trajectories, post-dissolution fertility rate.

## Résumé

Le présent article a pour but d'étudier les événements de la vie reproductive et conjugale qui déterminent la trajectoire des femmes après la dissolution de la première union. L'analyse retenue combine deux stratégies méthodologiques de l'approche du parcours de vie. La première consiste en une description des épisodes survenus après la première dissolution conjugale, qui fait appel à la technique de l'analyse séquentielle, afin de retracer les différents types de trajectoires. La seconde est basée sur l'estimation de modèles multivariés permettant de déceler les facteurs associés aux types de trajectoires et de définir quelle trajectoire permet d'accumuler une plus grande fécondité.

La recherche a permis de dégager trois types de trajectoires différentes et de déterminer que les facteurs associés à chacune d'entre elles sont liés au niveau de scolarité atteint, à la cohorte de naissance et au calendrier de formation familiale. Les trajectoires constituées de plus d'un couple et avec des enfants de différentes unions sont les plus fécondes.

**Mots clés:** dissolution de la première union, trajectoires conjugales et reproductives, fécondité post-dissolution.



## Introducción

La disolución de la primera unión y las separaciones en general se han convertido en eventos cada vez más frecuentes en los países occidentales. En el Uruguay, particularmente, el aumento y la legitimación de las rupturas conyugales comenzó a observarse desde mediados de la década de 1980. Este incremento generó la diversificación de las trayectorias conyugales y reproductivas, dado que la disolución puede ser considerada como el comienzo de una nueva fase en la vida familiar. Por tanto, es importante conocer cuáles son los recorridos familiares por los que transitan las personas luego de la ruptura de la primera unión, y de esa forma comprender mejor la complejidad de la vida familiar actual.

Los cambios del comportamiento reproductivo y de los patrones de formación y disolución de las uniones conyugales han sido extensamente documentados en el Uruguay (Cabella, 1998, 2008 y 2014; Cabella y Fernández, 2017; Cabella y Pardo, 2014; Fernández, 2010; Filguerira, 1996; Nathan, 2015a, 2015b y 2013; Nathan, Pardo y Cabella, 2016; Varela y otros, 2014), pero aún es poco lo que se conoce sobre la vida conyugal y reproductiva después de la ruptura de la primera unión. En un estudio reciente se demuestra que no hay una correlación negativa entre las disoluciones conyugales y la fecundidad acumulada de las mujeres, y que el efecto de la fecundidad “perdida” se atenúa con los hijos provenientes de la segunda unión o las subsiguientes (Fernández, 2017).

Este estudio se centra en analizar lo que sucede con el comportamiento conyugal y reproductivo luego de disolverse la primera unión. Se presta particular atención a dos transiciones del curso de vida posdisolución<sup>3</sup>: la formación de una segunda unión y el nacimiento de hijos en dicha unión.

## A. Antecedentes

El estudio de las nuevas uniones posdisolución y de los hogares reconstituidos o ensamblados permite entrar en el corazón de la complejidad familiar del siglo XXI (Cherlin, 1978 y 2016; Sweeney, 2010)<sup>4</sup>. Toulemon y Knudsen (2006) plantean que una de las características más recientes de la segunda transición demográfica 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—, separadas por episodios de soltería. La mayor inestabilidad conyugal se traduce en el aumento del número de personas que entran más de una vez al mercado matrimonial y eventualmente forman una nueva unión y tienen más hijos, incluso siendo padres de hijos nacidos de otras uniones. Dada la emergencia de nuevas formas familiares después de disolverse la primera unión, es importante conocer cuáles son los factores que inciden en que sucedan estos eventos

<sup>3</sup> En este trabajo se utilizan como sinónimos “posdisolución” y “postseparación”, que incluyen tanto el divorcio como la separación de hecho de matrimonios y uniones libres.

<sup>4</sup> Los hogares ensamblados o reconstituidos se definen como la unión de dos personas en que al menos una de ellas tiene uno o más hijos de una unión previa.

demográficos y cuál es su efecto en la fecundidad acumulada de las mujeres (Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Goldscheider y Sassler, 2006; Sweeney, 2010). La literatura al respecto señala que el estatus parental, la ocupación, los recursos socioeconómicos y la edad en el momento de la separación son los factores que tienen mayor influencia tanto en la probabilidad de conformar una nueva pareja como en la de tener hijos en la nueva unión (Becker, 1981; De Graaf y Kalmijn, 2003; Pasteels y Mortelmans, 2017; Sweeney, 1997 y 2010; Goldscheider y Sassler, 2006; Vanassche y otros, 2015; Lampard y Peggs, 1999; Spijker, Simó y Solsona, 2012; Beaujouan, 2012; Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Meggiolaro y Ongaro, 2008 y 2015).

En el Uruguay, según la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF) de 2008, un tercio de las mujeres de entre 25 y 67 años ha tenido al menos una disolución y un 48% de estas ha conformado una segunda unión. No obstante, la mayoría de las mujeres que han experimentado al menos una disolución han tenido hijos solamente en la primera unión (64%), mientras que un 36% los ha tenido en uniones posteriores (el 20% en la primera unión y en la segunda o las sucesivas y el 16% solo en la segunda o las siguientes).

En cuanto a los hogares ensamblados, las Encuestas Continuas de Hogares<sup>5</sup> muestran que el peso de estos en el total pasó del 5% en 2001 al 7% en 2015. Aproximadamente en la mitad de ellos hay solo hijos de la unión previa (de cualquiera de los miembros de la pareja). En la otra mitad, los hijos provienen tanto de la unión anterior como de la nueva.

El censo de 2011 mostró que a medida que son más grandes los hijos tienden a vivir en mayor proporción en hogares con uno solo de los padres. Por ejemplo, entre los 17 y 19 años el 42% estaba en esta situación, mientras que entre los 0 y 5 años lo hacía el 26% (Cabella, Fernández y Prieto, 2015).

## 1. Segunda unión y hogares ensamblados

En un contexto de altos niveles de disoluciones conyugales, la segunda unión debería considerarse un evento tan importante como la primera, dado que tiene implicancias similares en el curso de vida y el bienestar de las personas (Bumpass, Sweet y Castro, 1990; Bartfeld, 2000; Seltzer, 1994). Cherlin (1978) plantea que las uniones después de la ruptura de la primera unión y los hogares a que dan lugar tienen aún una “institucionalidad incompleta”. Esto supone cierta ausencia de guía y expectativas en relación con los roles familiares de los miembros de estos hogares ante la ampliación de la red de parentesco derivada de los nuevos eventos demográficos. Ya no hay solo hijos o padres ni solamente relaciones consanguíneas: hay padrastros, madrastras, medios hermanos e hijastros, entre otras relaciones. Debido a que la red de parentesco se amplía y complejiza, se produce incertidumbre sobre los roles, las relaciones y las responsabilidades en lo que se refiere a los niños y a los adultos progenitores y no progenitores (Cherlin, 1978; Fomby, 2018; McLanahan y Beck, 2010). El estatus social de estos hogares y las relaciones entre sus miembros son todavía ambiguos

<sup>5</sup> Elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

(Cherlin, 1978; Griffith, Koo y Suchindran, 1985; Sweeney, 2010). La etiqueta de padrastro o madrastra implica una pluralidad de situaciones y responsabilidades, propia de la vaguedad que genera la “institucionalización incompleta” de este tipo de hogares. La poca claridad sobre las expectativas y el comportamiento de los miembros de una familia ensamblada, así como respecto de las normas que se les aplican, agrega complejidad al proceso de formación de estos hogares (Cherlin, 1978; Griffith, Koo y Suchindran, 1985; Sweeney, 2010). Cherlin (1978) explica que en los hogares reconstituidos los roles, las expectativas y las normas se basan en los que sostuvieron la primera unión, lo cual resulta una guía poco adecuada para las relaciones en el interior de estos hogares. El nacimiento de hijos dentro de estas nuevas uniones agrega aún más complejidad a la estructura familiar y a las nuevas relaciones entre sus miembros (Cherlin, 1978; Griffith, Koo y Suchindran, 1985; Sweeney, 2010).

La institucionalidad incompleta puede identificarse claramente en el lenguaje y en aspectos legales. Por ejemplo, los términos madrastra y padrastro provienen de la sustitución de un padre o una madre a causa de las disoluciones por viudez del pasado y poseen una connotación negativa. Aún no existen términos que los sustituyan y esta carencia es tanto un síntoma como una consecuencia de la falta de institucionalidad en estas nuevas formas familiares (Cherlin, 1978). En este sentido, existe una falta de derechos y obligaciones respecto de los miembros de una familia reconstituida. El derecho de familia considera al hogar tradicional para legislar, y establece ciertos derechos y obligaciones para los miembros de un hogar ensamblado bajo el supuesto de que los vínculos son producto únicamente de una primera unión (Cherlin, 1978). Siguiendo esta línea, Fomby (2018) plantea que las mujeres que tienen hijos con varias parejas (*multiple partner fertility*) también experimentan la ausencia de normas claras, de modo que para ellas la maternidad es un proceso más estresante que para las mujeres que tienen varios hijos con una sola pareja. Si bien los hogares reconstituidos son cada vez más frecuentes, las expectativas y las normas sociales respecto a los roles de sus miembros son muy incipientes (Fomby, 2018).

