

La recomposición de pareja en el Uruguay: un estudio a partir de dos encuestas retrospectivas de la década de 2000

Repartnering in Uruguay: an Analysis from Two Retrospective Surveys

Wanda Cabella

*Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales,
Universidad de la República (Uruguay)*

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar las trayectorias conyugales posruptura femeninas y masculinas con datos retrospectivos a partir de análisis de supervivencia y análisis multivariados. Se pretende responder a las siguientes preguntas: ¿con qué frecuencia y después de cuánto tiempo ocurren las uniones posruptura?; ¿hay diferencias de género en la probabilidad de recomposición?; ¿qué factores inciden sobre la probabilidad de recomponer la vida conyugal?

La edad a la ruptura afecta muy especialmente a la recomposición en ambos sexos: pasados los treinta años decrece en forma sustantiva la probabilidad de volver a unirse. Contraintuitivamente, tener hijos no impone barreras a la formación de nuevas uniones. En consecuencia, los resultados no confirman la idea extendida de que los hijos son un obstáculo para iniciar otro vínculo conyugal. Este hallazgo, en combinación con los efectos positivos sobre la recomposición que ejercen tener orientación religiosa y haberse casado legalmente en la unión anterior, sugiere que, tanto entre los hombres como entre las mujeres, la formación de una nueva unión posruptura se vincula particularmente con orientaciones hacia la vida familiar.

Palabras clave: recomposición conyugal, trayectorias posruptura, nupcialidad, Uruguay.

Abstract

The aim of this paper is to analyze women and men repartnering trajectories after a breakdown. The data come from two retrospective surveys conducted in Uruguay during the 2000 decade. The work aims to contribute to answer the following questions: How often and how long after union dissolution or divorce people enter in a new conjugal relationship? Are there gender differences in the likelihood of repartnering? What factors affect the likelihood of entering a new conjugal relationship?

Results from survival and multivariate analysis show that the age at breakdown especially affects the probability of repartnering both among men and women. Counter-intuitively, having children does not impose barriers to the formation of a new union. Consequently, these results do not confirm the widespread notion that children are an obstacle to starting a new conjugal relationship. The general result of this study suggests that repartnering is associated with family oriented values.

Key words: repartnering, postdivorce trajectories, nuptiality, Uruguay.

Objetivos

El objetivo de este trabajo es analizar las trayectorias conyugales posruptura femeninas y masculinas. En primer lugar, a partir de análisis de supervivencia, se describen los itinerarios conyugales de las personas que experimentaron una ruptura; luego, se examinan los factores que inciden en la recomposición de la pareja empleando técnicas de análisis multivariado.

Este examen pretende contribuir con evidencia empírica en un terreno inexplorado en el país: ¿con qué frecuencia y después de cuánto tiempo las mujeres y los varones vuelven a formar una unión luego de la ruptura?; ¿hay diferencias de género en la probabilidad de recomposición?; ¿cuáles son los factores que inciden sobre la probabilidad de recomponer la vida conyugal?

Las respuestas a estas preguntas son relevantes en el Uruguay ya que, aunque el nivel de divorcio y de separaciones de uniones consensuales es alto, no existe prácticamente información que permita abordar el estudio de la recomposición conyugal posruptura. Las fuentes estadísticas oficiales recogen exclusivamente información relativa al estado conyugal al momento del relevamiento. No es posible saber, a partir de los datos de censos y encuestas de hogares, cuál es el rango de la unión de la población que vive en pareja y cuál ha sido la trayectoria conyugal de las personas que se declaran solteras. Por otro lado, en la medida en que, en el Uruguay, existe una fuerte asociación entre consensualidad y ruptura de la primera unión (Cabella, 2010; Bucheli y Vigna, 2005), es poco probable que el estado de soltería refleje cabalmente la historia conyugal de sectores cada vez más grandes de la población joven. En consecuencia, se espera que el análisis de los itinerarios conyugales posruptura a partir de información retrospectiva contribuya al conocimiento de un área que no ha sido aún estudiada en el país.¹

6

Año 8

Número 14

Enero/

junio 2014

La relevancia del estudio de las uniones posruptura

El aumento de la sucesión de episodios conyugales concita un progresivo interés en el campo de la sociodemografía. En la medida en que las rupturas ocurren a edades cada vez más tempranas, la probabilidad de que las trayectorias conyugales incluyan más de una unión es un componente del curso de vida más frecuente, al punto que se ha acuñado el término “monogamia en serie” para nombrar el fenómeno.

Desde el punto de vista de la demografía, el interés inicial por la recomposición conyugal estuvo centrado en su impacto sobre la fecundidad; sin embargo, a medida que la perspectiva de las trayectorias de vida fue ganando terreno, las propias reconstituciones comenzaron a ser un objeto de estudio más frecuentado en un contexto de creciente

1 El análisis de la recomposición conyugal involucra a las personas divorciadas y separadas de unión consensual. De forma genérica, se usa el término ruptura para referirse a la disolución de los vínculos legales y de hecho. A pesar de que el término divorcio trata de reservarse para las disoluciones de matrimonios, en algunos pasajes aparece como sinónimo de ruptura a efectos de evitar la repetición excesiva de la palabra ruptura.

movilidad conyugal. La recomposición es una de las transiciones que contribuye a crear escenarios cada vez más complejos de las relaciones familiares y del curso de vida individual, generando un creciente interés por la problemática y las particularidades de las familias ensambladas o reconstituidas. Aun así, todavía es poco abundante la reflexión teórica y el trabajo empírico sobre la recomposición de la pareja. En parte, ello se explica por el mayor interés que ha concitado el estudio de la monoparentalidad. Por tratarse de una de las consecuencias más visibles del aumento del divorcio y por su frecuente asociación con las situaciones de pobreza o mayor vulnerabilidad, el grupo de las personas con hijos, en especial mujeres, que están fuera de unión luego de la ruptura ha captado mayor atención que los procesos de recomposición conyugal.

Si bien no es un fenómeno nuevo, sus causas demográficas difieren sustantivamente respecto del pasado, cuando la mortalidad era la fuerza que dominaba el proceso de reconstitución de la pareja. Como apunta el historiador de la familia André Burguière (1998), “[...] la inestabilidad demográfica de ayer fabricaba tantas familias recompuestas como la inestabilidad sentimental de hoy”. Sin embargo, la ruptura como fenómeno que hoy incide casi exclusivamente en la formación de las familias reconstituidas tiene implicaciones demográficas y sociales diferentes que la recomposición por viudez. En primer lugar, porque ocurre con frecuencia cuando los individuos son aún jóvenes y los hijos pequeños; en segundo lugar, porque, a diferencia de la viudez, no supone la desaparición física de uno de los cónyuges. En términos de las relaciones familiares y de la vida cotidiana de los individuos, ello implica, para los hijos, la eventual multiplicación de sus ámbitos de interacción familiar y su circulación por dos hogares y, para los ex cónyuges, el ejercicio y la negociación de la parentalidad en un nuevo contexto (Moxnes, 1992).

En otro orden de cosas, a pesar de que el proceso que conduce a la recomposición tiene elementos en común con el que lleva a la primera unión, la reconstitución tiene implicaciones teóricas diferentes. Sweeney (1995) señala tres aspectos de esa diferencia. En primer lugar, aduce que el hecho de haber pasado por una unión anterior afecta la valoración del matrimonio o la vida conyugal, de tal manera que el deseo de volver a conformar una pareja dependerá en gran medida de la evaluación de la experiencia previa. En segundo lugar, el fenómeno de la recomposición ocurre con mucho menor frecuencia que la primera unión, que suele ser una transición que experimenta casi toda la población. En tercer lugar, dado que la recomposición ocurre en una etapa más tardía del ciclo de vida, las personas tienen mayores recursos económicos, una carrera laboral más consolidada y una trayectoria y/o un proyecto reproductivo más adelantados. En teoría, estos factores contribuirán a que la decisión de entrar en una nueva unión dependa fuertemente de la experiencia reproductiva y laboral pasada.