## **2. Efecto de la presencia de hijos de la primera unión en la conformación de una segunda unión**

Los antecedentes teóricos señalan que existen tres elementos principales que ayudan a entender las diferentes probabilidades de que se conforme una nueva unión luego de la disolución de la primera: necesidad, atractivo y oportunidad (Goldscheider y Sessler, 2006; Mortelmans y Pasteels, 2015). Por un lado, la necesidad de constituir una segunda unión depende en parte de la presencia de hijos. Las mujeres sin hijos tienen una mayor necesidad de encontrar una nueva pareja para hacer realidad sus intenciones reproductivas y eso puede explicar que tengan una mayor probabilidad tanto de tener una segunda unión como de tener hijos en ella (Beaujouan, 2012; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Spijker, Simó y Solsona, 2012; Vanassche y otros, 2015). Por su parte, las mujeres que ya son madres podrían tener una menor necesidad de conformar una segunda unión dado que sus intenciones se habrían hecho realidad en la primera. No obstante, los requerimientos económicos y de cuidado pueden motivar la

búsqueda de una nueva pareja. Además, se ha demostrado que las mujeres separadas pierden bienestar económico con la ruptura de la unión (Goldscheider y Sassler, 2006; Koo, Suchindran y Griffith, 1984; Lampard y Peggs, 1999; Mortelmans y Pasteels, 2015; Pasteels y Mortelmans, 2017). Por otro lado, en términos de atractivo, las mujeres con hijos suelen considerarse menos atractivas en el mercado matrimonial debido a que una nueva unión con ellas acarrea mayores costos y supone enfrentar la complejidad de conformar un hogar ensamblado (Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; De Graaf y Kalmijn, 2003; Ivanova, Kalmijn y Uunk, 2013; Vanassche y otros, 2015). Finalmente, en términos de oportunidades, las personas que viven con hijos de su primera unión tienen menores posibilidades de gozar de una vida social activa que les permita conocer una potencial pareja y, por ende, la probabilidad de conformar una nueva unión es menor (Beaujouan, 2012; Koo, Suchindran y Griffith, 1984; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015). Si bien esta probabilidad es baja, puede incrementarse cuando se conocen potenciales parejas que también tienen hijos de la primera unión, lo que sucede principalmente porque estas personas suelen concurrir a lugares en donde este perfil es más frecuente (De Graaf y Kalmijn, 2003; Lampard y Peggs, 1999; Sweeney, 1997 y 2010; Vanassche y otros, 2015).

Por otra parte, se ha evidenciado que las mujeres con hijos tienen menor probabilidad de formar una nueva unión tanto en comparación con las que no los tienen como con los varones que sí son padres. Cuanto mayor es el número de hijos nacidos de la primera unión menor es la probabilidad de formar una nueva (Beaujouan, 2012; Cabella, 2014; Cortina y Cabré, 2010; Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Goldscheider y Sassler, 2006; De Graaf y Kalmijn, 2003; Lampard y Peggs, 1999; Spijker, Simó y Solsona, 2012; Sweeney, 2010). No obstante, existe cierta variabilidad de acuerdo a la edad de los hijos y al tipo de arreglo de residencia de los progenitores (De Graaf y Kalmijn, 2003; Griffith, Koo y Suchindran, 1985; Meggiolaro y Ongaro, 2015; Mortelmans y Pasteels, 2015; Sweeney, 1997; Wu y Schimmele, 2005). Vanassche y otros (2015) plantean que el estatus parental, junto con el arreglo de convivencia con los hijos entre los progenitores, son factores que inciden de manera conjunta en las probabilidades de formar una unión después de la ruptura de la primera. En el caso de los varones, la coresidencia con sus hijos aumenta de manera significativa la probabilidad de formar una unión con una madre con hijos (Goldscheider y Sassler, 2006). En cambio, se ha demostrado también que tener hijos coresidentes disminuye la probabilidad de las mujeres de formar una nueva unión, pero se incrementa algo la posibilidad de formarla con varones que ya son padres (Goldscheider y Sassler, 2006). También se ha comprobado que el arreglo de residencia compartida con los hijos tiene un mayor efecto en la probabilidad de formar una nueva unión que el estatus parental. Los padres y madres que coresiden con sus hijos todo el tiempo tienen la probabilidad más baja de formar una nueva unión (Beaujouan, 2012; Mortelmans y Pasteels, 2015; Vanassche y otros, 2015). Esto podría deberse a que son menos atractivos en el mercado matrimonial y tienen menos oportunidades de conocer a otras personas por la escasez de tiempo libre (Beaujouan, 2012; De Graaf y Kalmijn, 2003; Vanassche y otros, 2015). Sin embargo, las personas que viven con hijos de la primera unión también tienen necesidades financieras y de cuidado que pueden incidir en forma positiva en la probabilidad de conformar una nueva unión (Lampard y Peggs, 1999; Sweeney, 1997

y 2010; Vanassche y otros, 2015). Se ha observado que después de la disolución conyugal el bienestar de las mujeres tiende a empeorar, por lo que la conformación de un nuevo hogar podría ser una estrategia para salir de esa situación (Goldscheider y Sassler, 2006; Koo, Suchindran y Griffith, 1984; Lampard y Peggs, 1999; Mortelmans y Pasteels, 2015; Pasteels y Mortelmans, 2017; Sweeney, 1997). En ese sentido, las mujeres de los quintiles de ingreso más bajos tienen una mayor probabilidad de conformar una nueva unión en comparación con las de ingresos más altos (Pasteels y Mortelmans, 2017).

Si bien muchos estudios han demostrado la correlación negativa que existe entre la presencia de hijos de la primera unión y la conformación de una unión posterior, también han puesto de manifiesto que esta varía según otros atributos, como edad, nivel socioeconómico y ascendencia racial (Goldscheider y Sassler, 2006; Koo, Suchindran y Griffith, 1984).

### **3. Correlaciones entre la edad en el momento de la disolución, la duración de la primera unión, la conformación de la segunda unión y la edad en que esta ocurre**

La literatura muestra que en promedio existe una correlación negativa entre la edad cuando ocurre la disolución y la probabilidad de conformar una nueva unión y que ese factor es uno de los predictores más fuertes (Beaujouan, 2012; Gałężewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Lampard y Peggs, 1999; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Sweeney, 1997; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012; Wu y Schimmele, 2005). A medida que aumenta la edad de las mujeres en el momento de la disolución, decrece la probabilidad de constituir una nueva unión dado que los varones suelen formar uniones con mujeres más jóvenes. Esta probabilidad también desciende a raíz de que las mujeres con más edad son socialmente menos atractivas y están más cerca del final de su vida fértil (Beaujouan, 2012; Brown, 2000; Gałężewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; De Graaf y Kalmijn, 2003; Lampard y Peggs, 1999; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Spijker, Simó y Solsona, 2012; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012; Vanassche y otros, 2015; Wu y Schimmele, 2005). Cabe mencionar que el efecto de la edad al separarse es mayor para las mujeres que para los varones (Ganong, Coleman y Hans, 2006; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012). Finalmente, una edad más tardía en el momento de la disolución supone además una mayor probabilidad de haber tenido hijos en la primera unión; así, los dos factores se unen y disminuyen las oportunidades de encontrar una nueva pareja (Brown, 2000; Fürnkranz-Prskawetz y otros, 2003; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012; Wu y Schimmele, 2005).

Asimismo, se ha demostrado que la duración de la primera puede facilitar o impedir la conformación de una segunda unión. Las mujeres que han tenido una relación larga son en general más proclives al matrimonio: tienen más habilidades para la vida en pareja y el haber pasado una parte importante de su vida en esa situación les genera dificultades para acostumbrarse a la vida sin pareja (Gałężewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017). Aunque esto puede redundar en que sean más propensas a conformar una nueva unión, al mismo tiempo, estar en una relación por mucho tiempo podría impedirles tener experiencia en la

búsqueda de una pareja y, por lo tanto, les será más difícil conformar otra unión después de la primera (Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017). Los antecedentes al respecto no son concluyentes. En algunos países europeos como Holanda y la Federación de Rusia se observa un efecto positivo de una primera unión duradera; sin embargo, en Alemania, Francia, Inglaterra, Noruega y Rumania eso no tiene efecto en la probabilidad de conformar una nueva unión (De Graaf y Kalmijn, 2003; Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Ivanova, Kalmijn y Uunk, 2013).

En cuanto a la edad en la que se conforma la segunda unión, está directa y estrechamente relacionada con la edad al sobrevenir la disolución y presenta una relación inversa con la probabilidad de tener un hijo postseparación (Brown, 2000; De Graaf y Kalmijn, 2003; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012).

#### 4. Fecundidad en la segunda unión

En Europa, a nivel agregado, se ha encontrado en las últimas décadas una correlación positiva entre las disoluciones y la fecundidad. No obstante, también se ha observado que es difícil establecer si las separaciones realmente tienen un efecto neto positivo en la fecundidad (Thomson y otros, 2012; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012). A nivel individual algunos atributos afectan la probabilidad de tener un hijo en una nueva unión: la edad a la que se produce la primera unión, la presencia de hijos de uniones previas y la edad al separarse (Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012). Estos autores demuestran asimismo, para varios países europeos, que no es posible comprobar en pequeña escala el efecto positivo de las disoluciones sobre la fecundidad acumulada de las mujeres. Formar una nueva unión aumenta las probabilidades de que se incremente el número de hijos que tienen las mujeres, pero ese predictor está mediado 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 aparecen tres hipótesis principales sobre las motivaciones en este sentido: i) el deseo de ser padres; ii) el compromiso con la nueva unión, y iii) el brindar hermanos a los otros hijos (Beaujouan y Wiles, 2011; Buber-Ennser y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; De Graaf y Kalmijn, 2003; Fürnkranz-Prskawetz y otros, 2003; Thomson, 2004; Thomson y Holland, 2016; Thomson y Li, 2002; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012; Vanassche y otros, 2015; Vikat, Thomson y Prskawetz, 2004). La información empírica no es clara respecto a qué pesa más en la decisión de tener hijos en una unión después de la disolución de la primera. Sí se ha demostrado que las parejas sin hijos o con un solo hijo de la unión anterior tienen mayor probabilidad de ser padres en la nueva unión en comparación con aquellas que tienen dos hijos o cuyos dos miembros son padres (Beaujouan y Wiles, 2011; Thomson y otros, 2002). Otros estudios muestran que los hijos de las uniones previas no tienen influencia sobre esta probabilidad, por lo que se reforzaría la hipótesis del compromiso (Griffith, Koo y Suchindran, 1985; Jefferies, Berrington y Diamond, 2000; Vikat, Thomson y Hoem, 1999). Según algunas investigaciones, más que

la presencia de hijos de la unión anterior; lo que tiene más incidencia es la edad del hijo más pequeño: cuanto menor es esta, más baja es la probabilidad de un nacimiento en la nueva unión (Griffith, Koo y Suchindran, 1985). Los datos al respecto no son concluyentes y aparentemente existen variaciones importantes del calendario de las transiciones familiares en el curso de vida.

## 5. Estudios sobre las trayectorias posteriores a la disolución de la primera unión

Elder (1994) plantea que desde la perspectiva del curso de vida los eventos actuales siempre tienen relación con los experimentados en el pasado. Este enfoque permite relacionar eventos del pasado, tomando en cuenta el momento en que ocurrieron, la duración de los estados y la secuencia de roles. En el presente estudio se describen, desde esta perspectiva, los patrones conyugales y reproductivos que se conforman después de la disolución de la primera unión. Este hecho es el punto de partida de este análisis, cuyo objeto es comprender qué eventos posteriores ocurren con mayor frecuencia y en qué momento.

Son escasos los estudios sobre lo que sucede luego de disolverse la primera unión que se realizan desde el punto de vista del curso de vida. En América Latina no existe este tipo de trabajos y en Europa se han elaborado dos estudios específicos sobre las trayectorias conyugales y reproductivas después de la separación (Mortelmans y Pasteels, 2015; Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015).

Una de las investigaciones describe las trayectorias familiares postdivorcio de mujeres y varones en Bélgica (Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015). En ella se evidencia que 1 de cada 3 personas se mantiene fuera de una unión durante los primeros siete años luego de la disolución de la primera y se señala que esta es la trayectoria estándar y más frecuente. Sin embargo, estos autores también demuestran que otra parte importante de las personas separadas conforma una nueva unión —en la que puede haber nuevos hijos— de manera bastante rápida. Asimismo, indican que existe una gran heterogeneidad en las trayectorias que conforman las mujeres y los varones en cuanto a la secuencia de los eventos posteriores a la separación y al momento en que ocurre la segunda unión, y que de eso depende el nacimiento de un hijo en esta nueva relación (Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015).

Mortelmans y Pasteels (2015) realizan otra investigación sobre trayectorias postseparación, también en Bélgica, y encuentran que la presencia de hijos nacidos de la primera unión determina el tipo de trayectoria que se desarrolla después de la ruptura conyugal y que la correlación entre ambos factores es más estrecha entre las mujeres que entre los varones. Las mujeres con hijos son menos propensas a tener varias relaciones y suelen preferir los arreglos de pareja sin cohabitación (o arreglos del tipo *living apart together*) cuando tienen hijos que viven con ellas. Además, los autores mencionados demuestran que cuando existen arreglos de custodia compartida entre los padres de los hijos de la primera unión, las madres tienen una mayor probabilidad de conformar una segunda unión.

## B. Datos y métodos

Los datos utilizados en el presente estudio provienen de la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF)<sup>6</sup>. Esta es una encuesta de 2008 que recopiló información retrospectiva sobre eventos demográficos vitales en una muestra de 1.229 mujeres de entre 25 y 67 años de edad que es representativa de la población total de mujeres residentes en Montevideo y su área metropolitana. El cuestionario releva información sobre la vida conyugal de las mujeres (desde la actual hasta tres parejas anteriores)<sup>7</sup> y su historia reproductiva, y registra las fechas del inicio y la disolución de las uniones y del nacimiento de los hijos. Las mujeres también informaron sobre sus características personales y familiares, y respecto de aquellas de sus hijos y de la relación con sus padres. Además, respondieron a una serie de preguntas autoadministradas sobre sus opiniones acerca de aspectos específicos de la vida familiar.

Este trabajo se enfoca solo en mujeres de 25 a 67 años que experimentaron al menos una disolución<sup>8</sup>. La muestra definida tiene 330 casos, que representan el 27% del total (1.229 casos).

El análisis combina dos estrategias metodológicas del enfoque de curso de vida. La primera consiste en una descripción de las secuencias de episodios conyugales y reproductivos que tuvieron lugar después de la primera disolución. Para caracterizar estas secuencias, se consideran cinco tipos de estados en los que pueden encontrarse las mujeres después de la separación: i) fuera de una unión; ii) en una unión (sea matrimonio o cohabitación) sin hijos; iii) en una unión con uno o más hijos de la unión anterior; iv) en una unión con uno o más hijos de la segunda unión pero sin hijos de la primera, y v) en una unión con uno o más hijos compartidos y de la unión anterior (véase el cuadro 1)<sup>9</sup> <sup>10</sup>. El análisis comienza con el ordenamiento de los estados considerando el momento en el tiempo y la duración a diferentes edades (Abbott, 1990 y 1995). La idea central es que cada trayectoria está representada por la combinación de un conjunto de estados. Se consideraron los diez años posteriores a la disolución y se construyeron diez variables, cada una de las cuales indica el estado civil en cada año. A continuación, la base de datos se transformó en años-persona a partir del número de personas en cada estado durante estos diez años<sup>11</sup>.

<sup>6</sup> La ESF fue realizada por el Programa de Población y el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República junto con el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la misma universidad, con el apoyo financiero del Fondo Clemente Estable y el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF). La primera ronda de la encuesta se llevó a cabo en 2001, y la segunda, en 2008.

<sup>7</sup> Se considera pareja a aquella cuya convivencia se prolonga al menos por seis meses.

<sup>8</sup> Se excluyó del análisis a aquellas que nunca se unieron, o se unieron por primera vez después de los 45 años de edad, o terminaron su unión conyugal después de los 45 años, o cuya primera unión terminó debido a viudez o migración, o que nunca disolvieron la primera unión.

<sup>9</sup> Solo se consideran los hijos de las mujeres que forman parte del estudio; no se cuenta con información sobre los hijos de sus parejas.

<sup>10</sup> Una tipología similar se utilizó en el trabajo de Vanassche, Corijn y Matthijs (2015).

<sup>11</sup> En los casos en que la trayectoria no alcanzaba los diez años o a la secuencia le faltaba información, se utilizó la opción del comando de Stata "sqset, trim". Esta opción borra los episodios sin información o del final de la secuencia, pero sin perder la información de esta y sin perder casos. El supuesto que subyace es que se mantiene el último estado sobre el que hay información.



Cuadro 1

**Estados conyugales y reproductivos posteriores a la disolución de la primera unión**

Fuera de una unión
En una unión sin hijos
En una unión con uno o más hijos de la primera unión
En una unión con uno o más hijos de la segunda unión
En una unión con uno o más hijos de la primera y de la segunda unión o las posteriores

**Fuente:** Elaboración propia.

Para comparar las secuencias se hicieron las mediciones de distancia mediante la matriz de distancia del método de emparejamiento óptimo. Este método se basa en modelos no estocásticos para el análisis de los eventos y utiliza técnicas de alineación de secuencias que miden la semejanza entre ellos (Abbott, 1990 y 1995). Para esto, se utilizan “costos” destinados a cuantificar las diferencias entre las secuencias. Estos costos corresponden a inserción, sustitución y eliminación y permiten convertir una secuencia en otra. El emparejamiento óptimo 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, las que se miden considerando el costo necesario para transformar una secuencia en otra<sup>12</sup>. Cada operación tiene un costo asignado por el investigador y la suma final de todos ellos 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 y 1995). Una vez que se determinaron las secuencias, se agruparon las que eran similares de acuerdo con la matriz de distancia obtenida con el método de emparejamiento óptimo y usando métodos de clasificación como el análisis de clústeres. Esto permitió obtener grupos con patrones de secuencia similares. Después de identificar los grupos de secuencias, en cada grupo se eligió a una de ellas como el tipo ideal (en general, el más frecuente) para representar al grupo. En el análisis de conglomerados jerárquico de este trabajo se aplicó el algoritmo de Ward para hacer la agrupación y se seleccionaron tres clústeres de tipos de trayectorias posteriores a la disolución de la primera unión.

La segunda estrategia metodológica consiste en aplicar el análisis multivariado para detectar los factores asociados con los distintos tipos de trayectorias y determinar cuál de ellas permite una mayor fecundidad en 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, y las variables independientes incluidas en los modelos se dividen en dos grupos. El primer grupo incluye las siguientes variables de control: cohorte de nacimiento y nivel educativo alcanzado. En el segundo grupo se incluyen variables relacionadas con el calendario de formación familiar, como las edades al producirse la primera unión, la primera disolución y

<sup>12</sup> El “indel cost” empleado es equivalente a 1 y es el que está por defecto en Stata. Para la sustitución se utiliza el doble del “indel cost”. También se usa la opción “full” del comando “sqom”, que implica comparar todas las secuencias entre ellas y a partir de allí obtener la matriz de distancia para conformar los grupos de secuencias. Además, 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.

el primer nacimiento. Las categorías de la variable dependiente son A, B y C, según el tipo de trayectoria, y la categoría A es la que se usa como categoría de referencia. Formalmente, la regresión logística multinomial es la siguiente:

$$\ln \Omega_{m|b}(x) = \ln \frac{\Pr(y=m|x)}{\Pr(y=b|x)} = X\beta_{m|b} \text{ para } m=1 \text{ a } j$$

donde,

$m$  son las categorías de la variable dependiente que no corresponden a la referencia ( $m=1 \text{ a } j$ );

$b$  es la categoría de referencia de la variable dependiente;

$x$  son las variables independientes, y

$X\beta_{m|b}$  es el vector de las variables independientes y el de los coeficientes de la regresión si se compara la categoría  $m$  con la categoría de referencia  $b$  de la variable dependiente (Hosmer, Lemeshow y Sturdivant, 2000; Long y Freese, 2006).

En segundo lugar, se estimaron regresiones de Poisson considerando como variable dependiente el número total de hijos por mujer en el momento de la encuesta, el tipo de trayectoria posdisolución como variable independiente y la edad y el nivel educativo alcanzado como variables de control. El modelo formal es el siguiente:

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

donde,

$Y$  es una variable de conteo que toma valores discretos y positivos; en este caso el número de hijos;

$p$  es el número de variables independientes;

$X_{ir}$  es el factor de las variables independientes, y

$\beta_r$  es el vector de los regresores estimados a través de la estimación de máxima verosimilitud.

Al estimar los modelos, se controló el tiempo de exposición a través de una variable que mide el tiempo entre la edad actual y la edad al disolverse la primera unión.

## C. Objetivos e hipótesis

El objetivo general de este trabajo es conocer qué sucede con la vida conyugal y reproductiva de las mujeres una vez que disuelven su primera unión.