Otra razón por la cual el análisis de la formación de uniones posruptura es relevante tiene que ver con los efectos económicos de la separación conyugal. En América Latina no hay estudios que permitan comparar la situación previa con las condiciones económicas posteriores a la ruptura, pero existe evidencia que señala la situación de vulnerabilidad económica de los hogares monoparentales en la gran mayoría de los países de la

región (Arriagada, 2004). En los países que cuentan con información longitudinal, en general se concluye que, en el período inmediato al divorcio, la situación económica de las mujeres y los hijos empeora y la de los varones experimenta una mejoría (Bartfeld, 2000; Bartfeld y Meyer, 2003; Bröckel, 2005; Selzer, 1994; Villeneuve-Gokalp, 1994). La situación favorable para los varones se explica por el hecho de que, mientras que se reduce el número de personas a su cargo, sus ingresos no se modifican luego de la separación, a lo que se suma que hay una gran proporción de padres que o bien no transfiere dinero a su ex hogar, o bien transfiere una proporción pequeña de sus ingresos (Sweeney, 1995). Ya sea porque la separación lleva a empeorar las condiciones de un hogar que ya tenía severas restricciones económicas, o porque contribuye a deteriorar el nivel de bienestar de los hogares que estaban en condiciones aceptables o buenas, el balance económico de la ruptura es sistemáticamente desfavorable para las mujeres.

En consecuencia, la reconstitución ha sido vista como una estrategia femenina para superar situaciones de privación o, al menos, como una forma de recomponer economías de escala. De hecho, varios trabajos han demostrado que la formación de la nueva unión contribuye a mejorar la situación de las mujeres luego de una ruptura (Jansen, Mortelmans y Snoeckx, 2009; Graaf y Kalmijn, 2003), y otros encuentran que la reincidencia aumenta las probabilidades de salir de la pobreza y reduce el período de apremios económicos que sigue habitualmente a la separación (Smock, 1990; Sweeney, 1995).

Finalmente, la evidencia recogida en otros países alega que la estabilidad de las segundas uniones es menor que la de las primeras, en parte por las propias características de quienes reinciden y en parte porque la dinámica de las parejas reconstituidas suele ser más conflictiva que los primeros matrimonios, particularmente si existen hijos (Villeneuve-Gokalp, 1994; White, 1990). De esta manera, si bien la conformación de una nueva pareja puede acarrear una mejora sustantiva en las condiciones económicas de las mujeres que terminaron con una unión anterior, la creación de familias más complejas suele también estar asociada a una vida familiar más conflictiva y, en consecuencia, más inestable (Cherlin y Furstenberg, 1991).

Los factores que inciden en la formación de uniones posruptura: una revisión teórica

El trabajo de Graaf y Kalmijn (2003) constituye uno de los esfuerzos más completos por compendiar las distintas posturas teóricas puestas en juego para explicar las razones que conducen a una nueva unión luego de la ruptura. Estos autores resumen la literatura producida en tres argumentos principales:

1) El argumento de la necesidad: las personas buscan conformar una nueva unión basadas en la necesidad de superar las consecuencias negativas de la ruptura, en particular el deterioro de la situación económica y la falta de compañía adulta cotidiana. Cuanto más imperiosa sea la necesidad de superar esta situación, mayores serán las chances de que las personas traten de establecer una nueva unión conyugal.

2) El argumento del *atractivo* en el mercado matrimonial: la probabilidad de entrar en una nueva unión depende de cuán atractivo/a sea el candidato/a según los cánones que circulan en el mercado matrimonial: a mayor atracción, mayor probabilidad de volver a unirse. En el caso del mercado de las “segundas nupcias”, las personas tienen características demográficas que eventualmente juegan en su contra; esto se da en particular en el caso de las mujeres –por ejemplo, una mayor edad y la existencia de hijos de uniones anteriores.

3) El argumento de la oportunidad: las chances de reincidir dependen de las oportunidades de interactuar con potenciales candidatos: cuantos más ámbitos de interacción tenga la persona para conocer individuos del sexo opuesto, mayores serán sus probabilidades de encontrar a alguien que satisfaga sus expectativas. En lo que respecta a las segundas o posteriores uniones, se considera que el funcionamiento del mercado matrimonial es menos efectivo por la etapa de la vida en la que usualmente se encuentran las personas, etapa en la que ya no participan en los circuitos habituales de interacción –en particular, los centros educativos y los locales de esparcimiento nocturno–. En este sentido, también la responsabilidad por el cuidado de los hijos impone restricciones a la intensidad de la interacción social.

Llama la atención la escasa importancia que se ha dado a la voluntad de las personas de volver a vivir en pareja. En la revisión realizada, no se encontraron trabajos que involucren variables que busquen medir el deseo de los separados y divorciados de conformar una nueva unión. Con mucha frecuencia, se da por sentado que las personas están interesadas en volver a vivir en pareja, por lo que su probabilidad de reincidir refleja su mayor o menor efectividad para cumplir esta meta. Este tipo de visión se aplica particularmente para interpretar la mayor probabilidad de recomposición que se suele observar entre los varones, mientras que se tienen menos en cuenta los efectos de la evaluación de la unión anterior, las actitudes de género y las contradicciones en los beneficios de la vida conyugal para varones y mujeres (Lampard y Peggs, 1999).

Son escasos los trabajos que estudian el proceso de recomposición a partir de encuestas orientadas específicamente a recoger información referente a los ámbitos de interacción de las personas, y menos aún a relevar datos sobre los lugares de encuentro de los cónyuges que se presentan al “mercado de las segundas nupcias”. Respecto del atractivo, tampoco se encontraron trabajos que recojan directamente de los informantes datos sobre las cualidades que hacen que los potenciales candidatos sean mejor evaluados que otros. En su mayoría, los trabajos empíricos revisados giran en torno al argumento de la necesidad y, dado que la investigación sobre el comportamiento masculino posruptura ha recibido menor atención que el de las mujeres, la teoría de la independencia económica femenina domina el análisis de la recomposición conyugal.

Los estudios empíricos han identificado una serie de variables asociadas a la formación de uniones posruptura y distintas posibles explicaciones sobre el sentido de la causalidad observada. Como se señaló respecto de los determinantes de la ruptura, se trata más bien de explicaciones puntuales, en general muy escasamente articuladas con

esquemas teóricos más amplios. En los párrafos que siguen se presenta una reseña de los hallazgos y explicaciones propuestas en la bibliografía revisada sobre la recomposición conyugal. El análisis se organiza en función de tres conjuntos de variables: variables demográficas y de curso de vida, variables socioeconómicas y variables actitudinales.

Factores demográficos y de curso de vida

La edad a la ruptura

La edad a la ruptura es el factor demográfico que presenta mayor consistencia: sin excepciones, los trabajos demuestran que cuanto más tarde ocurre la ruptura más baja es la probabilidad de que las personas entren en una nueva unión (Bracke y Schoors, 2013; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Wu y Schimmele, 2005; Sweeney, 1995).

La relación entre edad al término de la unión y reconstitución es la misma para ambos sexos, pero suele observarse que la tasa de recomposición entre los varones depende en mucho menor medida de su edad y de su trayectoria reproductiva que en el caso de las mujeres (Shiono y Sandham Quinn, 1994).

La experiencia reproductiva

El efecto de tener hijos ha recibido considerable atención en el análisis de los determinantes de la recomposición. Los resultados son variados, pero, en general, se encuentra que se asocia negativamente con la recomposición entre las mujeres y no tiene efectos sobre la recomposición masculina (Graaf y Kalmijn, 2003).

Sin embargo, la evidencia no es unánime, y el tipo de información disponible (retrospectiva o de panel) y las variables utilizadas contribuyen a introducir grandes matices: mientras que algunos estudios encuentran que la presencia y el número de hijos, en particular si son pequeños, ejercen efectos negativos (Bernhardt, 2000; Lampard y Peggs, 1999), otros, o bien no detectan una relación estadística entre experiencia reproductiva y recomposición, o bien muestran que las mujeres con niños tienen mayores chances de volver a formar una unión (Schmiege, Richards y Zvonkovic, 2001; Koo, Suchindra y Griffith, 1984).

Cuando se verifica una relación negativa, suele explicarse por la mayor demanda de tiempo y atención que imponen los niños sobre la vida de los adultos, lo que tendría por consecuencia la reducción de la interacción social y, por tanto, menores chances de encontrar un cónyuge adecuado. Asimismo, las mujeres con hijos pueden resultar menos atractivas para los varones, en la medida en que deben competir por tiempo y atención con aquellos. Finalmente, se sostiene que, en la evaluación de los potenciales conflictos que implica la introducción de una nueva figura masculina en el núcleo, las mujeres optan por proteger la relación con sus hijos, los que, por su parte, constituyen una fuente de satisfacción afectiva estable y segura.

Por otro lado, se señala que las mujeres sin hijos son más activas en la búsqueda de un nuevo compañero, justamente porque desean crear un ámbito conyugal en el cual dar comienzo a su vida reproductiva (Lampard y Peggs, 1999). Este mismo tipo

de explicación se aduce cuando se comprueba que las mujeres con un solo hijo tienen mayores chances de reconstituir una unión, en el sentido de que pueden querer aumentar su fecundidad en el contexto de una pareja corresidente.