Los objetivos específicos son:

- Determinar los tipos de trayectorias posteriores al divorcio o separación en términos de la duración y la secuencia de los estados.
- Conocer los factores asociados con cada uno de los tipos de trayectorias.
- Analizar qué tipo de trayectoria permite a las mujeres tener una mayor fecundidad acumulada.

Las hipótesis que guían el trabajo son las siguientes:

- Se identifican diversas trayectorias según perfiles demográficos específicos, en especial a partir del calendario de formación familiar y el nivel educativo alcanzado. En la medida en que el calendario de formación familiar se inicia más temprano, los estados fuera de una unión tienden a ser menos prolongados y la presencia de episodios de segundas nupcias y de uniones de orden mayor están más presentes en comparación con los casos de inicio tardío. Además, las disoluciones que se producen a edades más tempranas suponen una mayor probabilidad de tener hijos en diferentes uniones.
- El factor decisivo en la probabilidad de una segunda unión y el posterior nacimiento de un hijo es el momento en que se disuelve la primera unión, lo que está asociado con que esta ocurra de forma temprana.
- Las mujeres que experimentan una trayectoria conyugal que incluye varias parejas suelen tener mayor fecundidad que aquellas que disuelven su primera unión y no conforman una nueva.

## D. Resultados

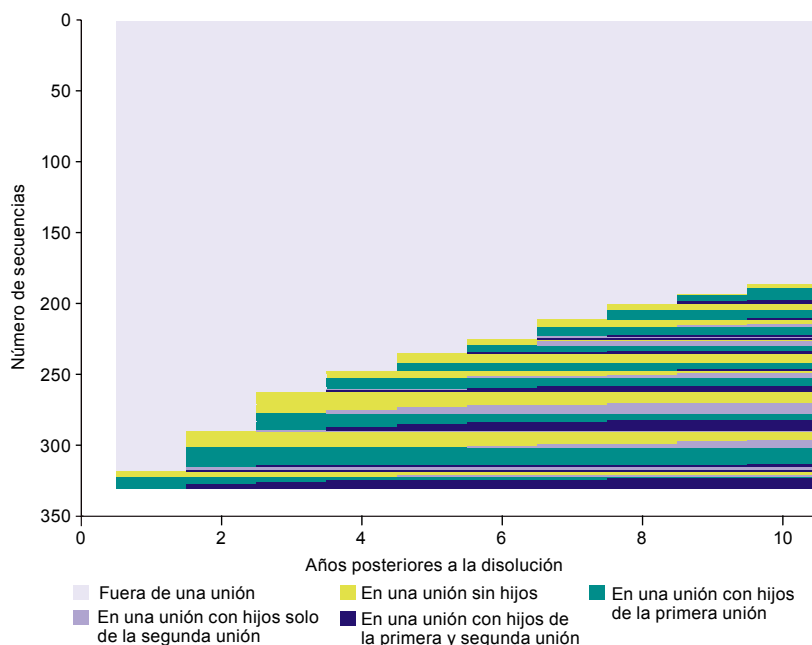
### 1. Resultados descriptivos

El análisis de secuencia permitió confirmar que existen diferentes trayectorias después de disolverse la primera unión. Sin embargo, el nivel de concentración de las secuencias alcanza el 18,8%, lo que supone un alto grado de similitud entre ellas. La secuencia más frecuente —que representa el 56,4% del total— corresponde a mujeres que no conformaron una segunda unión durante el período de observación. El gran peso relativo de este tipo de trayectoria también ha sido demostrado en países europeos, aunque allí la magnitud (un tercio de las secuencias) es algo menor que en el Uruguay (Mortelmans y Pasteeles, 2015; Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015; Vanassche y otros, 2015). No obstante, existe otro grupo de mujeres que atraviesa una variedad de estados conyugales después de la disolución de la primera unión (44,6%). Después del primer tipo mencionado, la secuencia más frecuente —que registra el 15,2%— es aquella de las mujeres que se unen después de disolverse la primera unión y tienen hijos solo de esta. El tercer tipo más común de secuencia es el de las mujeres que forman una segunda unión y tienen hijos de una unión previa y también con la nueva pareja (10,6%). En último lugar están las trayectorias de las mujeres que solo tienen hijos en la unión posterior a la disolución (6,1%).

En el gráfico 1 se observa cómo están divididos los dos grupos de trayectorias postseparación. Se identifica una gran área con un solo color que representa a las mujeres que se mantienen fuera de una unión. Además, se advierte el otro grupo de mujeres, que presenta una mayor variabilidad en los estados que atraviesan después de la ruptura de la primera unión.

Gráfico 1

**Montevideo: diagrama de datos en orden de aparición (*index plot*) para el total de secuencias posteriores a la disolución de la primera unión, mujeres, 2008**



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones ( $N$ )=330.

En el gráfico 2 se muestran los tres tipos de trayectorias que permitió discriminar el análisis de clústeres. La trayectoria tipo A reúne al 72,4% de las mujeres y las tipo B y C, al 12,0 % y 15,6 %, respectivamente.

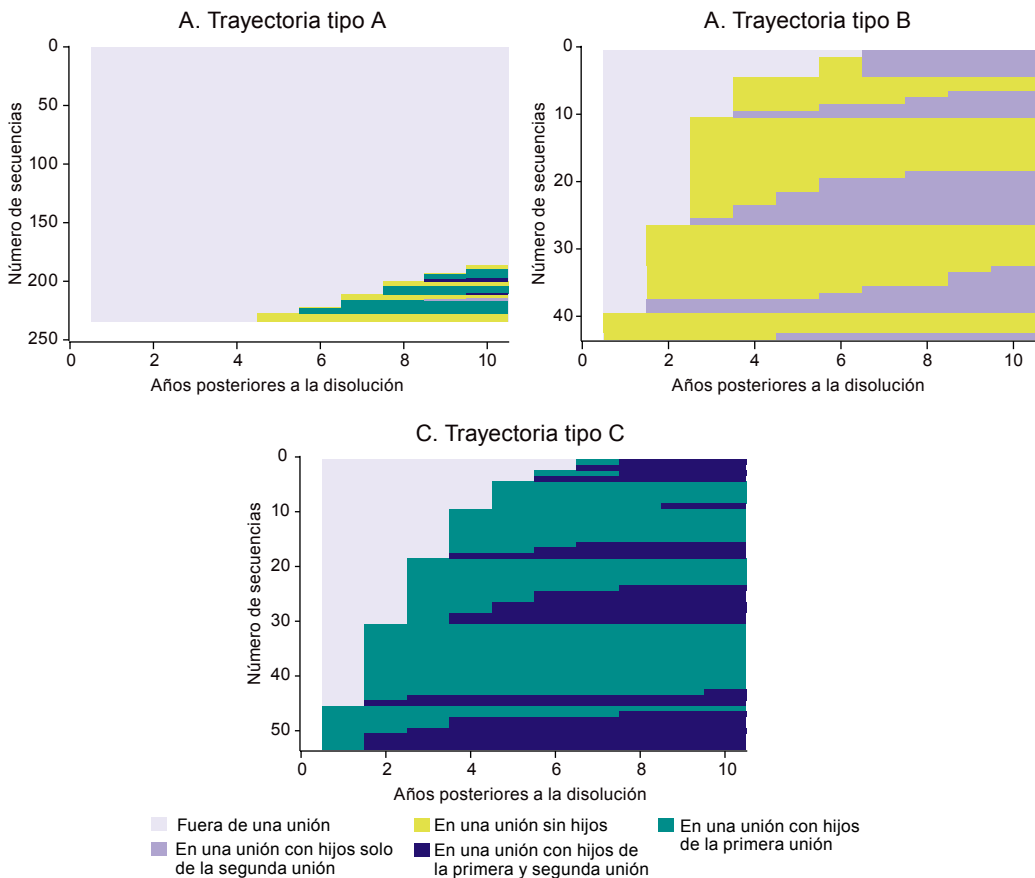
La trayectoria tipo A se caracteriza por la permanencia fuera de una unión en los diez años siguientes a la disolución de la primera. Las mujeres que conforman este tipo de trayectoria tienen en promedio 31,6 años cuando se disuelve la primera unión, la mayor edad de las tres categorías. Además, la duración de la primera unión alcanza un promedio de nueve años, siendo el mayor valor de los tres tipos. En cuanto a la historia reproductiva, la mayoría de las mujeres tiene hijos en la primera unión (65,8%) y la edad al nacer el primer hijo es cercana al promedio nacional (24,1) (véanse el gráfico 2 y el cuadro 2).

Según la trayectoria tipo B, la mayor parte del tiempo de observación se está en pareja, pero sin hijos de la primera unión. Gran parte de la trayectoria se conforma a partir del estado «en una unión con hijos solo de la segunda unión». Los rasgos principales son que las mujeres tienen hijos solamente en la segunda unión y que presentan una primera unión relativamente breve (de 3,6 años en promedio) y son en promedio más bien jóvenes (tienen 25,4 años de edad) en el momento de la disolución (véanse el gráfico 2 y el cuadro 2).

Finalmente, la trayectoria tipo C se define por que las mujeres permanecen poco tiempo fuera de una unión (en promedio dos años) y durante la mayor parte del tiempo de observación tienen hijos de la primera unión o comparten hijos de la primera y segunda unión. Al mismo tiempo, esta trayectoria se caracteriza por presentar, de las tres, el inicio más temprano de la vida familiar (edad de la mujer cuando tiene lugar la primera unión y nace el primer hijo): la edad promedio en el momento de la primera unión es 20,9 años, y al nacer el primer hijo, 21,5 años. Sin embargo, junto con lo anterior, la edad promedio al disolverse la primera unión es cercana a los 30 años —valor similar al de la trayectoria tipo A— y, por tanto, la primera unión es relativamente extensa (véanse el gráfico 2 y el cuadro 2).

Gráfico 2

**Montevideo: diagrama de datos en orden de aparición (*index plot*) para las secuencias posteriores a la disolución de la primera unión por tipo, mujeres, 2008**



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Cuadro 2

**Montevideo: estadísticos descriptivos por tipo de trayectoria después de la disolución de la primera unión, mujeres, 2008**

	Tipo A		Tipo B		Tipo C	
	Promedio	Desvío estándar	Promedio	Desvío estándar	Promedio	Desvío estándar
Tiempo fuera de una 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 uno o más hijos de la primera unión (años)	0,3	1,0	-	-	5,3	3,3
Tiempo en una unión con uno o más hijos de la segunda unión (años)	0,0	0,1	2,7	2,9	-	-
Tiempo en una unión con uno o más hijos de la primera unión y de uniones posteriores (años)	0,0	0,2	-	-	2,7	3,3
Edad al disolverse la primera unión (años)	31,6	7,3	25,4	5,7	29,0	6,5
Porcentaje de mujeres con uno o más hijos de la primera unión	65,8	0,5	-	-	100,0	-
Edad cuando ocurre 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 nacer el primer hijo (años)	24,1	4,7	25,0	5,9	21,5	4,0
Años-persona	2 340		430		560	
Número de observaciones (N)	234		43		53	
Porcentajes	72,4		12,0		15,6	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Si bien la mayoría de las mujeres atraviesan la trayectoria tipo A, se observa una mayor variabilidad en los tipos de trayectorias por los que transitan las cohortes más jóvenes. Un 83,8% de las mujeres de la cohorte de 1949 a 1959 no conforman una nueva unión luego de la disolución de la primera. Sin embargo, en la cohorte más joven, de 1960 a 1985, el 65,7% transita por este tipo de trayectoria. Las trayectorias tipo B y C, en forma separada, tienen en esta cohorte una incidencia cercana al 17% (véase el cuadro 3).

Respecto al nivel educativo, la trayectoria A tiene el mismo peso en las mujeres de mayor y menor educación. Las diferencias entre niveles educativos se advierten en la incidencia de las trayectorias B y C. Las mujeres con poca educación experimentan en mayor proporción la de tipo C, es decir conforman varias uniones con hijos. En cambio, la trayectoria tipo B tiene más peso en las mujeres más educadas. Las hipótesis que surgen de estas diferencias por cohorte y nivel educativo son las siguientes. Por un lado, las generaciones más jóvenes

compartirían en mayor grado valores y actitudes menos tradicionales hacia la vida familiar, propios de la segunda transición demográfica. Por otro, las diferencias en los calendarios de formación familiar (edad en el momento de la primera unión y al nacer el primer hijo) según el nivel educativo, ya comprobadas en otras investigaciones realizadas en el Uruguay, podrían explicar el peso de la trayectoria B en las mujeres más educadas y de la C en las de menor educación (Fernández, 2010; Nathan, 2015a y 2015b; Varela, Fostik y Fernández, 2012).

Cuadro 3

**Montevideo: distribución del nivel educativo y la cohorte de nacimiento según tipo de trayectoria después de la disolución de la primera unión, mujeres, 2008**

(En porcentajes)

		Tipo A	Tipo B	Tipo C
Nivel educativo	Hasta ciclo básico	70,5	9,6	19,9
	Bachillerato y más	70,2	18,0	11,8
Cohorte de nacimiento	1960-1985	65,7	18,2	16,1
	1949-1959	83,8	5,6	10,6

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones ( $N$ )=330.

## 2. Análisis multivariado

Las estimaciones, obtenidas a partir 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 comprueban algunos de los resultados descriptivos<sup>13</sup>.

La trayectoria tipo A —que describe la permanencia fuera de una unión después de la disolución— está más asociada a las mujeres que pertenecen a la cohorte más vieja y tienen menor educación. Respecto a la influencia de los factores del calendario familiar en este tipo de trayectoria, se observa que la edad al producirse la primera unión tiene un efecto negativo y la edad en el momento de la disolución y del nacimiento del primer hijo tiene un efecto positivo. Es decir, una unión temprana, una disolución tardía —con el consiguiente vínculo conyugal de amplia duración— y un primer hijo a edades avanzadas aumentan la probabilidad de transitar por este tipo de trayectoria (véase el gráfico 3). Esto puede relacionarse con lo que plantean Gałężewska, Perelli-Harris y Berrington (2017) respecto de que las mujeres que tuvieron un vínculo relativamente extenso tienen más dificultades para entrar al mercado conyugal, posiblemente porque al ser parte de una unión durante mucho tiempo tienen menos experiencia en la búsqueda de una pareja<sup>14</sup>. A eso se suma la presencia de hijos, que como se

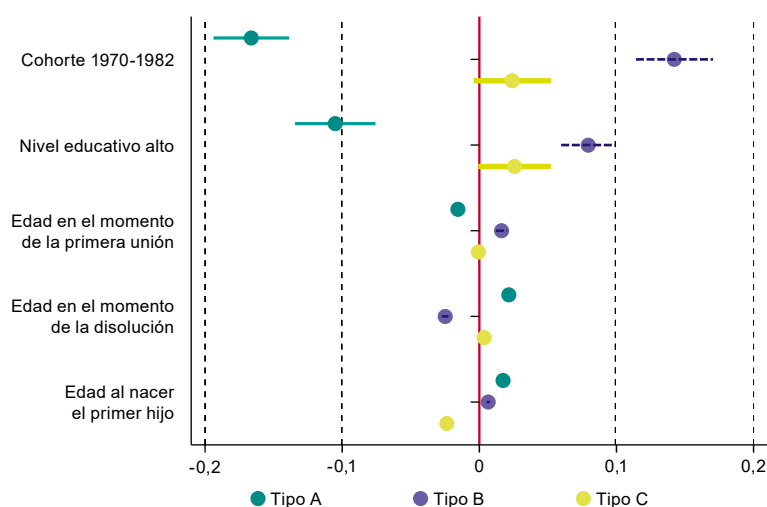
<sup>13</sup> Véanse en el anexo A1 (cuadros A1.6, A1.8 y A1.9) los detalles de los modelos estimados y distintas mediciones de ajuste.

<sup>14</sup> Esta hipótesis debe ser considerada con precaución porque la información al respecto no es concluyente. En diversos países europeos se ha encontrado que la duración de la primera unión tiene un efecto positivo o nulo sobre la probabilidad de conformar una segunda unión y eventualmente tener hijos en esta (De Graaf y Kalmijn, 2003; Gałężewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Ivanova, Kalmijn y Uunk, 2013).

ha demostrado disminuye la probabilidad de conformar una segunda unión (Beaujouan, 2012; Cabella, 2014; Cortina y Cabré, 2010; Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Goldscheider y Sessler, 2006; De Graaf y Kalmijn, 2003; Lampard y Peggs, 1999; Spijker, Simó, y Solsona, 2012; Sweeney, 2010). Por otra parte, se ha comprobado que si la disolución ocurre a edades tardías también se reducen las posibilidades de conformar una segunda unión (Beaujouan, 2012; Gałęzewska, Perelli-Harris y Berrington, 2017; Lampard y Peggs, 1999; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Sweeney, 1997; Van Bavel, Jansen y Wijckmans, 2012; Wu y Schimmele, 2005).

Gráfico 3

### Montevideo: efectos marginales promedio de la probabilidad de cada tipo de trayectoria después de disolverse la primera unión, mujeres, 2008



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N) = 330; base de datos en años-persona; estimaciones realizadas a partir de modelos de regresión multinomial.

Las trayectorias tipo B o C son las más comunes entre las mujeres pertenecientes a las cohortes más jóvenes, tal como se esperaba en función de los resultados descriptivos. Esto implica que esas mujeres tienen más probabilidades de formar una nueva unión luego de la ruptura de la primera, tener hijos de varias uniones y conformar hogares ensamblados. De ambos tipos de trayectorias, la más frecuente es la B; es decir, lo más probable es que las mujeres de las cohortes mencionadas formen una primera unión sin hijos y luego una segunda en la que tengan hijos (véase el gráfico 3). Esto concuerda con la literatura al respecto, en que se plantea que las mujeres que disuelven la primera unión sin haber tenido hijos son las que tienen más probabilidades de conformar una segunda unión y tener hijos en ella. Según los estudios relativos al asunto, esto se debe a que tienen una mayor necesidad de formar una



nueva unión para hacer realidad sus intenciones reproductivas (Beaujouan, 2012; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Spijker, Simó y Solsona, 2012; Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015).

Al mismo tiempo, se advierte que las mujeres de nivel educativo medio y alto tienen más probabilidades de conformar trayectorias de tipo B o C, aunque esta última en menor magnitud (véase el gráfico 3). Estas dos son las trayectorias que presentan nuevos eventos conyugales y reproductivos después de la disolución de la primera unión, lo que podría estar reflejando valores y actitudes propios de la segunda transición demográfica: los individuos están más centrados en sus propias necesidades y buscan formas de familia y relaciones que las satisfagan (Beck y Beck-Gernsheim, 1998; Giddens, 1997; Lesthaeghe, 1991; Lesthaeghe y Surkyn, 2009; Surkyn y Lesthaeghe, 2004; Van de Kaa, 1987)

Aunque estas trayectorias están más asociadas a las mujeres más jóvenes y de nivel educativo medio y alto, sus probabilidades de ocurrencia también están influidas por el calendario de formación familiar. Por ejemplo, en la trayectoria del tipo B, la edad en el momento de la primera unión y al nacer el primer hijo tienen un efecto positivo: cuanto mayor es la edad al producirse estos dos eventos, mayor es la probabilidad de transitar por esta trayectoria. En cambio, la edad de la mujer cuando tiene lugar la disolución tiene un efecto negativo, es decir, a menor edad, más probable es también esta trayectoria. La conjunción de las fechas en que ocurren estos tres eventos influye en la conformación de este tipo de trayectoria y en la fecundidad acumulada. Con respecto a la trayectoria tipo C, lo que tiene mayor influencia es cuándo nace el primer hijo, pues cuanto menor es la edad en ese momento, más probable es conformar una trayectoria que incluya una segunda unión e hijos de la primera y segunda unión. La edad de la mujer al ocurrir la primera unión y cuando esta se disuelve tiene escasa influencia en la probabilidad de transitar por este tipo de trayectoria (véase el gráfico 3).

Para determinar qué tipo de trayectoria permite un mayor número de hijos se estimaron modelos de regresión de Poisson generalizados, en los que se controló por la edad y el nivel educativo alcanzado y se consideró el tipo de trayectoria posterior a la disolución como una variable independiente.