En los estudios en que se encuentra que las mujeres con más hijos o con hijos en edad escolar tienen mayor probabilidad de recomponer, se argumenta que el incentivo para buscar un nuevo cónyuge es mayor entre las mujeres con hijos pequeños en la medida en que la formación de un nuevo hogar implica mayor seguridad económica y restituye la presencia masculina en la familia. Asimismo, las mujeres con hijos en edad escolar pueden sentir mayor necesidad de un compañero que colabore en la crianza de los niños (Koo, Suchindra y Griffith, 1984).

Factores socioeconómicos

El nivel educativo

La educación como predictor de la recomposición arroja resultados diversos con mayor frecuencia que los factores demográficos reseñados anteriormente. Mientras que varios trabajos reportan que las mujeres con mayor nivel educativo son menos propensas a entrar en unión, otros muestran que la educación no tiene efectos significativos sobre la probabilidad de formar una nueva pareja (Graaf y Kalmijn, 2003; Smock, 1990; Sweeney, 1995). Cuando la educación es incorporada en los modelos como *proxy* de nivel de ingresos, la menor propensión de las mujeres más educadas a formar nuevas uniones se interpreta como expresión de su capacidad de lograr autonomía económica luego de la ruptura.

En el caso de los varones, la mayoría de los trabajos no encuentra diferencias en la probabilidad de recomponer en función del nivel educativo. Y, cuando la relación es significativa, se advierte que los hombres con mayor nivel educativo tienen menores chances de volver a formar una unión. Ello suele explicarse por una menor dependencia doméstica de los varones más educados, a su vez influenciada por orientaciones más individualistas y modernas (Bernhardt, 2000).

La condición laboral

En la medida en que la recomposición es vista con frecuencia como una estrategia para afrontar las dificultades económicas que acarrea la ruptura, esta dimensión es invariablemente considerada en los modelos de explicación de la formación de nuevas parejas.

En lo que respecta al papel del trabajo sobre las chances femeninas de entrar en una nueva unión, la teoría de la independencia económica constituye el esquema explicativo más utilizado en los estudios sobre el tema. Desde esta perspectiva, se plantea que cuanto más consolidada es la posición de la mujer en el mercado de trabajo y cuanto mejores son sus ingresos, menores son sus probabilidades de recomponer su vida conyugal luego de la ruptura. El argumento es que las mujeres con mejores condiciones económicas no necesitan de los ingresos de una nueva pareja. Otros autores, basados en la conocida argumentación de Oppenheimer (1994) para explicar el rezago en la edad a la primera unión entre

las mujeres más educadas y con ocupaciones más prestigiosas, sostienen que las mujeres con mejores desempeños socioeconómicos tienen mayores chances de recomponer pero están en condiciones de tomarse más tiempo para elegir un nuevo cónyuge; es decir, por un lado, serían altamente atractivas en términos de sus recursos, pero, por otro, no estarían urgidas por su situación económica (Bernhardt, 2000; Sweeney, 1995). Además, estar insertas en el mercado de trabajo contribuye a ampliar sus oportunidades de interacción social.

Con respecto al comportamiento conyugal de los varones luego de la ruptura, aquellos activos y con buenos trabajos –y, por ende, con mayores recursos económicos– están en mejores condiciones para encontrar una nueva pareja (Bracke y Schoors, 2013; Skew, Evans y Gray, 2009; Jansen, Mortelmans y Snoeckx, 2009; Graaf y Kalmijn, 2003; Stewart, Manning *et al.*, 2003). Al igual que entre las mujeres, esta relación se potencia con el hecho de que el trabajo es un ámbito para conocer potenciales cónyuges. En hipótesis, cabría esperar que los varones con mayor nivel educativo e insertos en el mercado de trabajo tendrían más oportunidades de entrar en una unión posruptura. En general, los estudios sobre la recomposición masculina confirman esta relación, aunque algunos encuentran también la relación inversa (Graaf y Kalmijn, 2003). Cuando se constata que los hombres con mejores desempeños sociolaborales reconstituyen uniones con menor frecuencia, se argumenta que los hombres más educados suelen tener valores más individualistas y, a la vez, ser menos dependientes domésticamente, ya sea porque su vida conyugal no estuvo caracterizada por una rígida división de roles, o porque tienen capacidad económica para contratar servicio doméstico en el mercado (Graaf y Kalmijn, 2003; Bernhardt, 2000).

Las fuentes de información: dos encuestas biográficas de la década de 2000

En este apartado se presentan las principales características de las encuestas utilizadas para realizar el trabajo empírico.

La encuesta *Reproducción biológica y social de la población uruguaya: una aproximación desde la perspectiva de género y generaciones (EGG)* fue realizada en varios departamentos del país durante los meses de octubre de 2004 a enero de 2005 a una muestra de hogares que tenía al menos una persona entre 15 y 79 años de edad. La muestra incluyó centros poblados de 5,000 habitantes y más. Además de los módulos básicos comunes, constó de dos formularios centrales diferentes: uno fue aplicado a la población entre 15 y 59 años de edad (Formulario A); el otro se aplicó a la población que tenía entre 60 y 79 años (Formulario B). En total se levantaron 6,500 encuestas; 4,859 personas respondieron el formulario correspondiente a la población menor de 60 años. En este formulario se incluyó un módulo orientado a relevar las historias conyugales de varones y mujeres. En este trabajo se utilizará exclusivamente la información del formulario aplicado a las personas entre 15 y 59 años de edad. Se seleccionó solo una persona por hogar en ese tramo de edad, por lo que las historias conyugales no incluyeron parejas corresidentes.

Con respecto a la distribución por sexo, el número de varones encuestados entre 25 y 54 años es 1,046 y el número de mujeres alcanza a 2,132. En términos porcentuales, los varones representan el 32.9% del total de personas encuestadas en ese grupo de edad y las mujeres el 67.1% restante. Aplicando los ponderadores de la EGG., el número de varones comprendidos en esas edades es 1,372 y el de mujeres 1,572.²

La encuesta *Situaciones familiares y desempeños sociales de las mujeres (ESF)* fue conducida en 2001 y relevó información de 1,806 mujeres residentes en la capital y la zona metropolitana en edades comprendidas entre 25 y 54 años.

Si bien el análisis se basa mayormente en la encuesta EGG, se incluyeron algunos datos de la encuesta ESF. Las dos encuestas recogieron información sobre las historias conyugales utilizando formatos de entrevista muy similares. En ambos instrumentos se recolectaron los datos de la pareja actual y los correspondientes a las tres parejas anteriores con las que hubo convivencia mayor a seis meses de duración.

El análisis se concentra en el estudio del proceso de recomposición luego de la *última ruptura* declarada en la historia conyugal. Cabe destacar que, dado que las uniones de tercer rango son un fenómeno muy marginal, la última unión declarada por aquellos que se separaron alguna vez coincide para una importante mayoría con la primera unión. Así, la unión precedente fue el primer episodio conyugal para el 78.5% de las mujeres y para el 72.8% de los varones. En total, 362 varones y 412 mujeres mayores de 24 años experimentaron la ruptura de su última unión. Salvo que se indique lo contrario, en el análisis que sigue se incluirá solamente a aquellos individuos cuya fecha de separación haya ocurrido por lo menos tres años antes a la fecha de realización de la encuesta. La recomposición se define, entonces, como la probabilidad de que un/a encuestado/a de 25 a 59 años esté en una nueva unión, dado que transcurrieron al menos tres años luego de su última ruptura. Tomando en cuenta esta restricción, el número de varones expuesto al riesgo de conformar una nueva unión es de 291 y el de mujeres es de 330.

La frecuencia de la recomposición posruptura según el sexo y otras características sociodemográficas

Más de la mitad de los encuestados volvió a conformar una unión luego de transcurridos tres años a partir del momento de la ruptura: 64% de los varones y 56% de las mujeres que experimentaron la disolución de su último episodio de convivencia. El primer resultado que cabe destacar es que la probabilidad de recomenzar la vida conyugal es relativamente similar entre varones y mujeres; si bien es mayor la proporción de varones que recompu-so, la diferencia con respecto a las mujeres es bastante modesta, alcanzando a los 8 puntos porcentuales (Cuadro 1). La moderada diferencia registrada en la probabilidad de recompo-sición es, a primera vista, contraintuitiva si se consideran las cifras que se manejan

2 Para una descripción más detallada de ambas encuestas y una revisión de los formularios, véase Cabella, 2008.

habitualmente sobre la base de información de corte transversal. A partir de este tipo de información, se reporta sistemáticamente una presencia femenina mucho mayor en la distribución por sexo de la población separada y divorciada. La aparente contradicción entre los datos de corte transversal y los biográficos debe buscarse en la mayor duración de los episodios posconyugales entre las mujeres que entre los varones; esto determina que, en la visión fotográfica, la proporción de mujeres divorciadas o separadas sea desproporcionadamente mayor que la de los varones. La duración de la separación según sexo será tratada con mayor detenimiento cuando se presenten los resultados del análisis de supervivencia.

Cabe preguntarse en qué medida la ausencia de vínculos conyugales implica también la ausencia de lazos amorosos. Los datos del Cuadro 2 amplían la información sobre la gama de posibilidades de vinculación posruptura, incluyéndose las relaciones estables de pareja que no implican coresidencia.

Puede observarse que no existen diferencias entre varones y mujeres respecto de la probabilidad de mantener vínculos no conyugales: en ambos casos es escasa la proporción de personas que mantiene una relación estable sin convivencia, superando apenas el 10% de las personas separadas. La segunda categoría en importancia, luego de una nueva

Cuadro 1
Recomposición de la última unión según sexo (en porcentajes). Uruguay. Año 2004

Recomposición	Sexo		Total
	Varones	Mujeres	
No	36.1	43.9	52.6
Sí	63.9	56.1	47.4
N	291	330	621
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

Cuadro 2
Disolución de la última unión según tipo de vínculo actual y sexo (en porcentajes). Uruguay. Año 2004

Tipo de vínculo	Sexo		Total
	Varones	Mujeres	
Legal	37.5	27.1	32.0
Consensual	26.0	29.0	27.6
Vínculo no conyugal	10.9	11.6	11.3
Sin vínculo	25.6	32.3	29.2
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

unión conyugal, es aquella que refleja la inexistencia de pareja: la cuarta parte de los varones divorciados y casi un tercio de las mujeres declararon no tener vínculos de cualquier naturaleza al momento de la encuesta. De acuerdo con estos resultados, el patrón de relacionamiento posruptura se polariza entre la opción por una nueva experiencia conyugal y la ausencia de vínculos estables; entre estos dos extremos, existe poco lugar para la conformación de vínculos sin coresidencia. En definitiva, las relaciones LAT³ no constituyen una opción atractiva, o viable, entre las personas que entran en la fase del posdivorcio.

Los datos de la EGG confirman la mayor propensión a la consensualidad en las uniones de segundo u otro rango: entre las mujeres que han iniciado un nuevo episodio conyugal, la proporción que optó por una unión de hecho alcanza al 52%, y entre los varones llega al 41%, mientras que la tasa de consensualidad de la primera unión es de 30.2% y 36.7%, respectivamente. Un patrón similar se encuentra entre las mujeres encuestadas en la ESF (Bucheli *et al.*, 2002); y también otros estudios han destacado que una de las causas del aumento de la consensualidad en el Uruguay es la mayor propensión a no legalizar el vínculo entre las parejas que recomponen su vida conyugal (Filgueira y Peri, 1993; Filgueira, 1996). Cabe señalar que esa fuerte propensión a uniones posruptura de tipo consensual ha sido sistemáticamente reportada en los análisis de reconstitución de pareja en otros países (Festy, 1991; Graaf y Kalmijn, 2003; Kiernan, 2001; Street y Santillan, 2005; Sweeney, 1995). Esta tendencia suele ser interpretada como una señal que reafirma la depreciación del matrimonio como institución reguladora de los vínculos conyugales. En este sentido, el aumento del divorcio, en conjunción con la disminución del interés por legalizar las segundas o ulteriores uniones, abona la interpretación cultural de la fragilización de dicha institución (Graaf y Kalmijn, 2003; Kiernan, 2001).

En lo que respecta a la mayor incidencia de la consensualidad entre las mujeres reinicidentes respecto de los varones, en parte puede ser explicada por el hecho de que los varones tienden a reincidir con mujeres más jóvenes, unidas por primera vez y, quizás por ello, más proclives a buscar la legalización de la unión. El hecho de que una proporción menor de mujeres inició consensualmente su primer episodio conyugal parece sustentar esta hipótesis. Otra vía de explicación quizás resulte de una peor evaluación de la experiencia matrimonial entre las mujeres. En el estudio conducido por Villeneuve-Gokalp (1994), mientras que las opiniones acerca de las beneficios y desventajas del matrimonio eran muy similares entre los varones y mujeres que estaban en una primera unión, las diferencias de género en la visión del matrimonio se acentuaban entre las personas que experimentaron una ruptura, siendo particularmente negativas en el sector femenino. Con mucha mayor frecuencia, las mujeres que habían disuelto su primera pareja consideraban que los lazos matrimoniales tenían un fuerte componente opresivo.

3 El término LAT hace referencia a la expresión anglosajona Living Apart Together, una forma de relacionamiento usual en los países de Europa Occidental entre las personas separadas y crecientemente importante entre las nuevas generaciones.

La duración de la separación: un análisis de supervivencia

¿Cuánto tiempo después de la ruptura ocurre la recomposición? Los “tiempos de espera”, ¿difieren entre varones y mujeres? El hecho de tener hijos de uniones anteriores, ¿dilata la duración de la separación?

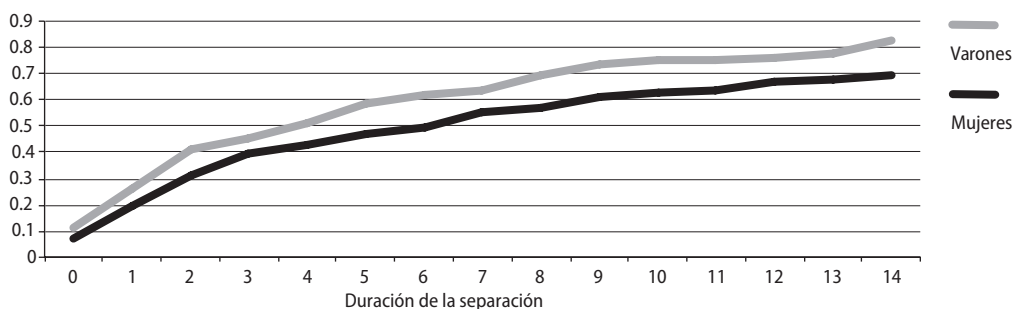
En este apartado se pretende responder a estas preguntas recurriendo al uso de tablas de vida. En este caso, la variable tiempo es la duración de la separación (medida en años), cuyo punto inicial es el año en que termina la convivencia a causa de divorcio o separación; a partir de ese año, se considera que los individuos están expuestos al riesgo de contraer una nueva unión. El evento terminal o “falla” es la ocurrencia de la recomposición, y los casos censurados son aquellos en que no se observa la ocurrencia de la recomposición a cada unidad de tiempo considerada. La medida empleada para realizar el análisis será la probabilidad acumulada de permanecer fuera de unión al final de cada intervalo de tiempo. Esta medida expresa la probabilidad de que un individuo no haya experimentado el evento terminal, en este caso la recomposición, antes de una fecha determinada. Se utilizará el complemento de esta probabilidad, para facilitar la comunicación de los resultados.⁴

El Gráfico 1 revela que, en los cuatro primeros años siguientes a la separación, el 45% de los varones y el 40% de las mujeres habían vuelto a conformar una unión. A los seis años, la probabilidad de haber reincidido alcanza al 62% de los varones y al 50% de las mujeres.

16

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

Gráfico 1
Probabilidades acumuladas de recomposición conyugal según duración de la separación y sexo.*
Uruguay. Año 2004



*De acuerdo con los resultados del test de Wilcoxon, las diferencias entre estratos (varones y mujeres) son significativas con 99% de confianza.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

4 Si se utilizase la probabilidad acumulada de supervivencia, que es el estimador que arroja el *software*, sería necesario referirse a la probabilidad de sobrevivir en el estado separado o la probabilidad de no haber recompuesto la unión al inicio de cada intervalo.

En términos generales, el ritmo de la recomposición es alto en los primeros años subsecuentes a la ruptura y tiende a disminuir pasado el primer lustro. Este patrón es particularmente notorio entre las mujeres, quienes reducen sensiblemente sus chances de volver a formar pareja luego de transcurridos cuatro años desde su última ruptura conyugal. A partir de los cinco años de separación, si bien para ambos sexos es menor la probabilidad de recomponer, a cada año que pasa, las chances de los varones son mayores que las femeninas, lo que determina que la brecha por sexo se agrande en este punto y continúe incambiada hasta el final del período de observación.