Las mujeres que después de la disolución siguen una trayectoria del tipo C son las que tienen más hijos, a saber: 2,8 en promedio. Este tipo de trayectoria supone incluso más fecundidad que la observada en aquellas mujeres que no disolvieron su primera unión, que registran una cifra equivalente a 2,38<sup>15</sup>. A este grupo lo siguen las mujeres que conforman la trayectoria A, con 2 hijos por mujer, y finalmente, aquellas que constituyen una trayectoria de tipo B (véase el cuadro 4).

<sup>15</sup> Es importante notar que las estimaciones se hicieron mediante dos modelos distintos, pero eso no impide la comparación.

Cuadro 4

**Montevideo: fecundidad de las mujeres según tipo de trayectoria conyugal después de que se disuelve la primera unión y cuando no se experimenta una disolución, 2008**  
(En número promedio de hijos por mujer)

	Promedio	Error estándar	Intervalo de confianza del 95%	
Tipo A	2,09	0,19	1,72	2,47
Tipo B	1,36	0,16	1,05	1,67
Tipo C	2,80	0,25	2,30	3,29
Una única unión	2,38	0,06	2,26	2,49

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

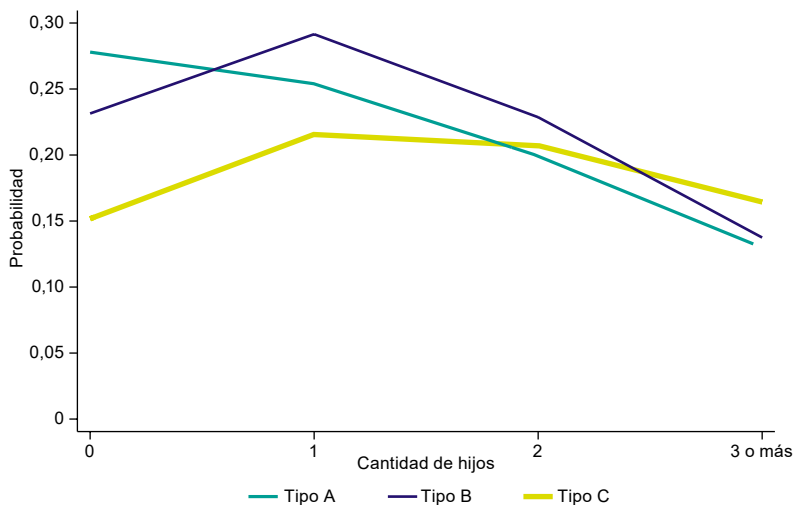
**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Las estimaciones se hicieron a partir de modelos de regresión de Poisson generalizados. Para calcular el número de hijos promedio de las mujeres que experimentaron la disolución de la primera unión y las que no lo hicieron, se estimaron otras regresiones de Poisson con todas las mujeres de la muestra. En los cuadros A1.9 y A1.10 del anexo A1 se detallan los coeficientes de las regresiones mencionadas.

Por otro lado, las probabilidades calculadas respecto del número total de hijos describen curvas de diferente forma según el tipo de trayectoria (véase el gráfico 4). La de tipo A es la que presenta la mayor probabilidad de no tener hijos, y una probabilidad de tener 1 único hijo menor que la de tipo B, pero más alta que la C. Además, la trayectoria A muestra la misma probabilidad que la C de tener 2 hijos y una inferior a la B. Por último, registra una probabilidad baja de tener 3 y más hijos (similar a aquella de la trayectoria B).

Gráfico 4

**Montevideo: fecundidad probable de las mujeres después de que se disuelve la primera unión, según tipo de trayectoria, 2008**



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330. Las estimaciones se hicieron a partir de modelos de regresión de Poisson generalizados.

La trayectoria tipo B exhibe la probabilidad más alta de tener 1 solo hijo, y respecto de no tener hijos, una algo menor que la trayectoria tipo A y, junto con esta, una significativamente más alta que la C. Finalmente, presenta una probabilidad baja de tener 3 y más hijos (al igual que la trayectoria de tipo A).

En cuanto al tipo C, muestra la menor probabilidad de no tener hijos o tener solo 1 y la misma que la trayectoria A y una cercana a la B de tener 2 hijos. Sin embargo, la trayectoria C registra la probabilidad más alta de tener 3 y más hijos, aunque la diferencia es pequeña en relación con las otras dos.

## E. Conclusiones

En primer lugar, en este trabajo se encontraron tres tipos diferentes de trayectorias después de que se disuelve la primera unión. Una de ellas es la de tipo A, que se caracteriza por la ausencia de pareja. Este tipo es el más frecuente y está asociado a mujeres que pertenecen a cohortes viejas o tienen un bajo nivel educativo. El alto peso relativo de este tipo de trayectoria también fue evidenciado en algunos países europeos (Vanassche, Corijn y Matthijs, 2015). La segunda corresponde a la trayectoria de tipo B, conforme a la cual existe una primera unión que es breve y en que no hay hijos, y una segunda unión en la que sí se tienen hijos. Finalmente, la de tipo C se define por que se tienen hijos de la primera y segunda unión y por ser la trayectoria de mayor fecundidad acumulada.

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 menos estandarizadas, que incluyen nuevos eventos conyugales y reproductivos tras la disolución de la primera unión (trayectorias B y C). Estas trayectorias están conformadas por una primera unión de corta duración, sin hijos. Después de ella, o bien se experimenta el nacimiento del primer hijo a edades tardías en una segunda unión (trayectoria tipo B), o bien se tienen hijos en varias uniones (al menos dos según este estudio).

En segundo término, a través del estudio se demostró que la probabilidad de transitar por una u otra trayectoria depende en parte del calendario de formación familiar. Si la disolución ocurre a edades tempranas y nace el primer hijo a edades tardías, es más factible conformar una trayectoria tipo B. En cambio, si el nacimiento del primer hijo sucede a edades tempranas, es más probable que se experimente la trayectoria tipo C.

En tercer lugar, controlando por nivel educativo, edad y tiempo de exposición posterior a la separación, se comprobó que existen diferencias significativas de fecundidad acumulada entre las mujeres. Las mujeres que conforman la trayectoria C —que tienen más de una pareja e hijos de distintas uniones— son las que acumulan un mayor número de hijos. Es importante destacar que esta trayectoria implica ser madre a edades tempranas, lo que permite que se disponga de más tiempo para conformar una segunda unión y tener hijos en ella.

El efecto de las disoluciones en la fecundidad acumulada de las mujeres estaría relacionado con el calendario de formación familiar más que con el hecho en sí. Es decir, una disolución en edades fértiles no necesariamente supone menos fecundidad. El presente trabajo permite demostrar que esta depende en gran medida de la edad a la que se comienza la vida familiar y el momento en que se disuelve la primera unión y se conforma la segunda.

Finalmente, es necesario exponer las limitaciones de este trabajo. Por un lado, se utilizan pocas observaciones, 330 casos, que equivalen al 27% de la muestra y representan la proporción de mujeres, dentro del total, que experimentan al menos una disolución. Sería recomendable hacer un análisis con una muestra más grande, que permita trabajar con más observaciones y confirmar los resultados de este trabajo. En el Uruguay la información sobre la historia conyugal y reproductiva de la población solo está disponible en la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), utilizada en este estudio. Se espera contar en el futuro con encuestas sobre estos temas de mayor envergadura, que permitan corroborar los resultados del presente trabajo. Por otro lado, se incluyen algunas mujeres cuya vida fértil no ha terminado, aunque se controlaron los efectos de la censura por la derecha. En ese sentido, lo óptimo sería usar una muestra de mujeres de 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 al hacer las estimaciones y aumentando la cantidad de observaciones. Por último, también sería recomendable incorporar la información conyugal y reproductiva de las parejas de estas mujeres para determinar si sus hijos tienen influencia en la fecundidad acumulada de las mujeres.

## Bibliografía

- Abbott, A. (1995), "Sequence analysis: new methods for old ideas", *Annual Review of Sociology*, vol. 21, Palo Alto, Annual Reviews, agosto.
- (1990), "A primer on sequence methods", *Organization Science*, vol. 1, N° 4, Catonsville, Institute for Operations Research and the Management Sciences (INFORMS), noviembre.
- Bartfeld, J. (2000). Child Support and the Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children. *Demography*, 37(2), 203-213. <https://doi.org/10.2307/2648122>.
- Beaujouan, É. (2012), "Repartnering in France: the role of gender, age and past fertility", *Advances in Life Course Research*, vol. 17, N° 2, Nueva York, Elsevier, junio.
- Beaujouan, É. y E. Wiles-Porter (2011), "Second-union fertility in France: partners' age and other factors", *Population*, vol. 66, N° 2, París, Instituto Nacional de Estudios Demográficos, abril.
- Beck, U. y E. Beck-Gernsheim (1998), *El normal caos del amor: las nuevas formas de la relación amorosa*, Barcelona, Paidós.
- Becker, G. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press.
- Brown, S. (2000), "Fertility following marital dissolution: the role of cohabitation", *Journal of Family Issues*, vol. 21, N° 4, Thousand Oaks, SAGE Publications.
- Buber-Ennsner, I. y A. Fürnkranz-Prskawetz (2000), "Fertility in second unions in Austria: findings from the Austrian FFS", *Demographic Research*, vol. 3, Munich, Max Planck Society.
- Bumpass, L., J. Sweet y T. Castro (1990), "Changing patterns of remarriage", *Journal of Marriage and Family*, vol. 52, N° 3, Minneapolis, National Council on Family Relations, agosto.
- Cabella, W. (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*, vol. 8, N° 14, Montevideo, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- (2008), "Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya: la convergencia hacia la segunda transición demográfica", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 24, N° 2, Ciudad de México, El Colegio de México, mayo-agosto.
- (1998), "La evolución del divorcio en Uruguay (1950-1995)", *Notas de Población*, vol. 26, N° 67-68 (LC/G.2048), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), diciembre.
- Cabella, W. y M. Fernández (2017), "Evolución reciente de las uniones consensuales entre los jóvenes del Uruguay", *Notas de Población*, N° 105 (LC/PUB.2017/27-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), diciembre.
- Cabella, W., M. Fernández y V. Prieto (2015), "Las transformaciones de los hogares uruguayos vistas a través de los censos de 1996 y 2011", *Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay*, N° 6, J. Calvo (coord.), Montevideo, Ediciones Trilce.
- Cabella, W. e I. Pardo (2014), "Hacia un régimen de baja fecundidad en América Latina y el Caribe, 1990-2015", *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*, Serie e-Investigaciones, N° 3, S. Cavenaghi y W. Cabella (coords.), Río de Janeiro, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- Cherlin, A. (2016), "A happy ending to a half-century of family change?", *Population and Development Review*, vol. 42, N° 1, Hoboken, Wiley, marzo.
- (1978), "Remarriage as an incomplete institution", *American Journal of Sociology*, vol. 84, N° 3, Chicago, University of Chicago Press, noviembre.
- Cortina, C. y A. Cabré (2010), "Las uniones homosexuales en España: una caracterización sociodemográfica a partir del censo de 2001", *Papers: Revista de Sociologia*, vol. 95, N° 3, Barcelona, Universidad Autónoma de Barcelona (UAB).

- De Graaf, P. y M. Kalmijn (2003), "Alternative routes in the remarriage market-competing-risk analyses of union formation after divorce", *Social Forces*, vol. 81, N° 4, Oxford, Oxford University Press, junio.
- Elder, G. (1994), "Time, human agency, and social change: perspectives on the life course", *Social Psychology Quarterly*, vol. 57, N° 1, Washington, D.C., Asociación Estadounidense de Sociología, marzo.
- Fernández, M. (2017), "La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevidéanas", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 11, N° 21, Montevideo, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- (2010), "Estudio sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 4, N° 7, Montevideo, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- Filgueira, C. (1996), *Sobre revoluciones ocultas: la familia en Uruguay* (LC/MVD/R.141/Rev.1), Montevideo, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), septiembre.
- Fomby, P. (2018), "Motherhood in complex families", *Journal of Family Issues*, vol. 39, N° 1, Thousand Oaks, SAGE Publications, marzo.
- Fürnkranz-Prskawetz, A. y otros (2003), "Pathways to stepfamily formation in Europe: results from the FFS", *Demographic Research*, vol. 8, Munich, Max Planck Society.
- Gałęzewska, P., B. Perelli-Harris y A. Berrington (2017), "Cross-national differences in women's repartnering behaviour in Europe: the role of individual demographic characteristics", *Demographic Research*, vol. 37, Munich, Max Planck Society.
- Ganong, L., M. Coleman y J. Hans (2006), "Divorce as a prelude to stepfamily living and the consequences of redivorce", *Handbook of Divorce and Relationship Dissolution*, M. Fine y J. Harvey (eds.), Nueva York, Routledge.
- Giddens, A. (1997), *Modernidad e identidad del yo: el yo y la sociedad en la época contemporánea*, Barcelona, Península.
- Goldscheider, F. y S. Sassler (2006), "Creating stepfamilies: integrating children into the study of union formation", *Journal of Marriage and Family*, vol. 68, N° 2, Hoboken, Wiley, mayo.
- Griffith, J., H. Koo y C. Suchindran (1985), "Childbearing and family in remarriage", *Demography*, vol. 22, N° 1, Berlín, Springer, febrero.
- Hosmer, D., S. Lemeshow y R. Sturdivant (2000), "Special topics", *Applied Logistic Regression*, Hoboken, Wiley.
- Ivanova, K., M. Kalmijn y W. Uunk (2013), "Fertility after repartnering in the Netherlands: parenthood or commitment?", *Advances in Life Course Research*, vol. 21, Nueva York, Elsevier, septiembre.
- Jefferies, J., A. Berrington e I. Diamond (2000), "Childbearing following Marital dissolution in Britain", *European Journal of Population*, vol. 16, N° 3, Berlín, Springer, septiembre.
- Koo, H., C. Suchindran y J. Griffith (1984), "The effects of children on divorce and re-marriage: a multivariate analysis of life table probabilities", *Population Studies*, vol. 38, N° 3, Abingdon, Taylor and Francis.
- Lampard, R. y K. Peggs (1999), "Repartnering: the relevance of parenthood and gender to cohabitation and remarriage among the formerly married", *The British Journal of Sociology*, vol. 50, N° 3, Hoboken, Wiley, septiembre.
- Lesthaeghe, R. (1991), "The second demographic transition in western countries: an interpretation", *IPD Working Paper*, N° 1991-2, Bruselas, Universidad Libre de Bruselas.
- Lesthaeghe, R. y J. Surkyn (2009), "When history moves on: the foundations and diffusion of a second demographic transition", documento presentado en el seminario Ideational Perspectives on International Family Change, Ann Arbor, Universidad de Michigan, 21 a 25 de septiembre.
- Long, J. y J. Freese (2006), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, College Station, Stata Press.
- McLanahan, S. y A. Beck (2010), "Parental relationships in fragile families", *The Future of Children*, vol. 20, N° 2, Princeton, Princeton University.

- Meggiolaro, S. y F. Ongaro (2015), "Non-resident parent-child contact after marital dissolution and parental repartnering: evidence from Italy", *Demographic Research*, vol. 33, Munich, Max Planck Society.
- (2008), "Repartnering after marital dissolution: does context play a role?", *Demographic Research*, vol. 19, Munich, Max Planck Society.
- Mortelmans, D. e I. Pasteels (2015), "Dyadic analysis of repartnering after divorce: do children matter?", *Journal of Family Research*, vol. 27, Berlín, Budrich UniPress.
- Nathan, M. (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*, vol. 42, N° 100 (LC/G.2640-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), junio.
- (2015b), "La lenta transición hacia un régimen de fecundidad tardía en Uruguay: los cambios en la edad al primer hijo entre 1978 y 2011", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 9, N° 17, Montevideo, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- (2013), "Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?, ¿polarización?", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 7, N° 12, Montevideo, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- Nathan, M., I. Pardo y W. Cabella (2016), "Diverging patterns of fertility decline in Uruguay", *Demographic Research*, vol. 34, Munich, Max Planck Society.
- Pasteels, I. y D. Mortelmans (2017), "The socioeconomic determinants of repartnering after divorce or separation in Belgium", *Demographic Research*, vol. 36, Munich, Max Planck Society.
- Seltzer, J. A. (1994). Consequences of Marital Dissolution for Children. *Annual Review of Sociology*, 20(1), 235-266. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.20.080194.001315>
- Spijker, J., C. Simó y M. Solsona (2012), "Post first-union repartnering and parenthood patterns in late 20th century Europe", *Papers de Demografia*, N° 399, Barcelona, Universidad Autónoma de Barcelona (UAB).
- Surkyn, J. y R. Lesthaeghe (2004), "Value orientations and the second demographic transition (SDT) in northern, western and southern Europe: an update", *Demographic Research: Special Collection*, N° 3, Munich, Max Planck Society.
- Sweeney, M. (2010), "Remarriage and stepfamilies: strategic sites for family scholarship in the 21st century", *Journal of Marriage and Family*, vol. 72, N° 3, Hoboken, Wiley, junio.
- (1997), "Remarriage of women and men after divorce: the role of socioeconomic prospects", *Journal of Family Issues*, vol. 18, N° 5, Thousand Oaks, SAGE Publications.
- Thomson, E. (2004), "Step-families and childbearing desires in Europe", *Demographic Research: Special Collection*, N° 3, Munich, Max Planck Society.
- Thomson, E. y J. Holland (2016), "Union experience and stability of parental unions in Sweden and Norway", documento presentado en la Reunión Anual de la Asociación Demográfica de los Estados Unidos de América, Washington, D.C., 31 de marzo a 2 de abril.
- Thomson, E. y J. A. Li (2002), "Childbearing intentions and births in stepfamilies", *NSFH Working Paper*, N° 89, Madison, Universidad de Wisconsin.
- Thomson, E. y otros (2012), "Union instability as an engine of fertility? A microsimulation model for France", *Demography*, vol. 49, N° 1, Berlín, Springer, febrero.
- (2002), "Childbearing in stepfamilies: how parity matter", *Dynamics of Fertility and Partnership in Europe: Insights and Lessons from Comparative Research*, E. Klijzing y M. Corijn (eds.), Ginebra, Comisión Económica para Europa/Fondo de Población de las Naciones Unidas (CEPE/UNFPA).
- Toulemon, L. y K. 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?", documento presentado en la Reunión Anual de la Asociación Demográfica de los Estados Unidos de América, Los Angeles, 30 de marzo a 1 de abril.

- Van Bavel, J., M. Jansen y B. Wijckmans (2012), "Has divorce become a pro-natal force in Europe at the turn of the 21st century?", *Population Research and Policy Review*, vol. 31, N° 5, Berlín, Springer, octubre.
- Van de Kaa, D. (1987), "Europe's second demographic transition", *Population Bulletin*, vol. 42, N° 1, Washington, D.C., Population Reference Bureau (PRB), marzo.
- Vanassche, S., M. Corijn y K. Matthijs (2015), "Post-divorce family trajectories of men and women in Flanders", *Demographic Research*, vol. 32, Munich, Max Planck Society.
- Vanassche, S. y otros (2015), "Repartnering and childbearing after divorce: differences according to parental status and custodial arrangements", *Population Research and Policy Review*, vol. 34, N° 5, Nueva York, Springer, octubre.
- Varela, C., A. Fostik y M. Fernández (2012), "Maternidad en la juventud y desigualdad social", *Cuadernos del UNFPA*, vol. 6, N° 6, Montevideo, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Varela, C. y otros (2014), "La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo", *Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay*, vol. 3, Montevideo, Instituto Nacional de Estadística (INE) y otros.
- Vikat, A., E. Thomson y J. Hoem (1999), "Stepfamily fertility in contemporary Sweden: the impact of childbearing before the current union", *Population Studies*, vol. 53, N° 2, Abingdon, Taylor and Francis.
- Vikat, A., E. Thomson y A. Prskawetz (2004), "Childrearing responsibility and stepfamily fertility in Finland and Austria", *European Journal of Population*, vol. 20, N° 1, Berlín, Springer, marzo.
- Wu, Z. y C. Schimmele (2005), "Repartnering after first union disruption", *Journal of Marriage and Family*, vol. 67, N° 1, Hoboken, Wiley, febrero.