En síntesis, puede decirse que, si bien los patrones y el nivel de la recomposición no presentan diferencias muy marcadas según el sexo de los individuos, las probabilidades de entrar en una unión posruptura son mayores para los varones, lo que se explica por un proceso más rápido de recomposición luego del divorcio y por sus mayores chances de reconstituir a duraciones más largas de la separación.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de las tablas de vida considerando distintos estratos de tres variables sociodemográficas seleccionadas: la edad a la ruptura, la experiencia reproductiva y la educación.

La probabilidad de vivir nuevamente en pareja es casi absoluta cuando la ruptura de la unión anterior sucedió durante la veintena: a los quince años de ocurrida la ruptura, el 91% de los varones y el 79% de las mujeres volvieron a conformar una unión; la inmensa mayoría de estas uniones tuvo lugar antes de transcurridos seis años del fin de la última unión. En el grupo siguiente, que incluye a aquellos que disolvieron su último vínculo cuando estaban en la treintena, la probabilidad de recomposición experimenta una fuerte reducción y los tiempos de espera son mayores, pero, al cabo de ocho años la mitad de las mujeres y el 59% de los varones habían vuelto a formar un núcleo conyugal. Pasados los cuarenta años de edad, las recomposiciones se vuelven eventos más raros, particularmente entre las mujeres. Por su parte, en los otros dos estratos de edad a la ruptura, las diferencias por sexo en la probabilidad de reconstitución se mantienen relativamente constantes en 10 puntos porcentuales a favor de los varones; si la ruptura ocurrió a los cuarenta o más años, la chance de recomponer es desproporcionadamente mayor para la población masculina. Si bien los varones de este grupo reinciden con mucho menor frecuencia que los de grupos inferiores, en los tres años posteriores a la ruptura, la probabilidad de recomposición masculina llega al 24%, alcanzando al 41% antes de que se cumplan los seis años. Entre las mujeres, transcurridos ocho años a partir de la fecha de ruptura, solo el 20% había reconstituido una relación de pareja.

Este hallazgo está en línea con los resultados de investigaciones realizadas también a partir de encuestas biográficas, las que señalan la edad a la ruptura como una de las condicionantes demográficas más relevantes de la reconstitución de pareja.

En principio, cabría suponer que la menor frecuencia de recomposición de las mujeres maduras puede estar en conexión con las responsabilidades maternas, ya que entre esas edades la mayoría ya ha tenido hijos. Como señala Villeneuve-Gokalp (1994), el pasado conyugal deja a las mujeres una doble herencia que las desfavorece en el mercado

matrimonial: una mayor edad y la responsabilidad cotidiana del cuidado de los hijos, que limita sus deseos y posibilidades de volver a vivir en pareja. A la inversa, para los varones estos dos factores no son particularmente limitantes en la búsqueda de una nueva pareja. Por un lado, es muy escaso el número de hombres que coresiden con sus hijos una vez disuelta la unión, y, por otro, su edad no constituye una desventaja en el mercado matrimonial. Mientras que la valoración social de la edad determina que las mujeres busquen potenciales cónyuges entre los varones de igual o mayor edad, para ellos el rango de elegibles involucra un abanico de edades considerablemente mayor (Bozon, 1990).

Cuadro 3
Probabilidades acumuladas de recomposición de la última unión según sexo y características seleccionadas (tablas de vida). Uruguay. Año 2004

Duración (en años)	Varones			Mujeres				
	Edad a la ruptura							
	Hasta 30	31-39	40+	Hasta 30	31-39	40+		
0	0.48	0.37	0.24	0.40	0.22	0.15		
3	0.67	0.46	0.41	0.57	0.39	0.17		
6	0.77	0.59		0.67	0.51	0.20		
9	0.84	0.59		0.74	0.55			
12	0.91			0.79				
p	0.000			0.000				
	Hijos de uniones anteriores							
	No		Sí		No		Sí	
0	0.39		0.37		0.27		0.32	
3	0.56		0.55		0.48		0.47	
6	0.68		0.66		0.61		0.55	
9	0.77		0.72		0.68		0.62	
12	0.77		0.79		0.69		0.68	
p	0.190				0.079			
	Nivel educativo							
	0-8	9-12	13+	0-8	9-12	13+		
0	0.42	0.43	0.33	0.34	0.27	0.29		
3	0.55	0.61	0.55	0.45	0.46	0.50		
6	0.67	0.68	0.67	0.51	0.62	0.57		
9	0.70	0.83		0.59	0.67	0.64		
12	0.80	0.86		0.71				
p*	0.001			0.209				

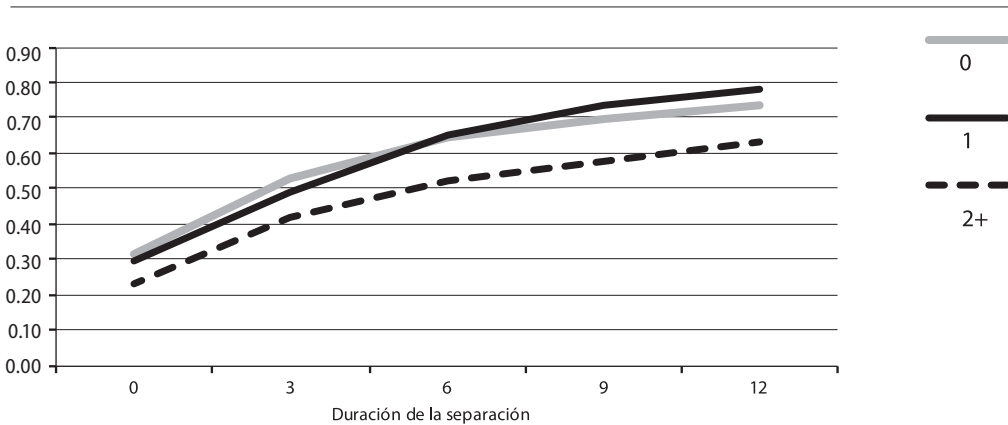
* El valor de p corresponde a los resultados del test de Wilcoxon intraestratos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

El análisis de supervivencia muestra que entre los varones no existen diferencias significativas en la recomposición en función de su *pasado reproductivo*. Las chances de reconstituir a igual duración son casi idénticas entre la población masculina hayan tenido hijos o no (Cuadro 3). Por el contrario, el test de Wilcoxon indica que sí existen diferencias en la distribución de supervivencia femenina en función de la presencia de hijos, aunque el nivel de significación es bajo (10%) y el signo es inesperado. De acuerdo con este análisis, las mujeres que fueron madres tienen chances de recomponer más rápidamente su unión que aquellas que no habían tenido hijos previamente a la ruptura de su última unión.⁵ El hecho de tener hijos al momento de la ruptura no incide sobre la probabilidad de recomposición; sorprendentemente, esta toma casi el mismo valor tanto si la mujer tuvo hijos como si no los tuvo. En los varones ocurre un fenómeno similar, pero en este caso no resulta inesperado, dada la escasa proporción que convive con sus hijos luego de la ruptura. Cabe destacar que en la ESF se encuentra el mismo patrón: la tasa de recomposición de las mujeres que tuvieron al menos un hijo es del 51.1% y la de quienes no fueron madres es del 52.7 por ciento.

A fin de determinar si el *número de hijos* más que la condición de ser madre afecta el calendario de la recomposición entre las mujeres, se elaboró una tabla de vida a partir de los datos de la ESF. En el Gráfico 2 se presentan los resultados de esta estimación considerando tres estratos: mujeres sin hijos, mujeres que tuvieron un solo hijo y mujeres que tuvieron dos o más hijos.

Gráfico 2
Probabilidad acumulada de recomposición según número de hijos tenidos en uniones anteriores.
Montevideo. Año 2001



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ESF.

La comparación conjunta de los tres estratos resultó significativa al 95%; sin embargo, no se encontraron diferencias en la distribución de supervivencia de las mujeres que

5 Tampoco se encontraron diferencias significativas en la ESF considerando una variable binaria que discriminaba entre madres y no madres.

no tuvieron hijos y las que tuvieron un solo hijo. La función de supervivencia es prácticamente la misma en estos dos estratos, hecho que evidencia que las mujeres con un solo hijo vuelven a conformar pareja prácticamente con la misma velocidad que las mujeres que no tienen hijos. A diferencia de estos dos grupos, los tiempos de supervivencia en el estado separada o divorciada son mayores entre las mujeres que alcanzaron parideces de orden dos o superiores. Así, mientras que entre las mujeres sin hijos la mediana de supervivencia se alcanza a los 5.6 años a partir de la fecha de ruptura, entre las que tuvieron un hijo este valor es 6.3 y 8.6 años entre las mujeres que tuvieron dos o más hijos.⁶ Cabe destacar que, aun cuando les llevó más tiempo, al cabo de ocho años de separación, más de la mitad de las mujeres con dos o más hijos había recomenzado su vida conyugal.

Finalmente, los resultados relativos al *nivel educativo* muestran que entre los varones hay diferencias en las distribuciones de supervivencia en función de su educación, mientras que entre las mujeres las diferencias no son significativas.

Si se compara el patrón temporal de recomposición entre los varones, puede observarse que aquellos con mayor educación tardan más en reconstituir que los que acumularon menos años de estudio; sin embargo, antes de alcanzar los nueve años de separación, la proporción acumulada de recomposiciones en cada estrato educativo es muy similar. A partir de esta duración, no se registran más eventos terminales entre los varones que tienen 13 y más años de estudio.

En el apartado siguiente se buscará determinar los efectos de cada una de estas variables controlando el efecto de otras variables intervinientes.

Los factores que afectan la recomposición entre los varones y las mujeres: un análisis multivariado a partir de la encuesta EGG

Se presentan aquí los resultados del análisis multivariado de la probabilidad de recomposición entre los varones y mujeres uruguayas. El análisis busca determinar el efecto de un conjunto de variables sobre la probabilidad de volver a entrar en unión, dado que la unión anterior fue disuelta, usando modelos *probit*. La muestra incluye la población femenina y masculina mayor de 24 años que experimentó la ruptura de su último episodio conyugal antes de 2002. Puesto que la duración de la ruptura está controlada, las estimaciones no se restringen a las personas que se separaron al menos tres años antes de cada encuesta. Si bien no se distingue el rango de la unión que fue disuelta, debe recordarse que la unión precedente a la ruptura fue el primer episodio conyugal para el 78.5% de las mujeres y para el 72.8% de los varones

6 Las diferencias son significativas en la comparación conjunta y en la comparación por pares de estratos, mostrando que también las mujeres que tienen un hijo recomponen con mayor rapidez que las que tienen dos o más.

Fueron incluidas en el modelo variables relativas a las características demográficas y de curso de vida y variables que dieran cuenta de su estatus socioeconómico y de las actitudes. En el Cuadro 4 se presentan las medias muestrales y la desviación estándar (entre paréntesis) de las variables independientes consideradas en el modelo.

Cuadro 4
Medias muestrales de las variables independientes, según sexo.* Uruguay. Año 2004

Variable	Mujeres	Varones
Edad a la ruptura	30.4 (9.3)	32.2 (9.6)
Duración de la separación	5.5 (5.9)	4.5 (4.8)
Casados en unión anterior (tipo de vínculo)	0.54	0.46
Hijos de parejas anteriores	0.74	0.53
Años de estudio		
0-8	0.45	0.47
9-12	0.38	0.33
13+	0.17	0.20
Nunca trabajó	0.05	
Trabaja	--	0.85
Pensión	--	0.25**
Religión	0.57	0.45
N	412	362

*Personas mayores de 24 años que experimentaron la ruptura de la última unión.

** Nótese que este valor corresponde al total de hombres que experimentaron la ruptura de su unión anterior; si se considera solo a los que tuvieron hijos, el valor de los que transfieren pensión alimenticia aumenta al 41 por ciento.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

Las variables incluidas están definidas de la siguiente manera:

- a) La *edad a la ruptura* es una variable continua.
- b) La *duración de la separación* se incluye como variable de control. Dada su estrecha conexión con la edad a la ruptura y con la edad biológica, esta variable recoge los efectos de la generación. En otros modelos se incluyó una especificación que incluía el logaritmo de la duración y la edad a la ruptura, pero, puesto que no mejoró la interacción de estas variables, se optó por dejar la edad a la ruptura y la duración de la separación.
- c) *Hijos de uniones anteriores* es una variable binaria que toma el valor uno si la persona finalizó su último episodio conyugal sin haber tenido hijos.
- d) *Años de educación*: la variable se estratifica en tres estratos según los años de educación culminados: 0 a 8, 9 a 12, y 13 y +. La variable omitida es la categoría 0 a 8 años de educación. El sistema educativo uruguayo se organiza en torno a seis años de

educación primaria y seis años de educación secundaria, que comprende tres años de ciclo básico y tres años de bachillerato. Para ingresar a la universidad o a la formación superior (por ejemplo, profesorado o magisterio), se requiere completar doce años de educación formal.

e) A fin de tomar en cuenta los efectos de la *inserción laboral*, el modelo estimado para las mujeres incluye una variable que determina si la mujer estuvo alguna vez inserta en el mercado laboral y que adquiere el valor uno si efectivamente nunca trabajó fuera del hogar. En el modelo que predice la probabilidad de recomposición masculina, se incluye una variable que determina si el encuestado estaba ocupado la semana anterior a la encuesta. A pesar de que la misma no está medida en el momento anterior a la recomposición, se consideró relevante incluir algún indicador relativo a la inserción laboral masculina. Como los resultados no diferían incluyendo actividad u ocupación, se optó por incluir esta última.

f) *Pensión* se incluye solamente en el modelo masculino. Es una variable binaria que da cuenta de si el encuestado está o no realizando una transferencia monetaria hacia el o los hogares donde viven sus hijos de uniones anteriores, en caso de que los haya. Esta variable, si bien no aplica a todos los varones, se incluye para recoger los efectos de una actitud más o menos responsable y comprometida hacia los hijos de uniones anteriores.

g) Finalmente *religión* es la única variable que intenta recoger los efectos de las actitudes de los encuestados frente a la vida familiar. Es una variable binaria que toma el valor cero si la persona no tiene ningún tipo de afiliación religiosa y el valor uno si declara pertenecer a una religión, concurra o no a los servicios religiosos. En el total de la población encuestada, el 78% de quienes declaran tener una creencia religiosa pertenece a la fe católica. En hipótesis, la mayor religiosidad puede ser entendida como el reflejo de actitudes más tradicionales hacia la familia.

La estimación realizada para las mujeres revela que el hecho de ser madres no tiene consecuencias sobre la probabilidad de recomponer; si bien el signo es positivo, el efecto no es significativo. Este resultado difiere de la mayoría de los estudios que abordan la frecuencia de la recomposición conyugal, en los que suele encontrarse que la existencia de hijos de uniones previas se asocia con una menor frecuencia de dicha recomposición. En el meta análisis realizado por Graaf y Kalmijn (2003) sobre los determinantes de la recomposición en los países desarrollados, el haber comenzado la vida reproductiva en uniones anteriores tiene, en la mayoría de los estudios considerados, efectos negativos sobre la tasa de reconstitución. En el caso del Uruguay, los resultados parecen estar más en línea con los trabajos reseñados en la revisión teórica que encuentran que las mujeres con hijos, y en especial las que tienen un solo hijo y de corta edad, buscan recomponer un núcleo conyugal.

La educación tampoco resulta significativa para distinguir las chances de recomposición entre las mujeres del nivel intermedio respecto de las menos educadas, pero revela que la mujeres con estudios superiores tienen mayor probabilidad de conformar una unión posruptura en comparación con las que no superaron el ciclo básico de la

Cuadro 5
Determinantes de la recomposición de la última unión, por sexo (modelo *probit*).
Uruguay. Año 2004

Variable	Mujeres			Varones		
	Coefficiente	Significación	Efecto marginal	Coefficiente	Significación	Efecto marginal
Edad a la ruptura	-0.107	0.000	-0.042	-0.075	0.000	-0.028
Duración de la separación	-0.132	0.000	-0.052	-0.175	0.000	-0.065
Tipo de vínculo pareja anterior (0=U.cons, 1=Casamiento)	0.002	0.000	0.307	0.686	0.002	0.245
Hijos de parejas anteriores (0=Sin hijos, 1=Con hijo/s)	0.804	0.989	0.001	0.333	0.164	0.123
Años de estudio 9-12	-0.112	0.480	-0.044	-0.494	0.027	-0.186
Años de estudio 13+	0.354	0.098	0.133	-0.664	0.008	-0.255
¿Nunca trabajó? (0= Trabajó, 1= Nunca)	0.811	0.049	0.270			
¿Trabaja? (0= No, 1= Sí)				0.342	0.194	0.131
Pensión (0= No, 1= Sí)				-0.738	0.003	-0.282
Religión (0= No, 1= Sí)	0.309	0.031	0.121	0.352	0.078	0.128
Constante	3.505	0.000		3.087	0.000	
N° de observaciones			412			362
Máxima verosimilitud			-2069539			-1173259
Pseudo R2			0.383			0.336