## Anexo A1

Cuadro A1.1

### Montevideo: frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias, mujeres, 2008

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1111111111	186	56,36	56,4
1111111112	3	0,91	57,3
1111111113	4	1,21	58,5
1111111122	1	0,30	58,8
1111111133	3	0,91	59,7
1111111135	1	0,30	60,0
1111111155	2	0,61	60,6
1111111222	4	1,21	61,8
1111111333	6	1,82	63,6
1111111335	1	0,30	63,9
1111112222	3	0,91	64,9
1111112224	1	0,30	65,2
1111112244	1	0,30	65,5
1111113333	6	1,82	67,3
1111113555	1	0,30	67,6
1111114444	1	0,30	67,9
1111115555	1	0,30	68,2
1111122222	1	0,30	68,5
1111124444	3	0,91	69,4
1111133333	4	1,21	70,6
1111133555	1	0,30	70,9
1111155555	1	0,30	71,2
1111222222	7	2,12	73,3
1111333333	4	1,21	74,6
1111333355	1	0,30	74,9
1112222222	2	0,61	75,5
1112222244	1	0,30	75,8
1112222444	1	0,30	76,1
1112244444	1	0,30	76,4
1113333333	6	1,82	78,2
1113335555	1	0,30	78,5
1113355555	1	0,30	78,8
1114444444	1	0,30	79,1
1115555555	1	0,30	79,4
1122222222	8	2,42	81,8
1122222444	1	0,3	82,1
1122244444	2	0,61	82,7
1122444444	2	0,61	83,3
1124444444	2	0,61	83,9
1133333333	5	1,52	85,5
1133333555	1	0,30	85,8
1133355555	2	0,61	86,4

Cuadro A1.1 (conclusión)

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1133555555	2	0,61	87,0
1135555555	2	0,61	87,6
1144444444	1	0,30	87,9
1222222222	6	1,82	89,7
1222222224	1	0,30	90,0
1222222244	2	0,61	90,6
1222224444	1	0,30	90,9
1222244444	1	0,30	91,2
1333333333	12	3,64	94,9
1333333335	1	0,30	95,2
1355555555	1	0,30	95,5
1444444444	2	0,61	96,1
1555555555	1	0,30	96,4
2222222222	3	0,91	97,3
2222444444	1	0,30	97,6
3333333333	1	0,30	97,9
3333333555	1	0,30	98,2
3335555555	2	0,61	98,8
3355555555	1	0,30	99,1
3555555555	3	0,91	100,0
Total	330	100	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Cuadro A1.2

**Montevideo: frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias según la presencia de estados conyugales y reproductivos, mujeres, 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	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Cuadro A1.3

**Montevideo: frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias de la trayectoria tipo A, mujeres, 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	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Cuadro A1.4

**Montevideo: frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias de la trayectoria tipo B, mujeres, 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
1222224444	1	2,3	18,6
1222222244	2	4,7	23,3
1222222224	1	2,3	25,6
1222222222	6	14,0	39,5
1144444444	1	2,3	41,9
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
1112244444	1	2,3	81,4
1112222444	1	2,3	83,7

Cuadro A1.4 (conclusión)

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1112222244	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	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Cuadro A1.5

**Montevideo: frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado de las secuencias de la trayectoria tipo C, mujeres, 2008**

Secuencia	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
3555555555	3	5,7	5,7
3355555555	1	1,9	7,6
3335555555	2	3,8	11,3
3333335555	1	1,9	13,2
3333333333	1	1,9	15,1
1555555555	1	1,9	17,0
1355555555	1	1,9	18,9
1333333335	1	1,9	20,8
1333333333	12	22,6	43,4
1135555555	2	3,8	47,2
1133555555	2	3,8	50,9
1133355555	2	3,8	54,7
1133335555	1	1,9	56,6
1133333333	5	9,4	66,0
1115555555	1	1,9	67,9
1113355555	1	1,9	69,8
1113335555	1	1,9	71,7
1113333333	6	11,3	83,0
1111333355	1	1,9	84,9
1111333333	4	7,6	92,5
1111155555	1	1,9	94,3
1111133555	1	1,9	96,2
1111115555	1	1,9	98,1
1111113555	1	1,9	100,0
Total	53	100,0	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Número de observaciones (N)=330.

Cuadro A1.6  
**Montevideo: coeficientes exponenciales de los modelos de regresión multinomial  
sobre los tipos de trayectorias posdisolución de la primera unión  
(categoría de referencia: trayectoria tipo A), mujeres, 2008**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>Tipo B</b>				
Cohorte 1970-1982 (ref.: 1949-1959)	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 en el momento de la primera unión		1,255*** (0,0376)		1,254*** (0,0362)
Edad al disolverse la primera unión		0,717*** (0,0171)		0,714*** (0,0166)
Edad al nacer el 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)
<b>Tipo C</b>				
Cohorte 1970-1982 (ref.: 1949-1959)	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 en el momento de la primera unión		0,968* (0,0142)		1,061*** (0,00987)
Edad al disolverse la primera unión		0,944*** (0,00852)		0,936*** (0,00882)
Edad al nacer el 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	-687 130,5	-497 514,6	-654 658,5	-464 228,4
AIC	1 374 273,0	995 049,1	1 309 333,0	928 480,8
BIC	1 374 308,3	995 108,1	1 309 380,2	928 551,5
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0517	0,313	0,0965	0,359
Número de observaciones (N)	2 690	2 690	2 690	2 690

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Base de datos ponderada y en años-persona. El error estándar aparece entre paréntesis. \* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$ , \*\*\* $p < 0,001$ .

Cuadro A1.7

**Montevideo: promedio de los efectos marginales de los modelos de regresión multinomial sobre los tipos de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia: trayectoria tipo A), mujeres, 2008**

	Tipo A	Tipo B	Tipo C
Cohorte 1970-1982 (ref.: 1949-1959)	-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 en el momento de la primera unión	-0,0156 (0,00150)	0,0162 (0,00210)	-0,000646 (0,00111)
Edad al disolverse la primera unión	0,0214 (0,00104)	-0,0249 (0,00128)	0,00345 (0,000910)
Edad al nacer el primer hijo	0,0172 (0,00126)	0,00646 (0,000636)	-0,0236 (0,00179)

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Base de datos ponderada y en años-persona. El error estándar aparece entre paréntesis.

Cuadro A1.8

**Montevideo: coeficientes exponenciados de los modelos de regresión multinomial sobre los tipos de trayectorias posdisolución de la primera unión (categoría de referencia: trayectoria tipo C), mujeres, 2008**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>Tipo A</b>				
Cohorte 1970-1982 (ref.: 1949-1959)	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 en el momento de la primera unión		1,033* (0,0152)		0,943*** (0,00877)
Edad al disolverse la primera unión		1,059*** (0,00955)		1,068*** (0,0101)
Edad al nacer el 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)
<b>Tipo B</b>				
Cohorte 1970-1982 (ref.: 1949-1959)	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 en el momento de la primera unión		1,297*** (0,0387)		1,182*** (0,0338)
Edad al disolverse la primera unión		0,760*** (0,0177)		0,763*** (0,0171)

Cuadro A1.8 (conclusión)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Edad al nacer el primer hijo			1,188***	1,225***
			(0,0180)	(0,0206)
Constante	0,222***	0,997	0,00596***	0,0681***
	(0,0424)	(0,428)	(0,00225)	(0,0323)
LI	-687 130,5	-497 514,6	-654 658,5	-464 228,4
AIC	1 374 273,0	995 049,1	1 309 333,0	928 480,8
BIC	1 374 308,3	995 108,1	1 309 380,2	928 551,5
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0517	0,313	0,0965	0,359
Número de observaciones (N)	2 690	2 690	2 690	2 690

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Base de datos ponderada y en años-persona. El error estándar aparece entre paréntesis. \* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$ , \*\*\* $p < 0,001$ .

Cuadro A1.9

**Montevideo: coeficientes exponenciados estimados a partir de modelos de regresión multinomial, mujeres, 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 en el momento de la encuesta		0,958 (0,0526)	0,971 (0,0557)
Edad		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	-147 414,2	-140 040,6	-139 466,9
AIC	294 836,3	280 093,2	278 949,8
BIC	294 850,1	280 113,8	278 977,3
Número de observaciones (N)	231	231	231

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Base de datos ponderada. El error estándar aparece entre paréntesis. \* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$ , \*\*\* $p < 0,001$ .

Cuadro A1.10

**Montevideo: coeficientes exponenciados de modelos de regresión de Poisson generalizados sobre el número total de hijos, mujeres, 2008**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Edad en el 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 en el momento de la primera unión		0,0258*** (0,00598)	0,0360*** (0,00636)	0,0799*** (0,00790)	0,0823*** (0,00885)
Nivel educativo medio (ref.: nivel educativo bajo)			-0,228*** (0,0484)	-0,104* (0,0450)	-0,102* (0,0455)
Nivel educativo alto (ref.: nivel educativo bajo)			-0,266*** (0,0478)	-0,00155 (0,0410)	-0,00451 (0,0414)
Tipo de primera unión: unión libre (ref.: matrimonio)				0,0981 (0,0523)	0,103 (0,0539)
Edad al nacer el primer hijo				-0,0732*** (0,00669)	-0,0726*** (0,00660)
Años fértiles en unión: 10 a 19 (ref.: menos de 10)					-0,0579 (0,0607)
Años fértiles en unión: más de 20 (ref.: menos de 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***
LI	-436 753,0	-432 871,3	-428 253,7	-403 917,7	-403 376,2
AIC	873 514,0	865 752,6	856 521,3	807 853,3	806 774,5
BIC	873 532,9	865 776,3	856 554,5	807 896,0	806 826,6
Número de observaciones (N)	844	844	844	844	844

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Base de datos ponderada. El error estándar aparece entre paréntesis. \* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$ , \*\*\* $p < 0,001$ .

Cuadro A1.11

**Montevideo: probabilidades estimadas a partir de los modelos de regresión de Poisson generalizados del número de hijos por tipo de trayectoria posdisolución de la primera unión, mujeres, 2008**

	Número de hijos			
	0	1	2	3 o más
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

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Universidad de la República, Encuesta de Situaciones Familiares (ESF), Montevideo, 2008.

**Nota:** Base de datos ponderada.