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

secundaria, aunque el nivel de significación es bajo. Este resultado sería congruente con las explicaciones que argumentan que las mujeres con mayores recursos están en mejor posición para conformar una nueva unión que las que tienen peores desempeños sociales.⁷ Sin embargo, la relación entre recomposición femenina y trabajo sustenta la hipótesis de que aquellas mujeres que invierten menos en la vida laboral tienen mayores probabilidades de reconstituir. En este caso, la relación es significativa a un nivel alto y el efecto marginal es considerable, revelando que la probabilidad de volver a constituir pareja entre las mujeres que nunca trabajaron es 27 puntos porcentuales mayor que la que están o han estado insertas en el mercado laboral. En principio, y siguiendo la “hipótesis de la autonomía económica”, cabría esperar que las mujeres más educadas fueran menos propensas a rehacer su vida conyugal en la medida en que se espera que su bienestar econó-

7 Aunque habría que preguntarse también qué ventajas ofrecen los potenciales cónyuges de las mujeres con menor nivel educativo a los efectos de mejorar la economía del hogar.

mico sea menos dependiente del matrimonio. La propensión a volver a formar pareja en función de la condición de actividad sugiere, a diferencia de la educación, que la recomposición femenina tiene cierta relación con la capacidad de autosustento: las mujeres que al momento de la encuesta eran activas, ocupadas o no, presentan una tasa de recomposición ostensiblemente menor que aquellas que estaban fuera del mercado de trabajo.⁸ Debe recordarse, sin embargo, que la variable está medida a la fecha de la encuesta y no en la fase anterior a la entrada en una nueva unión, por lo que no es posible determinar en qué grado la recomposición es, en parte, el resultado de una estrategia económica. Si bien el número de casos es muy pequeño, el hecho de que también entre las mujeres que nunca han trabajado la tasa de reconstitución sea muy alta (67%),⁹ parece confirmar que la ausencia de carrera laboral o una inserción más inestable en el mercado de empleo conducen a las mujeres a valorar más los beneficios de recomponer las economías de escala que conlleva la vida conyugal.

A la inversa, los varones inactivos son los que tienen menores chances de volver a conformar una unión. Tomando los recaudos referidos en cuanto al momento de medición de la actividad laboral, este resultado podría estar asociado a un menor atractivo de los varones inactivos en el mercado matrimonial. De acuerdo con estos resultados, la relación entre actividad y reconstitución parece estar marcada por una fuerte división de roles sexuales: las mujeres se presentarían al mercado matrimonial buscando buenos proveedores, lo que determinaría que los varones con menor capacidad financiera sean menos atractivos a sus ojos.

24

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

El análisis también revela que las mujeres que estuvieron casadas en su última unión y las que tienen algún tipo de orientación religiosa son más propensas a volver a vivir en pareja. Interpretados conjuntamente, estos dos resultados, sugieren que aquellas mujeres que tienen actitudes más tradicionales hacia la vida conyugal o las que hicieron una inversión mayor en la institución matrimonial en su unión anterior procuran, en mayor medida que otras mujeres separadas, volver a vivir en pareja, o quizás restituir un marco conyugal para criar a sus hijos.

Esto mismo se constata en los varones, entre quienes el hecho de haber estado casados en su última unión y poseer creencias religiosas se asocia positivamente con la probabilidad de estar en unión. La relación hijos/recomposición tiene el resultado esperado: en las chances masculinas de conformar una nueva unión, no existen diferencias significativas entre los que tienen y no tienen hijos. Igualmente, tampoco se registran diferencias

8 Las condición de actividad está definida según el estándar: son activas aquellas personas que estaban ocupadas y/o buscaban trabajo durante la semana anterior a la entrevista y las que no estaban trabajando por razones de licencia vacacional, por enfermedad, etcétera.

9 Véase en el Anexo el Cuadro A.1 en el que se presentan las tasas de reconstitución según características seleccionadas.

significativas en la variable que mide la inserción laboral; cabe destacar que la ausencia de asociación se mantiene aun retirando la variable educación del modelo.¹⁰

A diferencia de las mujeres, la educación tiene efectos significativos sobre el comportamiento posruptura masculino: existe una relación negativa y consistente entre nivel educativo y recomposición. Dado que es esperable que los varones con mayores recursos sean más atractivos para las potenciales cónyuges, y que no hay razón para pensar que su vida social sea más restringida que la de otros hombres, este resultado insinúa que la vida conyugal no representa mayores ventajas para los hombres con más recursos o con actitudes menos convencionales hacia la pareja y la familia.

Finalmente, el hecho de contribuir económicamente con el hogar donde viven sus hijos de uniones anteriores reduce las chances de los varones de volver a conformar una nueva unión. Si se interpreta esta asociación como el reflejo de un mayor nivel de compromiso con los vínculos familiares contraídos anteriormente, este resultado parece confirmar que es en el campo de las ideas donde se procesa mayormente la decisión de volver a vivir en pareja, descontando que la edad juega un rol preponderante en la trayectoria posruptura: aun cuando el ajuste general del modelo es razonable –revelando que este conjunto de variables contribuye a explicar una porción importante de la varianza de la probabilidad de recomponer–, debe señalarse que más del 60% del ajuste está dado por la edad a la ruptura.

Las mujeres y varones que residen en el interior del país tienen chances algo mayores que los habitantes de la capital de recomponer la unión, aunque la brecha en la tasa de recomposición según área de residencia es muy modesta, en particular entre los varones. Dado que la edad a la primera unión es un poco menor en el interior del país y que las rupturas presentan niveles similares en ambas áreas, es factible que esta diferencia esté relacionada con una mayor precocidad en la edad a la ruptura. Esta variable no fue incluida en el modelo, pero vale mencionar que no resultó significativa en ninguna de las pruebas realizadas.

Consideraciones finales

En este trabajo se buscó poner de manifiesto las principales características de las uniones ocurridas en el marco de la recomposición de la vida conyugal en el Uruguay. En primer lugar, se considera que la descripción de este fenómeno constituye un aporte al campo de investigaciones sobre la nupcialidad latinoamericana, dada la escasa acumulación de estudios que existe en torno a la recomposición en la región. En segundo lugar, se buscó aportar evidencia sobre los principales factores que subyacen a la reconstitución de la unión, buscando contrastar los resultados con los hallazgos producidos en torno al tema en el contexto de otros países con alta incidencia de las rupturas conyugales, como es el caso del Uruguay.

10 En el modelo femenino también se realizó el mismo ejercicio, y la relación positiva entre no haber trabajado nunca y recomposición continuó siendo significativa.

Contra intuitivamente, el hecho de tener hijos no impone barreras a la formación de una nueva unión. La evidencia, aunque débil, sugiere que las chances femeninas de recomponer su vida conyugal son incluso mayores si tienen hijos. En consecuencia, estos resultados no confirman la idea extendida de que los hijos son un obstáculo para iniciar un nuevo vínculo conyugal, y parecen sugerir que las mujeres buscan restablecer un contexto conyugal para continuar criando a sus hijos o para ampliar su fecundidad.

Si se considera este hallazgo en combinación con los efectos positivos que ejercen sobre la recomposición las actitudes de mayor apego a la institución matrimonial –por ejemplo, tener orientación religiosa y haberse casado legalmente en la unión anterior–, el resultado general de este estudio sugiere que la recomposición depende fuertemente de las orientaciones hacia la vida familiar tanto entre los hombres como entre las mujeres.

Si bien se encuentra que entre las mujeres que nunca participaron del mercado laboral aumentan las chances de conformar una unión posruptura –lo que podría orientar la explicación hacia la reconstitución de una nueva relación de pareja como estrategia económica–, la relación entre nivel educativo y recomposición no va en el mismo sentido. En efecto, no se encuentran mayores índices de formación de nuevas uniones entre las mujeres que tienen bajo nivel educativo, como cabría esperar si la recomposición respondiese al argumento de la necesidad; a la inversa, son las mujeres con educación terciaria quienes presentan mayores probabilidades de entrar en una nueva unión. En hipótesis, este resultado podría explicarse como la ausencia de ventajas económicas de los potenciales cónyuges de las mujeres menos educadas. Paradójicamente, serían las mujeres que menos precisan recomponer economías de escala las que tienen mayores probabilidades de conformar un nuevo núcleo conyugal.

Bibliografía

- ARRIAGADA, I. (2004), “Transformaciones sociales y demográficas de las familias en América Latina”, en *Papeles de Población*, núm. 10 (40), pp. 71-96.
- BARTFELD, J. (2000), “Child Support and Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children”, en *Demography*, núm. 37 (2), pp. 203-213.
- BARTFELD, J. y D. Meyer (2003), “Child Support Compliance among Discretionary and Nondiscretionary Obligor”, en *Social Service Review*, núm. 77 (3), pp. 347-374.
- BERNHARDT, E. (2000), “Repartnering among swedish men and women. A case study of emerging patterns in the second demographic transition”, ponencia presentada en FFS Flagship Conference, Bruselas, 19 al 31 de mayo. Disponible en <www.unece.org/pau/docs/ffs/FFS_2000_FFConf_ContriBernhard.pdf>.
- BOZON, M. (1990), “Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints: une domination consentie. I, type d'union et attente en matière d'écart d'âge”, en *Population*, núm. 2, pp. 327-360.
- BRACKE, S. y K. Schoors (2013), “Gender Differences in the Probability of Post-Divorce Rematching and the Quality of the New Match”, en <<http://ssrn.com/abstract=2279498> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2279498>>, acceso junio de 2014.
- BRÖCKEL, M. (2005), “The economic consequences of partnership dissolution in Germany and Great Britain”, en <<https://www.iser.essex.ac.uk/files/conferences/bhps/2005/docs/pdf/papers/broeckel.pdf>>, acceso junio de 2014.
- BUCHELI, M., W. Cabella, A. Peri, G. Piani y A. Vigorito (2002), *Encuesta sobre situaciones familiares y desempeños sociales de las mujeres en Montevideo y Área metropolitana. Sistematización de resultado*, Montevideo: Udelar/UNICEF.
- BUCHELI, M. y A. Vigna. (2005), “Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay”, en *Desarrollo y Sociedad*, núm. 56, Universidad de los Andes, pp. 1-23.
- BURGUIERE, A. (1998), “L'imaginaire familial”, en *Le Monde de la éducation, de la culture et de la formation*, París: Le Monde, noviembre.
- CABELLA, W. (2008), *Dissoluções e formação de novas uniões: uma análise demográfica das tendências recentes no Uruguai*, Campinas: UNICAMP, Textos NEPO núm. 56, pp. 11-238. [Tesis de doctorado].
- (2010), “Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay: un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas”, en *Revista Latinoamericana de Población*, núm. 7, Buenos Aires: ALAP, julio-diciembre, pp. 31-56.
- CHERLIN, A. (1992), *Marriage, Divorce, Remarriage. Revised and Enlarged Revision*, Harvard: Harvard University Press.
- CHERLIN, A. y Frank F. Furstenberg (1991), *Divided Families: what happens to children when parents part?*, Harvard: Harvard University Press.

- FESTY, P. (1991), "Biographies après divorce", en T. Hibert y L. Roussel (eds.), *La nuptialité: évolution récente en France et dans les pays développés*, París: PUF, pp. 193-212.
- FILGUEIRA, C. y A. Peri. (1993), "Transformaciones recientes de la familia uruguaya: cambios coyunturales y estructurales", en CEPAL (ed.), *Cambios en el perfil de las familias. La experiencia regional*, Santiago de Chile: CEPAL.
- (1996), *Sobre revoluciones ocultas. La familia en el Uruguay*, Montevideo: CEPAL.
- GRAAF, P. de y M. Kalmijn (2003), "Alternative Routes in the Remarriage Market. Competing risks analyses of Union Formation after Divorce", en *Social Forces*, núm. 8 (4), pp. 1459-1498.
- JANSEN, M., D. Mortelmans y L. Snoeckx (2009), "Repartnering and (re) employment: strategies to cope with the economic consequences of partnership dissolution", en *Journal of Marriage and Family*, núm. 71, pp. 1271-1293.
- KIERNAN, K. (2001), "The rise of cohabitation and childbearing outside marriage in western Europe", en *International Journal of Law, Policy and the Family*, núm. 15, pp. 1-21.
- KOO, H., C. Suchindra, y J. Griffith. (1984), "The Effects of Children on Divorce and Re-marriage: A multivariate Analysis of Life Table Probabilities", en *Population Studies*, núm. 38 (3), pp. 451-472.
- LAMPARD, R. y K. Peggs (1999), "Repartnering: The relevance of parenthood and gender to cohabitation and remarriage among formerly married", en *British Journal of Sociology*, núm. 50 (3), pp. 443-465.
- MEGGIOLARO, S. y F. Ongaro (2008), "Repartnering after marital dissolution: Does context play a role?", en *Demographic Research*, núm. 19, pp. 1913-1934.
- MOXNES, K. (1992), "Changes in family patterns, changes in parenting? A change toward a more or less equal sharing between parents?", en Ulla Björnberg (ed.), *Europeans parents en the 1990s. Contradictions and Comparisons*, Transactions Publishers.
- OPPENHEIMER, V. K. (1994), "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies", en *Population and Development Review*, núm. 20 (2), pp. 293-342.
- SCHMIEGE, C.J., L. N. Richards y A. M. Zvonkovic (2001), "Remarriage: For love or money?", en *Journal of Divorce & Remarriage*, núm. 36 (1/2), pp. 123-140.
- SELZER, J. (1994), *Demographic Change, Children's Families, and Child Support Policy in the United State*, Madison: University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty.
- SHIONO, P. y L. Sandham Quinn (1994), "Epidemiology of divorce", en *The Future of Children*, núm. 4 (1), pp. 15-28.
- SMOCK, P. (1990), "Remarriage Patterns of Black and White Women", en *Demography*, núm. 27 (3), pp. 468-473.
- STREET, C. y M. Santillan. (2005), "La primera unión y la ruptura conyugal en el curso de vida femenino. Algunas evidencias a partir de la ESF", en Susana Torrado (ed.), *Trayectorias*

- nupciales, familias ocultas (Buenos Aires entresiglos)*, Buenos Aires: Miño y Dávila, pp. 119-168.
- SKEW, A., A. Evans y E. Gray (2009), "Factors affecting repartnering in Australia and the UK", ponencia presentada a la Population Association of America Conference (PAA), 30 de abril al 2 de mayo, Detroit. Disponible en <<http://paa2009.princeton.edu/sessions/167>>.
- STEWART, S. D., W. D. Manning *et al.* (2003), "Union Formation among Men in the U.S.: Does Having Prior Children Matter?", en *Journal of Marriage and Family*, núm. 65, pp. 90-104.
- SWEENEY, M. (1995), "Remarriage of Men and Women. The Role of Socio-economic Prospects", en *CDE Working Paper*, núm. 95-08, Madison: University of Wisconsin-Madison.
- VILLENEUVE-GOKALP, K.(1991), "Du premier au deuxième couple: les différences de comportement conjugal entre hommes et femmes", en T. Hibert y L. Roussel (eds.), *La nuptialité: évolution récente en France et dans les pays développés*, París: PUF, pp. 179-192.
- (1994), "Après la séparation: conséquences de la rupture et avenir conjugal", en H. Leridon y K. Villeneuve-Gokalp, *Constance et inconstances de la famille. Biographies familiales des couples et des enfants*, París: INED, pp. 137-161.
- WHITE, L. (1990), "Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties", en *Journal of Marriage and Family*, núm. 52 (4), pp. 904-912.
- WU, Z. y C. M. Schimmele (2005), "Repartnering after first union disruption", en *Journal of Marriage and Family*, 67 (1), pp. 27-36.

Anexo

Cuadro A.1
Tasa de recomposición según características seleccionadas, por sexo (en porcentajes).
Uruguay, año 2004. Montevideo, año 2001

Características seleccionadas	Varones	Mujeres	N*
Edad a la ruptura			
< 30	80.4	74.1	333
31 a 39	53.9	43.9	158
>40	38.1	18.3	123
Hijos de uniones anteriores			
No	52.6	48.1	217
Sí	47.8	46.7	383
Nº de hijos de uniones anteriores (datos de ESF)			
0		51.1	90
1		62.9	178
2		47.1	157
3+		43.5	115
Área de residencia			
Montevideo	62.7	53.4	339
Interior	65.6	59.5	281
Años de estudio			
0-8	66.9	56.8	279
9 a 12	64.5	56.3	219
13+	56.9	55.2	123
Actividad laboral			
Inactivo/a	42.9	73.5	111
Activo/a	66.0	50.4	508
Nunca trabajó	--	82.4	17
Indicador de bienes del hogar			
Bajo	74.7	50.8	197
Medio	66.7	54.2	240
Alto	52.1	66.3	185

* El valor de N es la suma de los casos de hombres y mujeres en cada categoría.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG (Uruguay, 2004) y de la ESF (Montevideo, 2001).